

D OCUMENT D'ÉTUDES

LE RECOURS AU CHÔMAGE PARTIEL ENTRE 1995 ET 2005*

Par

*Oana CALAVREZO ***

*Richard DUHAUTOIS****

*Emmanuelle WALKOWIAK*****

N° 135

Février 2008

**Les documents d'études sont des documents de travail ;
à ce titre, ils n'engagent que leurs auteurs
et ne représentent pas la position de la DARES.**

* La DARES a financé ce projet sur le chômage partiel dans le cadre d'une convention entre le Centre d'Etudes de l'Emploi (CEE), le Centre d'Etudes et de Recherches sur les Qualification (CEREQ) rattaché à l'Université d'Orléans et le Laboratoire d'Economie d'Orléans (LEO). Le pilotage de ce projet a été assuré par un groupe réunissant la DARES et la mission FNE de la DGEFP. Les auteurs remercient Hélène Valdelièvre, Lucie Gonzalez et Odile Chagny pour leurs remarques constructives et leurs suggestions. Nous tenons également à remercier Stéphane Jugnot, Matthieu Bunel pour ses conseils lors du séminaire interne de l'UR « Travailleurs et organisations » (CEE) qui ont permis d'améliorer ce document et Michal Wong-Urdanivia pour son aide lors de la mise en place de la modélisation de l'estimateur à noyau d'Heckman, Ichimura et Todd (1998). Les résultats de ce rapport n'engagent que leurs auteurs.

** LEO et CEE. oana.calavrezo@etu.univ-orleans.fr

*** CEE, CREST et Université de Marne-la-Vallée. richard.duhautois@mail.enpc.fr

**** LEO et CEE. emmanuelle.walkowiak@univ-orleans.fr

SOMMAIRE

<u>Synthèse.....</u>	<u>5</u>
<u>PARTIE I : Faits stylisés de l'évolution des autorisations de chômage partiel et typologie d'établissements.....</u>	<u>8</u>
<u>Introduction partie I</u>	<u>9</u>
<u>I- Concepts, données et mesures.....</u>	<u>12</u>
I-1- Le chômage partiel : définition et concepts	12
I-2- Les fichiers mensuels d'autorisations de chômage partiel.....	12
I-3- Les principaux indicateurs	16
<u>II- Aménagement, réduction du temps de travail et changement réglementaire du chômage partiel</u>	<u>18</u>
II-1- L'aménagement et la réduction du temps de travail et le chômage partiel.....	18
II-2- Le changement réglementaire du chômage partiel.....	20
II-3- Le recours au chômage partiel et la réduction du temps de travail.....	25
<u>III- La conjoncture économique et le recours au chômage partiel</u>	<u>28</u>
III-1- La récurrence et la durée des autorisations de chômage partiel sont contra-cycliques	29
III-2- La saisonnalité des autorisations de chômage partiel reste importante quel que soit le cycle économique	33
<u>IV- Les caractéristiques des établissements qui recourent au chômage partiel</u>	<u>35</u>
IV-1- Les secteurs industriels sont les plus grands bénéficiaires d'autorisations de chômage partiel.....	35
IV-2- Les établissements de 50 à 499 salariés sont les premiers bénéficiaires des autorisations de chômage partiel	39
IV-3- Les contributions à la décroissance des autorisations de recours au chômage partiel (analyse croisée secteur – taille)	41
IV-4- Les caractéristiques des établissements avec des autorisations récurrentes de chômage partiel.....	42
<u>Conclusion partie I.....</u>	<u>46</u>
<u>PARTIE II : L'aménagement et la réduction du temps de travail et les autorisations de recours au chômage partiel</u>	<u>48</u>
<u>Introduction partie II.....</u>	<u>49</u>

<u>I – Données et mesures</u>	53
I-1- Les données	53
I-2- Les catégories d'établissements selon leur réduction de la durée effective du temps de travail	55
<u>II – La méthodologie empirique</u>	59
II-1- Le modèle d'appariement sélectif.....	60
II-2- L'appariement sélectif des établissements ayant réduit la durée effective du travail	63
II-2-1- Les variables de traitement	63
II-2-2- Les variables de performance : les mesures de chômage partiel	64
II-2-3- Les critères d'appariement.....	67
<u>III – Les résultats</u>	71
III-1- Les déterminants de la réduction anticipée du temps de travail	71
III-2- La comparaison des recours au chômage partiel des établissements « anticipateurs » et des « sans réduction de la durée effective du travail »	75
III-3- La comparaison des performances des établissements « anticipateurs » et des « non anticipateurs »	80
<u>Conclusion partie II</u>	84
<u>PARTIE III : Recours au chômage partiel, flexibilisation de la main d'œuvre et licenciements économiques</u>	86
<u>Introduction partie III</u>	87
<u>I – Données</u>	90
I-1- Les DMMO	90
I-2- Les fichiers UNEDIC	91
I-3- L'appariement	91
<u>II – L'évolution des mouvements de main d'œuvre au sein des établissements recourant aux autorisations de chômage partiel</u>	92
II-1- Mesurer les mouvements de main d'œuvre.....	92
II-2- Chômage partiel et mouvements de main d'œuvre.....	95
II-2-1- Quelques statistiques descriptives.....	95
II-2-2- Les corrélations entre chômage partiel et mouvements de main d'œuvre	100
<u>III – La substituabilité/complémentarité entre le chômage partiel et les CDD et l'intérim</u>	103
III-1- La démarche empirique.....	103
III-2- Les résultats	108

<u>IV- L’impact des autorisations de chômage partiel sur les licenciements économiques.....</u>	<u>113</u>
IV-1- La démarche empirique.....	113
IV-2- Les résultats	118
<u>Conclusion partie III.....</u>	<u>124</u>
<u>Bibliographie.....</u>	<u>131</u>
<u>Annexes</u>	<u>131</u>

Synthèse

Le chômage partiel permet à un établissement qui fait face à un choc conjoncturel de réduire temporairement son activité au-dessous de la durée légale ou d'arrêter momentanément toute ou partie de son activité. La théorie économique met en évidence deux rôles joués par le chômage partiel. D'abord celui d'outil de protection de l'emploi, car il vise à éviter les licenciements économiques en cas de « coups durs » pour l'établissement. Par ailleurs, le législateur stipule que le chômage partiel ne doit être utilisé que dans des circonstances exceptionnelles, cela traduisant le fait qu'il représente un événement rare. Ensuite le chômage partiel constitue un instrument de flexibilité puisqu'il permet d'adapter le volume d'heures travaillées aux variations d'activité des établissements. La flexibilité permettrait un recours moins limité au chômage partiel, dans la mesure où il pourrait être utilisé pour des situations de baisse d'activité relativement prévisibles et donc pas nécessairement exceptionnelles, dans des cas où la survie de l'établissement ne serait pas nécessairement en jeu. En France, entre 1995 et 2005, le recours au chômage partiel a fortement diminué. On peut identifier deux facteurs principaux de baisse des autorisations de chômage partiel sur cette période : les évolutions conjoncturelles et un grand mouvement structurel qui est la réduction du temps de travail et qui s'est accompagné par le changement du régime réglementaire du dispositif. Ce document d'étude vise à caractériser, tout en l'expliquant la baisse du chômage partiel et à déterminer quel rôle économique joue aujourd'hui ce dispositif en France. Pour ce faire, les fichiers mensuels d'autorisations de chômage partiel couvrant la période de 1995 à 2005 sont utilisés et appariés à différents fichiers administratifs. En moyenne, seule la moitié des autorisations de chômage partiel est en réalité consommée chaque année par les établissements français. L'information sur l'utilisation effective du chômage partiel est disponible à un niveau agrégé, mais n'existe pas au niveau de l'entreprise ou de l'établissement. Dans ce document d'étude, nous expliquons donc les tendances dans les autorisations de recours au chômage partiel au sein des établissements français qui sont un indicateur des besoins anticipés par les dirigeants de ces établissements. Le travail est organisé de la façon suivante.

La première partie définit le cadre réglementaire du chômage partiel et son évolution. Nous observons que les autorisations de chômage partiel sont déterminées par la conjoncture économique, et que l'aménagement et la réduction du temps de travail qui s'est accompagnée

d'une réforme du dispositif de chômage partiel constitue le choc majeur susceptible d'expliquer la baisse drastique des autorisations de chômage partiel. Par ailleurs, en analysant statistiquement la dynamique des autorisations de chômage partiel, plusieurs faits stylisés sont mis en évidence : la baisse structurelle des autorisations de chômage partiel, leur forte saisonnalité quel que soit le cycle économique, la contra-cyclicité de la durée et de la récurrence des autorisations de chômage partiel. En étudiant les dynamiques sectorielles et par taille d'établissement, nous observons que le chômage partiel autorisé concerne avant tout l'industrie, ce sont les petits établissements qui sont les plus nombreux à bénéficier des autorisations de chômage partiel, alors que les établissements de 50 à 499 salariés concentrent le plus grand nombre de jours autorisés et de salariés concernés.

La deuxième partie évalue l'impact de la réduction effective du temps de travail sur le recours au chômage partiel qui constituent deux outils de flexibilité interne. Pour ce faire, les données sur les autorisations de chômage partiel sont appariées au fichier Aubry et aux fichiers « Bénéfices Réels Normaux » (1994-2003). Les modalités de mises en œuvre de la réduction effective du temps de travail étant très hétérogènes entre les établissements, nous distinguons les établissements ayant anticipé la réduction effective du temps de travail, de ceux qui ne l'ont pas anticipée et de ceux qui ne l'ont pas réduite de façon effective. Nous estimons des modèles d'appariement sélectif sur un panel cylindré d'établissements français. Les résultats obtenus montrent que les établissements anticipateurs ayant sollicité des aides structurelles demandent globalement un peu moins d'autorisations de chômage partiel que ceux n'ayant pas réduit leur durée effective du travail. Les établissements anticipateurs, quant à eux, demandent nettement moins d'autorisation de chômage partiel que les établissements non anticipateurs. Ces résultats suggèrent un effet de substitution entre le chômage partiel et la réduction du temps de travail principalement lié à leur rôle d'instruments de flexibilité interne. Cela conduit à émettre l'hypothèse que la réduction du temps de travail recentre le chômage partiel sur sa fonction initiale de protection de l'emploi.

La troisième partie se concentre sur les relations qu'entretient le chômage partiel avec les outils de flexibilité externe, en appariant les données sur les autorisations de chômage partiel aux « Déclarations sur les mouvements de main d'œuvre » de 1996 à 2004. Un des objectifs de cette partie est de situer le recours au chômage partiel par rapport aux CDD et à l'intérim. Les résultats obtenus montrent que le chômage partiel apparaît substituable à ces deux outils de flexibilité externe. Lorsqu'un établissement connaît des épisodes de chômage partiel, il

ralentit ses « recrutements flexibles ». Néanmoins, cette relation de substitution est très faible lorsqu'on contrôle les effets fixes et les biais de sélection. Ce résultat souligne l'utilité du dispositif de chômage partiel. Il signifie que les établissements n'utilisent pas le chômage partiel dans le but de subventionner une stratégie de flexibilité. Ce dispositif semblerait plutôt pallier l'insuffisance des outils de flexibilité externe (CDD, intérim) qui ne permettraient pas de surmonter des difficultés conjoncturelles non-anticipées. Un deuxième objectif est de déterminer l'impact du chômage partiel sur les licenciements économiques. Cette sous-partie ne s'intéresse pas uniquement à la relation entre le chômage partiel et cet autre dispositif de flexibilité externe mais explore en même temps la fonction de protection de l'emploi du chômage partiel. Cela a nécessité de mettre en œuvre des modèles économétriques qui contrôlent l'inobservabilité du comportement des employeurs et les biais de sélection. Il ressort que le chômage partiel ne protège pas du licenciement économique. En ce sens, il freinerait le déclin des établissements en difficulté et ne serait pas efficace. Il convient cependant de relativiser cette interprétation en termes d'efficacité. En effet, travailler sur un échantillon cylindré comme nous l'avons fait, ne permet pas d'appréhender le processus de survie des établissements. Par ailleurs, pour juger de l'efficacité du dispositif de chômage partiel, il faudrait pouvoir mener des analyses en termes de coût, ce qui n'est pas permis par les données mobilisées.

**PARTIE I : Faits stylisés de l'évolution des autorisations de
chômage partiel et typologie d'établissements**

Introduction partie I

Les autorisations de recours au chômage partiel ont fortement diminué durant ces dix dernières années. En 2005, 1.8 millions de journées de chômage partiel ont été autorisées en France métropolitaine. Dix ans auparavant, à conjoncture sensiblement équivalente et déprimée, le nombre de journées autorisées était environ six fois plus élevé. Le chômage partiel permet à un établissement qui fait face à un choc de réduire temporairement son activité au-dessous de la durée légale ou d'arrêter momentanément toute ou partie de son activité. Le chômage partiel a un double rôle de protection de l'emploi et de flexibilité. Ce dispositif est donc susceptible d'apporter aux établissements la flexibilité qui leur est nécessaire pour résister aux difficultés conjoncturelles. La contingence de l'usage du dispositif à des difficultés économiques exceptionnelles, implique que le recours au chômage partiel soit un phénomène rare. En effet, entre 1995 et 2005 les autorisations de chômage partiel ont affecté en moyenne moins de 1 % des établissements et moins de 2 % des salariés en emploi dans l'ensemble des secteurs marchands de l'industrie, de la construction, du commerce et des services de la France métropolitaine.

Les rapides modifications de l'environnement des entreprises, associées à une forte concurrence et à la diffusion des technologies de l'information et de la communication engendrent un besoin accru de flexibilité. Ainsi, une littérature empirique sur l'évolution des pratiques de flexibilité s'est développée, notamment concernant le recours aux différents types de contrats de travail (l'utilisation de CDD, de travail temporaire) ou aux heures supplémentaires (cf. par exemple Bunel (2006)). Dans l'enquête ACEMO-flexibilité les employeurs déclarent utiliser principalement ces formes de contrats pour faire face aux creux et aux pics d'activité. Le niveau d'utilisation des CDD et de l'intérim a d'ailleurs fortement progressé en France et se situe aujourd'hui autour de 10 % de l'emploi salarié. Cette littérature se focalise également sur la façon dont les 35 heures ont pu impacté les différents outils de flexibilité (Bunel, 2004, Askenazy, 2003). De nombreux articles présentent l'aménagement et la réduction du temps de travail comme l'occasion pour les employeurs d'introduire ou d'amplifier la flexibilité dans l'entreprise. Ce dispositif est d'autant plus intéressant que la diffusion des 35 heures n'a été ni continue ni homogène, ce qui permet de dégager des typologies des établissements.

La flexibilité ainsi que la protection de l'emploi apportées par l'utilisation du chômage partiel en France n'a été traitée que de manière périphérique dans les travaux quantitatifs, alors

même que son efficacité selon les différentes modalités de mise en œuvre possibles est débattue dans de nombreux pays développés (Wright, 1991 ; Béraud, 1994 ; Mosley, 1995 ; Lallement & Lefèvre, 1995 ; Houseman & Abraham, 1995 ; Lallement & Lefèvre, 1996 ; Abowd & Allain, 1997 ; Lefresne & Tuchsirer, 2001)¹. En France, les études s'intéressant à ce dispositif sont essentiellement qualitatives (Béraud, Lefèvre et Sidhoum, 1994 ; Le Corre, 1998). Elles soulignent les modalités de l'ajustement conjoncturel associées à l'utilisation du chômage partiel (Chouvel, 1995). Du point de vue quantitatif, seuls les travaux de la DARES présentent chaque année un bilan annuel des autorisations du recours à ce dispositif (cf. par exemple Valdelièvre, 2005), ne permettant néanmoins pas de dégager des tendances nettes sur plus long terme.

Cette première partie du document d'étude a deux objectifs. Elle vise tout d'abord à mettre en relation l'évolution dans les autorisations de chômage partiel avec les nombreux chocs qui ont pu affecter ce dispositif entre 1995 et 2005 : la disparition du dispositif « Temps Réduit Indemnisé de Longue Durée » (TRILD) en 1996, l'aménagement et la réduction du temps de travail, la réforme des modalités de recours au chômage partiel qui l'a accompagné, les différents chocs économiques au niveau global et sectoriel, les intempéries de 2000, etc. Le second objectif est de dégager, en les analysant, des tendances dans les autorisations du recours au chômage partiel par les établissements français. L'importante baisse du nombre de journées de chômage partiel autorisées entre 1995 et 2005 ne reflète pas l'idée que l'on se fait de son utilisation. En effet, en tant qu'outil de flexibilité, il s'apparente à un amortisseur des chocs conjoncturels, et les autorisations de chômage partiel devraient être *a priori* contra-cycliques : diminuer en phase haute et augmenter en phase basse. Ainsi la bonne conjoncture de la fin des années 1990 justifie le recul des autorisations de chômage partiel sur la période 1995-1998, mais après le retournement conjoncturel de 2001, on s'attendrait à ce qu'elles retrouvent les niveaux du milieu des années 1990. L'originalité de cette première partie est d'analyser l'évolution des autorisations de recours au chômage partiel entre 1995 et 2005, afin de mettre en évidence des faits stylisés sur ce dispositif. L'analyse porte sur les établissements

¹ Les instruments semblables au « chômage partiel » sont le « short time working » (Grande – Bretagne), la CIG - « Cassa integrazione guadagni » (Italie), la Kurzarbeitergeld (KUG, Allemagne), le « Short – Time Compensation Program » (Etats-Unis, Canada) et sous certains aspects, le dispositif « temporary layoffs » (Etats-Unis).

de la France métropolitaine toutes tailles et tous secteurs d'activité confondus. La dimension privé / public² est également prise en compte.

Bien qu'aucune donnée ne soit disponible pour mesurer directement l'usage effectif de chômage partiel, la DARES et les Directions départementales du travail, de l'emploi et de la formation professionnelle (DDTEFP) produisent mensuellement les fichiers d'autorisations de chômage partiel. Les autorisations de chômage partiel représentent le nombre de journées demandées par les établissements et autorisées par les DDTEFP. Les journées effectivement chômées et rémunérées par l'allocation spécifique s'appellent journées de chômage partiel indemnisées. Le plus souvent les entreprises n'utilisent pas la totalité des journées autorisées par les DDTEFP. Entre 1995 et 2005, en moyenne, seulement environ la moitié des journées de chômage partiel autorisées sont réellement chômées et indemnisées. Les journées autorisées représentent ainsi un indicateur prévisionnel des besoins des établissements en termes de chômage partiel et sont le signe d'une stratégie préventive. Cet indicateur a pour avantage de fournir une aide disponible rapidement pour l'interprétation de l'évolution conjoncturelle. Par ailleurs on peut émettre l'hypothèse que les demandes d'autorisations des établissements relèvent d'un comportement de type assurantiel.

Cette première partie du document d'étude s'organise de la façon suivante. Nous allons présenter les concepts employés et les données mobilisées (section I), puis les deux principaux chocs qui ont pu affecter le recours au chômage partiel entre 1995 et 2005 : la réduction du temps de travail accompagnée par le changement réglementaire du dispositif (section II) ainsi que les évolutions conjoncturelles (section III). Nous identifierons ensuite les caractéristiques des établissements qui bénéficient d'autorisations de chômage partiel sur la période d'analyse (section IV). Nous concluons en résumant les principaux résultats.

² Pour le secteur public il n'y a pas de réglementation spécifique et, comme on s'y attend, les autorisations de chômage partiel sont quasi inexistantes dans ce secteur.

I- Concepts, données et mesures

I-1- Le chômage partiel : définition et concepts

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 réduire temporairement son activité au-dessous de la durée légale du temps de travail ou de la durée conventionnelle du travail ou elle peut arrêter momentanément tout ou partie de son activité.

L'objectif du chômage partiel est de permettre à l'établissement de surmonter les difficultés économiques conjoncturelles et d'éviter le licenciement des salariés. Ainsi le chômage partiel peut être considéré en tant qu'outil d'aide économique préventive. 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. Lorsque le chômage partiel se prolonge au-delà de 4 semaines, on parle de « chômage partiel total ». Les salariés dont le contrat de travail est suspendu peuvent être admis au bénéfice de l'allocation d'aide de retour à l'emploi versée par l'ASSEDIC pour une durée de 6 mois au maximum.

Entre 1995 et 2005, ce dispositif a été influencé d'une part, par le choc majeur (spécifique sur la période) qu'a constitué la réduction du temps de travail qui a été accompagné d'une réforme réglementaire du chômage partiel (section II) et d'autre part, par les différents mouvements conjoncturels (section III) (qui affectent en général le recours au dispositif).

I-2- Les fichiers mensuels d'autorisations de chômage partiel

Le processus de recours au chômage partiel peut se décomposer de manière schématique en cinq étapes (cf. schéma 1) : connaître des difficultés économiques (étape 1), recourir au dispositif (on traduit cette décision par une demande d'autorisation d'usage du chômage partiel à la DDTEFP) (étape 2), la réponse de la DDTEFP (étape 3), le niveau de

consommation des heures de chômage partiel autorisées (étape 4) et en dernier, la demande de remboursement et le remboursement de l'allocation spécifique (étape 5).

L'étude est réalisée à partir des fichiers mensuels d'autorisation de chômage partiel et donc, l'analyse est principalement menée au niveau de l'étape 3. Les fichiers employés sont produits par les DDTEFP en collaboration avec la DARES. Nous disposons d'une information exhaustive sur les autorisations de chômage partiel dans les établissements français (France métropolitaine) entre 1995 à 2005 pour l'ensemble des secteurs de l'économie. L'information disponible 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 (voir annexe 1), le périmètre (établissement entier ou partie) (voir annexe 2), ainsi que le recours antérieur au chômage partiel (voir annexe 3 pour un exemple de répartition du nombre de jours de chômage partiel autorisés en fonction du type de recours au dispositif). Certaines variables sur les caractéristiques des entreprises utilisatrices du chômage partiel (taille, secteur, etc.) sont également disponibles (voir annexe 4 pour un exemple de répartition par secteur et par taille). A partir de 2002, les données collectées ont été enrichies de la durée effective du travail dans l'entreprise, de la catégorie socio-professionnelle des salariés au chômage partiel à un niveau très agrégé, du taux de prise en charge par l'Etat et de l'effectif par les différentes formes d'aménagement du temps de travail (voir annexe 5) . Entre 2002 et 2005, les ouvriers sont la catégorie socioprofessionnelle la plus touchée par le chômage partiel (en moyenne 83,6 %), suivi par les employés, techniciens et agents de maîtrise- etam- (en moyenne 14,1 %), puis les cadres (en moyenne 2,2 %). Ce résultat est lié au fait que l'industrie, qui emploie majoritairement des ouvriers, est le premier secteur utilisateur du chômage partiel (comme nous allons le voir dans la prochaine section). De plus, le fait que les cadres soient rarement concernés par le régime général de l'aménagement et la réduction du temps de travail et qu'ils aient des modalités d'organisation de leur temps de travail offrant plus de flexibilité pour s'adapter à la conjoncture économique, peut contribuer à expliquer qu'ils représentent la catégorie la moins touchée.

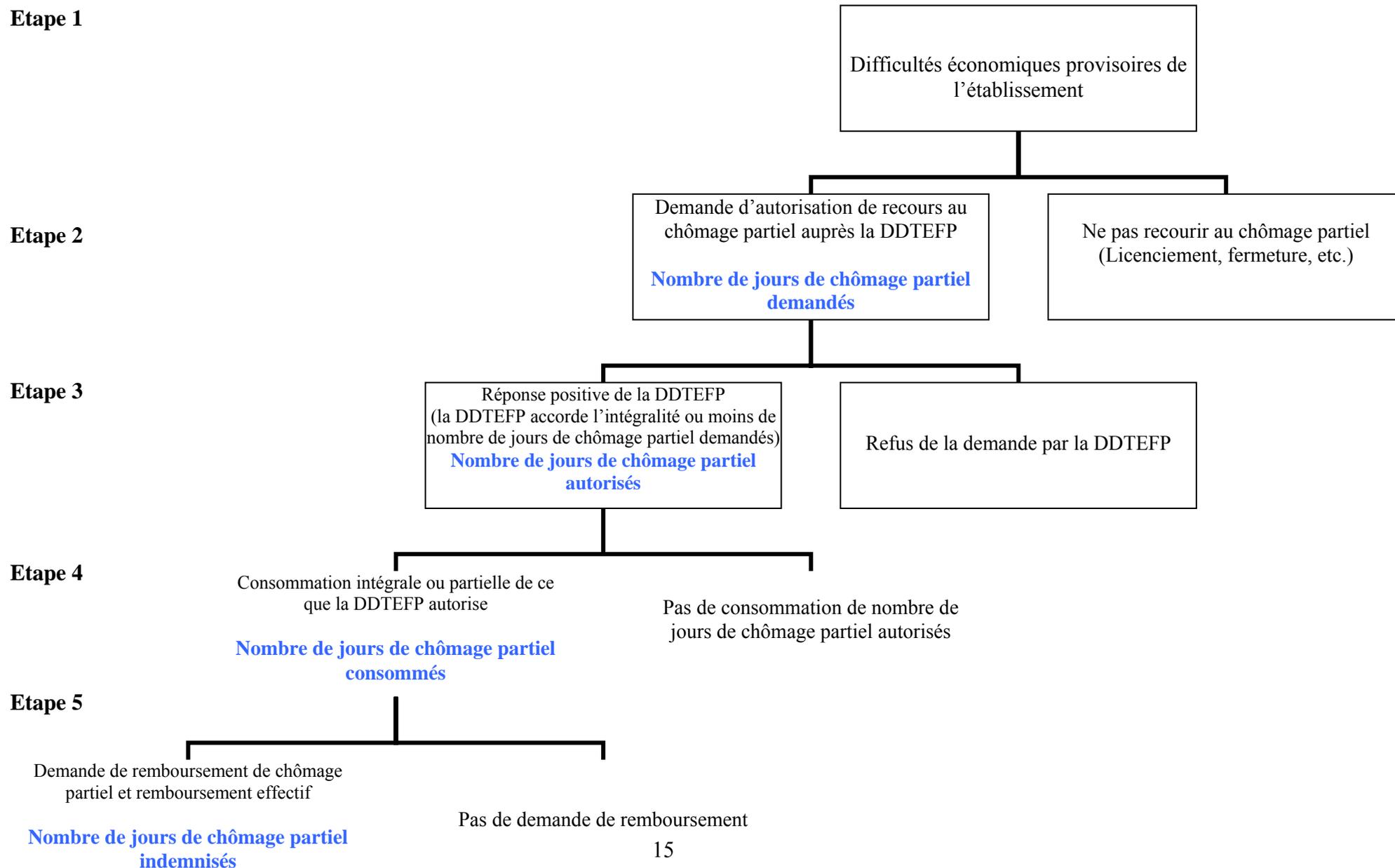
Le nombre de jours de chômage partiel autorisés mesure imparfaitement le nombre de journées réellement consommées et indemnisées. Ces informations ne sont disponibles que plusieurs années après leur utilisation. Ainsi, l'indicateur du nombre de jours de chômage

partiel autorisés traduit les anticipations des entrepreneurs. Si l'on veut analyser la consommation effective de l'usage du dispositif par cette mesure cela signifie que les niveaux d'utilisation du chômage partiel sont surévalués. En revanche, les tendances peuvent être considérées comme représentatives de l'économie française.

En ce qui concerne la consommation des journées autorisées de chômage partiel, une étude qualitative récente (Dares, 2006) auprès des DDTEFP montre que 10% des autorisations de chômage partiel ne sont pas du tout consommées, 50% sont partiellement consommées et les 40% restantes sont entièrement consommées. L'intérêt principal pour les entreprises qui utilisent ce dispositif serait de bénéficier d'exonérations de charges sociales et, non pas nécessairement de récupérer les indemnités du chômage partiel. A partir des données de la DARES qui approximent cette mesure, il est établi que pour la période 1996 – 2005 en moyenne, le chômage partiel réellement indemnisé représente un peu moins de 50 % du chômage partiel autorisé³.

³ Pour la période de bonne conjoncture économique, les établissements ont consommé en moyenne 55 % des jours autorisés alors qu'en période de mauvaise conjoncture ils ont consommé moins, autour de 40 %. Cela peut s'expliquer par le caractère anticipateur des autorisations : plus la période est mauvaise et plus les établissements sentent la nécessité de se protéger ; ils font ainsi des demandes nettement supérieures à leurs réels besoins. En revanche, en période de bonne conjoncture les établissements sont moins inquiets et ils ont une vision plus juste et donc il y a une probabilité plus forte qu'ils consomment les jours autorisés.

Schéma 1: Les cinq étapes de la procédure du recours au chômage partiel



I-3- Les principaux indicateurs

Les différents indicateurs utilisés dans ce travail et les méthodes pour les calculer sont détaillés dans le tableau 1. Ces indicateurs peuvent être classés en deux catégories. La première (les indicateurs « traditionnels ») mesure l'ampleur des autorisations de recours au chômage partiel⁴. La seconde mesure la récurrence des autorisations d'usage de l'instrument.

Afin de présenter ces deux catégories de mesures, considérons les notations suivantes :

- i définit le mois : $i = 1, \dots, 12$
- k définit l'année : $k = 1995, \dots, 2005$
- j_{ik} définit l'établissement autorisé à recourir au chômage partiel au cours de mois i de l'année k : $j_{ik} = 1, \dots, J_{ik}$.
- NJA définit le nombre de jours de chômage partiel autorisés
- $NBSAL$ définit le nombre de salariés affectés par les autorisations de chômage partiel

Toutes ces mesures peuvent être également calculées au niveau sectoriel et par classes de taille. De plus, pour mettre en évidence la contra-cyclicité des indicateurs $NB-FOIS$ et $DUREE$, on les calcule par sous-périodes de bonne et mauvaise conjoncture économique.

⁴ Les indicateurs définissant le nombre d'établissements autorisés à utiliser le chômage partiel sont légèrement sur-évalués pour la période 1995-2001 à cause d'un nombre non négligeable de numéro d'établissement non renseigné correctement.

Tableau 1 : Principaux indicateurs mesurant le recours au chômage partiel

Ampleur des autorisations de chômage partiel	Nombre d'établissements autorisés à utiliser le chômage partiel	Mensuel : J_{ik} Annuel : J_k Période 1995-2005 : J
	Nombre de jours de chômage partiel autorisés au niveau de l'Economie	Mensuel : $NJA_{ik} = \sum_{j_{ik}=1}^{J_{ik}} NJA_{ij_{ik}k}$ Annuel : $NJA_k = \sum_{i=1}^{12} NJA_{ik}$ Mensuel : $NBSAL_{ik} = \sum_{j_{ik}=1}^{J_{ik}} NBSAL_{ij_{ik}k}$
	Nombre de salariés concernés par les autorisations de chômage partiel au niveau de l'Economie	Annuel-somme : $NBSALSOM_k = \sum_{i=1}^{12} NBSAL_{ik}$ Annuel-moyenne : $NBSALMOY_k = \frac{1}{12} \sum_{i=1}^{12} NBSAL_{ik}$
Réurrence des autorisations de chômage partiel	Nombre de fois qu'un salarié est autorisé à être mis au chômage partiel	Période 1995-2005 : $NB - FOIS = \frac{1}{11} \sum_{k=1995}^{2005} \frac{NBSALSOM_k}{NBSALMOY_k}$
	Durée moyenne (en jours) des autorisations de chômage partiel par salarié	Période 1995-2005 : $DUREE = \frac{1}{11} \sum_{k=1995}^{2005} \frac{NJA_k}{NBSALMOY_k}$
	Nombre d'autorisations de chômage partiel pour un établissement entre 1995 et 2005 (Minimum 1 fois, maximum 11 fois)	Période 1995-2005 : N

II- Aménagement, réduction du temps de travail et changement réglementaire du chômage partiel

Globalement, il est probable que la réduction du temps de travail (voir annexe 6) représente le principal déterminant (exceptant les évolutions conjoncturelles) qui a agi sur le dispositif. L'impact de la réduction du temps de travail est traduit par un double choc :

- D'un coté, la durée légale du travail effectif des salariés a été réduite à 35 heures par semaine, à compter du 1er janvier 2000 pour les entreprises de plus de 20 salariés et à compter du 1er janvier 2002 pour les entreprises de 20 salariés et moins. La flexibilité induite par l'aménagement et la réduction du temps de travail a pu conduire à une baisse du recours au chômage partiel et donc des journées autorisées par un effet substitution (section II-1).
- D'un autre coté, la diminution de la durée légale du travail a rendu inadapté le régime réglementaire du chômage partiel qui était alors en vigueur. Une modification de la réglementation du chômage partiel a eu lieu en 2001 impliquant des démarches plus complexes. Cela a pu contribuer à restreindre l'usage du dispositif (section II-2).

Ces deux mesures, menées conjointement, font partie d'une même réforme et leurs effets sur les autorisations du chômage partiel ne peuvent pas être identifiés séparément. En effet, comme le législateur le stipule clairement, l'objectif principal de cette réforme est d'éviter que le chômage partiel ne soit utilisé par certains établissements comme outil de flexibilité interne face aux variations de conjoncture auxquelles les outils de l'aménagement et la réduction du temps de travail peuvent permettre de répondre.

II-1- L'aménagement et la réduction du temps de travail et le chômage partiel

Une grande symétrie existe entre le chômage partiel et l'aménagement et la réduction du temps de travail, puisque comme le souligne, Brunhes (1989), le chômage partiel constitue un outil de flexibilité du temps de travail. Dans la littérature économique, le chômage partiel est

principalement analysé par rapport à la théorie de la flexibilité. Le chômage partiel peut être également étudié par rapport à d'autres approches théoriques telles que la segmentation du marché du travail, la théorie des « contrats implicites » ou encore plus, la « flexicurité ». Premièrement, dans le cadre théorique de la segmentation, le chômage partiel est vu comme un outil permettant aux entreprises en difficulté de garder les salariés dont les compétences et les qualifications sont les plus élevées et les moins transférables (Béraud & Lefèvre & Sidhoum, 1994 ; Billot & Bourbonnais & Porlier, 1996). Deuxièmement, le chômage partiel peut être analysé dans un cadre élargi de la théorie des « contrats implicites », en considérant que l'employeur et les salariés se mettent d'accord ex-ante pour garder, dans la durée, un lien contractuel et ainsi partager les risques associés aux aléas conjoncturels (voir Rosen (1985) pour plus de détails). Troisièmement, le chômage partiel peut être vu comme un instrument de « flexisécurité » car il assure à la fois la flexibilité nécessaire à l'entreprise pour faire face aux chocs conjoncturels tout en augmentant la sécurité de ses salariés. Dans ce document nous allons privilégier une approche par la flexibilité, les données que nous mobilisons ne permettant pas d'étudier les autres.

La flexibilité désigne à la fois un mode d'adaptation des entreprises aux exigences du marché, ainsi qu'un mode de gestion de la force de travail (Béraud & Lefèvre & Sidhoum, 1994). Le débat actuel sur le besoin accru de flexibilité a conduit à de nombreuses définitions de ce concept (Boyer, 1986 ; Everaere, 1997 ; Tarondeau, 1999). La plupart du temps deux critères sont croisés afin de catégoriser la forme de flexibilité à laquelle renvoie un dispositif ou une pratique managériale (Atkinson & Meager, 1986; Goudswaard & de Nanteuil, 2000). Le premier critère oppose la flexibilité numérique (également nommée flexibilité quantitative) à la flexibilité fonctionnelle (autrement nommée flexibilité qualitative). Les outils de la flexibilité quantitative touchent au volume des effectifs dans le sens d'un accroissement / réduction de l'activité (CDD, intérim, etc.). Quant aux outils de flexibilité qualitative ils visent à accroître la qualité des effectifs (la polyvalence, etc.). Le second critère oppose la flexibilité externe à la flexibilité interne. En ce qui concerne la flexibilité externe, l'entreprise choisit de réagir aux variations de son activité en ajustant le niveau de ses effectifs (licenciements, CDD, intérim, sous-traitance, etc.). Dans le cas de la flexibilité interne, les entreprises s'adaptent aux fluctuations des commandes en modifiant l'organisation de leur production et en jouant sur le temps de travail de leurs salariés (annualisation, temps partiel).

Le chômage partiel, représente d'une part, un outil de flexibilité quantitative parce qu'il agit sur le volume d'heures travaillées, et d'autre part, c'est un outil de flexibilité interne puisqu'il touche des travailleurs déjà en poste dans l'entreprise. Les outils de flexibilité numérique interne ont comme caractéristique principale de toucher à l'organisation du temps de travail (temps partiel, réduction du temps de travail, etc.).

Du point de vue légal, la réduction du temps de travail est présentée comme un moyen pour les entreprises d'accroître leurs performances grâce à des réorganisations du travail, permettant, en particulier, d'introduire une organisation temporelle plus flexible (Askenazy & Bloch-London & Roger, 2004). On sait que 67% des entreprises qui sont passées aux 35 heures en 1999 et qui ont modifié leur organisation, considèrent que ce changement leur a permis de mieux s'adapter aux fluctuations d'activité (Doisneau, 2000). Pour sa part, Bunel (2006) montre que le passage à 35 heures consiste principalement dans la mise en place de la modulation et de l'annualisation du temps du travail. Dès lors, le passage à 35 heures en modifiant l'organisation interne du temps de travail des entreprises devrait réduire le recours aux pratiques flexibles telles que le chômage partiel (Béraud & Lefèvre & Sidhoum, 1994).

La réduction du temps de travail n'est pas un choc homogène pour tous les établissements puisqu'il s'est mis en place graduellement et selon différentes modalités. De 1996 à 2005, les lois Robien, Aubry I, Aubry II, Fillon, la loi de 31 mars 2005 ont successivement été adoptées (voir annexe 6). Dans le cadre de ce travail, on choisit de parler de « passage à 35 heures » pour désigner uniquement les deux lois « Aubry ». L'un des effets attendus à court terme des « 35 heures » serait ainsi la baisse des autorisations de recours au chômage partiel.

II-2- Le changement réglementaire du chômage partiel

Le décret de 28 juin 2001 définit le cadre réglementaire actuel du dispositif de chômage partiel. Le décret est directement lié à la mise en place de l'aménagement et la réduction du temps de travail. 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'aménagement et la réduction du temps de travail, les heures supplémentaires ou le chômage partiel ne doivent plus constituer les deux seuls

moyens d'adaptation aux variations d'activité de l'entreprise car cette dernière 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 : l'indemnisation, l'attribution et le remboursement du chômage partiel.

L'indemnisation du chômage partiel

Concernant cette dimension, le décret apporte des changements à trois niveaux :

(a) par rapport au calcul du nombre d'heures indemnissables

Dans les entreprises pratiquant une durée du travail hebdomadaire fixe, les heures indemnissables correspondent à la différence entre le nombre d'heures normalement travaillées sur le mois et le nombre d'heures réellement travaillées. Avec l'abaissement de la durée légale applicable, le décret de 2001 stipule que le chômage partiel se déclenche en deçà de la nouvelle durée légale (35 heures) ou en deçà de la durée collective si elle est inférieure à la durée légale⁵. La réforme définit également le mode de calcul des heures indemnissables 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; réduction du temps de travail 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 indemnissables.

(b) par rapport au montant de l'allocation spécifique

L'indemnisation versée pour chaque heure de travail non-travaillée (perdue) comprend deux composantes :

- une allocation « spécifique » de chômage partiel, financée par l'Etat. 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 d'au plus 250

⁵ Pour un établissement appartenant à une entreprise de 20 salariés ou moins, qui n'a pas anticipé la réduction du temps de travail et qui demande entre 28 juin 2001 et 31 décembre 2001 des autorisations de chômage partiel, le nombre de jours de chômage partiel autorisés se déclenche en deçà de la durée légale du travail de l'établissement, c'est-à-dire 39 heures ou de la durée collective.

salariés, l'allocation est située à un seuil de 2,44 € et pour les autres elle est de 2,13 €⁶. L'instauration de ce taux d'allocation spécifique minoré pour les entreprises de plus 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. En cas de menace grave sur l'emploi, l'État peut majorer sa participation financière. Dans ce cas, une convention de chômage partiel doit être conclue.

- 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 € par heure. L'allocation spécifique de chômage partiel est incluse dans ce montant. Le reste est pris en charge par l'employeur. Les indemnisations 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).

Les allocations de chômage partiel sont versées par l'employeur à l'échéance normale de la paie (cette partie de la démarche ne change pas). Les indications concernant les montants versés au titre du chômage partiel doivent figurer sur le bulletin de salaire.

(c) par rapport à la création d'un contingent spécifique d'heures indemnifiables

A 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.

⁶ L'introduction de ce taux variable a comme conséquence directe la modification du taux par rapport à l'allocation chômage partiel-congés payés.

L'attribution du chômage partiel

En ce qui concerne l'attribution de l'allocation spécifique de chômage partiel, le décret de 2001 prévoit deux principaux changements :

(a) l'employeur doit obligatoirement effectuer une demande préalable d'indemnisation auprès de la DDTEFP avant la mise au chômage partiel des salariés

Cette étape n'était pas obligatoire avant la réforme de 28 juin 2001. 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'Etat. En revanche, le décret stipule que dans le cas d'un sinistre ou d'intempéries la demande peut être déposée 30 jours après l'événement. Cette procédure de demande préalable permettra de donner une plus grande sécurité aux employeurs afin d'éviter des situations où ils prétendent à la prise en charge par l'Etat des salariés mis au chômage partiel, sans avoir vérifié au préalable que les conditions réglementaires d'indemnisation étaient réunies. La DDTEFP notifie sa décision dans un délai raisonnable (d'au maximum 20 jours), après examen par l'inspecteur du travail compétent du motif du recours au chômage partiel.

Lorsque la DDTEFP a accepté la demande, l'entreprise doit adresser chaque mois à la DDTEFP 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.

(b) changement par rapport aux personnes non-éligibles à l'attribution de l'allocation de chômage partiel

Aux anciennes catégories de salariés non-éligibles au chômage partiel⁷, le décret de 2001 rajoute une autre : les cadres employés sous convention de forfait sur une base annuelle, mais

⁷ Les salariés qui perçoivent une rémunération d'appoint : salaire hebdomadaire habituel inférieur à 18 fois le SMIC, soit 144,54 EUR au 01/07/05 ; les salariés qui sont dans une entreprise affectée par un conflit du travail

seulement si certaines conditions sont réunies. Dans le cas de réduction d'horaire due au chômage partiel, ils sont exclus. En revanche, ils en bénéficient en cas de fermeture temporaire de l'établissement qui les emploie.

Le remboursement du chômage partiel

En ce qui concerne la procédure de remboursement, elle comprend désormais des nouveaux éléments selon les formes d'aménagement du temps de travail appliquées aux salariés placés au chômage partiel : la firme 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.

Ainsi, après juin 2001, on remarque que la procédure d'obtention des autorisations de chômage partiel se complexifie bien que l'ambition du législateur soit de préserver la facilité d'accès au dispositif.

Avec le choc introduit par les 35 heures, il convient de s'interroger sur l'éventuelle substituabilité entre les différents dispositifs de flexibilité numérique interne (l'aménagement et la réduction du temps de travail et l'utilisation du chômage partiel) et sur l'impact de la législation relative au chômage partiel. Les données dont nous disposons, qui couvrent la période 1995-2005, sont particulièrement intéressantes, car cette période a été marquée par la mise en œuvre des lois Aubry I et II et par le décret de 28 juin 2001. Nous chercherons à répondre à la question suivante : observe-t-on une rupture de tendance des autorisations du recours au chômage partiel au moment de la réduction légale du temps de travail et du changement législatif du dispositif ?

et ceux qui sont des chômeurs saisonniers, sauf s'ils apportent la preuve, au regard de leur activité des deux années écoulées, du caractère exceptionnel de cette période de chômage.

II-3- Le recours au chômage partiel et la réduction du temps de travail

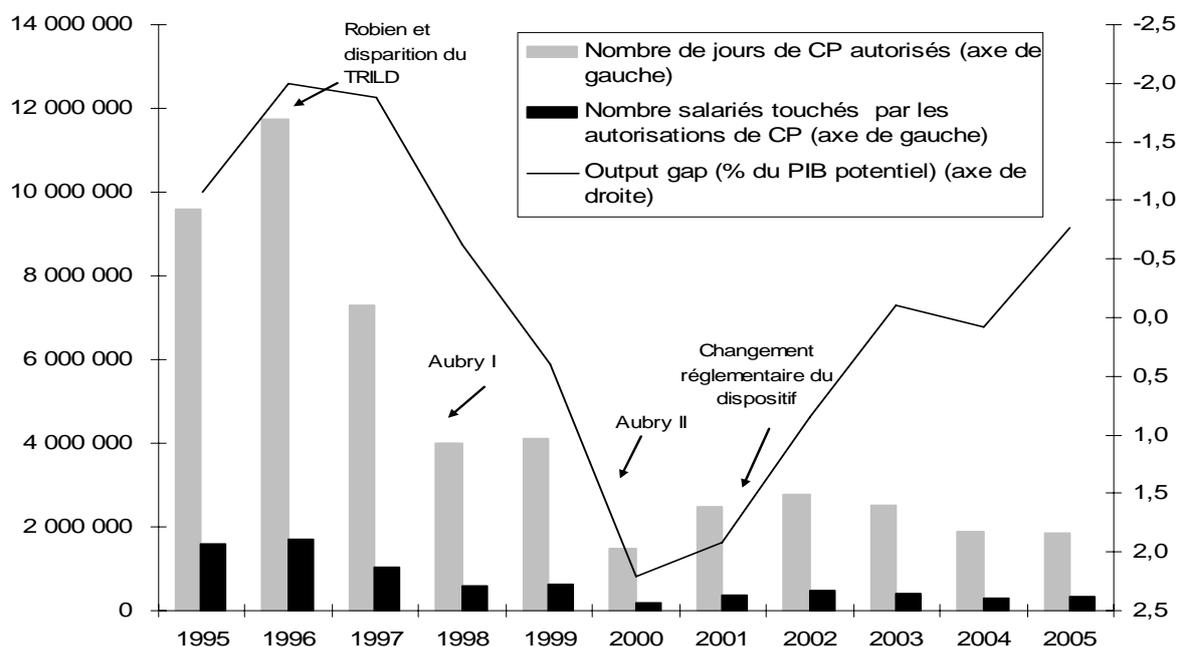
Le graphique 1 présente l'évolution des autorisations de recours au chômage partiel par les établissements, entre 1995 et 2005, à travers deux mesures : le nombre de jours autorisés (échelle de gauche) et le nombre de salariés concernés par les autorisations de chômage partiel (échelle de gauche).

Sur l'ensemble de la période, les autorisations d'utilisation du chômage partiel ont fortement diminué. Entre 1996 et 2005, le nombre de jours autorisés a été divisé par 6, (passant environ de 11,7 millions à 1,8 millions) et le nombre de salariés touchés par ces autorisations est passé de 1,7 millions à 300 000, soit une baisse de 82 %. En termes d'établissements, la baisse atteint 85 % passant de 34 000 établissements à un peu plus de 5000.

Le graphique 1 compare ces indicateurs de chômage partiel à la série d'output gap (qui se définit comme la différence entre le niveau de production observé dans l'économie et son niveau potentiel). La série d'output gap est produite par la Commission Européenne et elle est calculée avec le filtre d'Hodrick-Prescott.

Sur les 11 ans d'analyse nous pouvons identifier trois périodes. Sur la première période (de 1995 jusqu'en 1998), les autorisations de chômage partiel suivent fortement la conjoncture : elles augmentent lorsque la conjoncture se dégrade et refluent lorsqu'elle s'améliore. Cette période est dans la continuation des résultats de l'étude du Chouvel (1995). Sur la deuxième période (entre 1998 et 2000), nous remarquons une cyclicité plus faible. Enfin la troisième période (à partir de 2000) dévoile que le lien entre les autorisations de chômage partiel et la conjoncture se relâche fortement, cela coïncidant avec la mise en place de la deuxième loi Aubry et le changement réglementaire du dispositif du chômage partiel mi-2001.

Graphique 1 : Les tendances sur 11 ans



Source : Panel des autorisations annuelles de chômage partiel construit à partir des fichiers mensuels d'autorisation de chômage partiel de 1995 à 2005 (DARES, DDTEFP) et la série d'output gap produite par la Commission Européenne (cette série est calculée avec le filtre d'Hodrick-Prescott).

Champ : Etablissements de la France métropolitaine ayant des autorisations de chômage partiel (tous les secteurs et tailles confondus ; privé et public), soit plus de 93000 établissements.

Note de lecture : L'échelle de la série d'output gap est inversée.

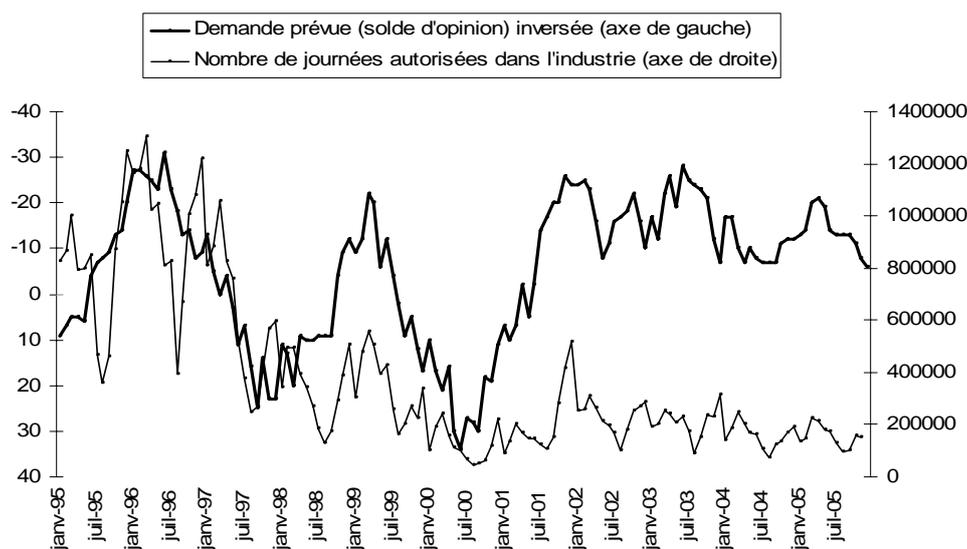
Dans le graphique 2, en se restreignant à l'industrie (le secteur le plus concerné par le chômage partiel), on retrace l'évolution des autorisations de chômage partiel en relation avec la demande prévue par les industriels. Cette dernière est mesurée par les soldes d'opinion des enquêtes de conjoncture de l'Insee⁸. Les deux séries sont mensuelles. Nous retrouvons les mêmes tendances que pour le premier graphique : il remet en évidence la forte contracyclicité des autorisations de chômage partiel jusqu'en 1998, il dévoile une petite « déconnexion » en 1998 (ce moment coïncide avec la première loi Aubry) et une grande déconnexion à partir de 2000. Ainsi le rôle joué par le passage aux 35 heures semble confirmé par ce graphique. Toutefois il semblerait que le chômage partiel industriel reste contracyclique (variations) mais qu'après 2000 il soit descendu à un « pallier bas » (en niveau).

Jusqu'en 1998, les autorisations de chômage partiel reflètent assez bien les anticipations des chefs d'entreprises, telles qu'elles apparaissent dans les enquêtes de conjoncture dans

⁸ Les soldes d'opinion sont définis comme la différence entre les pourcentages de réponses positives (« en hausse » ou « supérieur à la normale ») et les pourcentages de réponses négatives (« en baisse » ou « inférieur à la normale »).

l'industrie. Elles ont été beaucoup plus fortes dans la phase récessive (comme l'année 1996) et plus faibles dans les phases ascendantes. Elles donnent en particulier des indications sur les dates de retournement conjoncturel comme par exemple le deuxième trimestre de l'année 1999.

Graphique 2 : Conjoncture et nombre de jours de chômage partiel autorisés dans l'industrie



Source : Enquête mensuelle de conjoncture (INSEE) et fichiers mensuels des autorisations de chômage partiel (DDTEFP et DARES)
 Champ : L'industrie

Note de lecture : L'axe de droite donne les autorisations de chômage partiel

L'axe gauche donne le solde d'opinion. Il est inversé de sorte que la partie haute du graphique indique une conjoncture économique dégradée et la partie basse une bonne conjoncture économique.

A partir de 2000, une très forte déconnexion apparaît entre les autorisations de chômage partiel et la conjoncture économique et par la suite cet écart reste stable. Ainsi cet épisode peut traduire l'existence d'un choc qui a complètement modifié le comportement des établissements en termes d'autorisations de chômage partiel. Cela tendrait à confirmer le rôle joué par la mise en place de la deuxième loi Aubry et par le changement réglementaire du dispositif en 2001.

III- La conjoncture économique et le recours au chômage partiel

Au-delà de la forme de flexibilité associée au chômage partiel, il convient également de vérifier si les autorisations du recours dépendent réellement des déterminants conjoncturels et donc d'analyser les impacts des chocs économiques exceptionnels et passagers sur son usage. Ce questionnement peut être situé au niveau suivant : la demande de chômage partiel de l'établissement est-elle uniquement fondée sur des difficultés conjoncturelles? Légalement, seules des circonstances conjoncturelles exceptionnellement dégradées peuvent justifier à la fois la demande de recours au chômage partiel et l'autorisation par la DDTEFP de cet usage.

Cet encadrement juridique de l'autorisation de chômage partiel est spécifique à la France. En effet, des dispositifs tels que la « CIG straordinaria » en Italie ou la KUG (Kurzarbeitergeld, indemnisation du chômage partiel) en Allemagne peuvent traiter les crises structurelles. La France a connu pour une courte période un tel dispositif : le TRILD. Il a été mis en place par l'article 45 de la loi quinquennale de 1993. Ce dispositif permettait d'adapter la charge de main d'œuvre de l'entreprise à des difficultés économiques de longue durée puisque l'employeur pouvait étaler sur une période de 12 à 18 mois maximum la réduction horaire appliquée à ses salariés. Ainsi le TRILD français a joué le rôle d'amortisseur structurel en représentant une sorte de prolongation du chômage partiel (Lallement & Lefèvre, 1996). En 1996 le TRILD cesse d'exister. Sa disparition peut représenter un autre choc exogène qui a agit sur les autorisations de chômage partiel. Une possible substituabilité entre le chômage partiel et le TRILD n'est pas exclue. Ainsi, on peut supposer que des établissements avec des difficultés structurelles utilisateurs du TRILD ont commencé à employer le chômage partiel après la disparition d'un tel outil structurel de flexibilité. Dans cette perspective, on s'attend à ce qu'après 1996 les autorisations de chômage partiel augmentent. Toutefois, globalement, à partir de 1997 elles diminuent (d'un côté, la conjoncture est favorable et de l'autre, la loi « Robien » voit le jour - possible substituabilité entre différentes modalités d'aménagement du temps de travail et le chômage partiel). Donc, même s'il y a eu substitution entre le TRILD et le chômage partiel, cet impact a été neutralisé par une série d'autres chocs manifestement beaucoup plus significatifs.

La question soulevée dans cette section est de déterminer si les autorisations de chômage partiel sont fondamentalement liées à la conjoncture. D'un point de vue juridique, un

établissement ne peut faire appel au chômage partiel que dans des cas de difficultés économiques à caractère exceptionnel. Ainsi, la contingence de l'usage du dispositif à la conjoncture économique, implique qu'au niveau de l'établissement, le recours au chômage partiel soit un phénomène rare.

III-1- La récurrence et la durée des autorisations de chômage partiel sont contra-cycliques

Une façon de cerner le caractère exceptionnel du recours au dispositif est de mesurer la récurrence des autorisations d'usage du chômage partiel⁹. Entre 1995 et 2005, certains établissements ont été autorisés plusieurs années (même successivement) à recourir au chômage partiel, quelle que soit la conjoncture économique globale. Cette récurrence des autorisations de chômage partiel pour un même établissement peut témoigner d'un usage qui contredit le caractère exceptionnel qui conditionne les autorisations de chômage partiel. Cela met en lumière l'ambiguïté qui plane sur ce dispositif : le caractère exceptionnel et non répétitif de sa mise en œuvre, stipulé dans les textes de loi, est outrepassé dans la pratique par les établissements, en particulier pour certaines branches industrielles : l'automobile, le textile, etc. (Béraud, Lefèvre et Sidhoum, 1994). Dès lors, on est conduit à penser que pour ces établissements, le chômage partiel ne serait pas utilisé de manière exceptionnelle, mais il serait un outil de flexibilité parmi d'autres¹⁰.

Un établissement récurrent peut être ainsi défini de trois manières. La première façon, et la plus simple, de cerner la récurrence est de la lier uniquement à la fréquence des autorisations de chômage partiel. Le tableau 2 montre le nombre de fois où les établissements de notre échantillon bénéficient des autorisations entre 1995 et 2005. Un peu moins des trois quarts des établissements ont eu une seule autorisation de chômage partiel sur 11 ans, ce qui confirme l'usage exceptionnel du dispositif.

⁹ Les données mobilisées dans cette partie ne permettent pas de mesurer précisément les cycles économiques auxquels sont soumis les établissements, pour établir un lien direct entre conjoncture économique et chômage partiel. L'usage conjoncturel du dispositif au sens strict des difficultés économiques des établissements sera analysé dans les prochaines parties de ce rapport, où les fichiers d'autorisation de chômage partiel seront appariés aux BRN (deuxième partie) puis aux DMMO (troisième partie).

¹⁰ Il existe une analogie entre ce phénomène et le recours à l'intérim.

En revanche, 28 % entre eux ont été concernés au moins deux fois sur 11 ans par les autorisations de recours et il est probable, comme le suggère le graphique 3, que ces deux autorisations aient eu lieu sur une période de quatre ans. Ces multiples autorisations de chômage partiel par un même établissement s'opposent au caractère exceptionnel qui conditionne légalement son utilisation.

Tableau 2 : Nombre d'années d'autorisation de chômage partiel, par établissement, pour la période d'analyse

Nombre d'années d'autorisation du recours au chômage partiel	Nombre d'établissements	Structure (%)
<i>1 fois</i>	66 976	72,0
<i>2 fois</i>	16 691	17,9
<i>3 fois</i>	5 187	5,6
<i>4 fois</i>	2 238	2,4
<i>5 fois</i>	1 011	1,1
<i>6 fois et plus</i>	964	1,0

Source : Panel des autorisations annuelles de chômage partiel reconstitué à partir des fichiers mensuels d'autorisation de chômage partiel de 1995 à 2005 (DARES, DDTEFP).

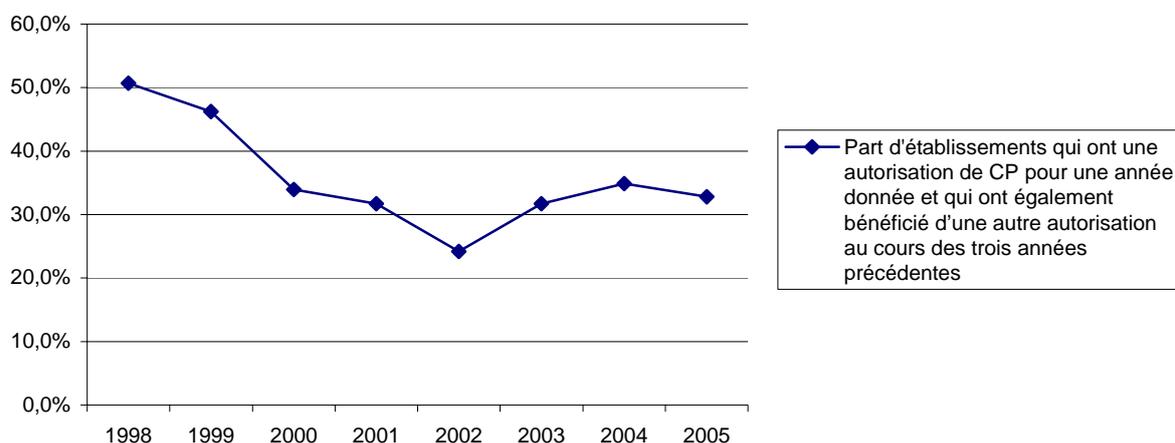
Champ : Etablissements de la France métropolitaine ayant des autorisations de chômage partiel (tous les secteurs et tailles confondus ; privé et public), soit plus de 93000 établissements.

La deuxième manière de décrire la récurrence est de déterminer si un établissement qui a une autorisation de chômage partiel à une date donnée avait une autorisation antérieure dans les trois années qui précèdent (cf. graphique 3). Jusqu'en 2002, la proportion d'établissements ayant une récurrence dans leurs autorisations a décru, pour atteindre un minimum de 24%. Cela s'explique par le fait que la probabilité de récurrence est d'autant plus faible que la conjoncture économique est bonne dans les années qui précèdent. Dès lors, il n'est pas étonnant qu'après la très bonne conjoncture de 2000, la part des établissements ayant une récurrence dans leurs autorisations soit la plus faible en 2002, puis remonte dans les années qui suivent. Ainsi, de manière retardée, la récurrence des autorisations d'usage de chômage partiel, selon cette définition, est contra-cyclique.

La troisième définition de la récurrence d'un établissement se décline de la circulaire du 15 juillet 1985. La circulaire prévoit que l'allocation spécifique de chômage partiel ne saurait être attribuée à des entreprises qui recourent au dispositif à des dates différentes d'une année sur l'autre, alors que les causes de la réduction ou la suppression de l'activité sont identiques au cours de trois années consécutives. Donc un établissement se dit récurrent selon cette troisième définition s'il bénéficie des autorisations de chômage partiel pendant au moins trois années de suite tout en invoquant la même cause de recours. Cette définition de la récurrence est plus contraignante que les deux précédentes. Elle présente un intérêt particulier car on ne

prend pas en compte seulement la fréquence des autorisations (qui est nécessairement supérieure ou égale à trois) mais également la cause sur laquelle l'établissement a bénéficié des autorisations de chômage partiel.

Graphique 3 : L'évolution du multi-usage des autorisations de chômage partiel



Source : Panel des autorisations annuelles de chômage partiel reconstitué à partir des fichiers mensuels d'autorisation de chômage partiel de 1995 à 2005 (DARES, DDTEFP).

Champ : Etablissements de la France métropolitaine ayant des autorisations de chômage partiel (tous les secteurs et tailles confondus ; privé et public), soit plus de 93000 établissements.

Il est facilement concevable qu'un établissement récurrent selon cette définition fasse un usage « structurel » du dispositif. De cette manière, le chômage partiel représente un outil permanent de gestion du temps de travail et donc il va contre les principes initiaux de la réglementation, en se banalisant. Entre 1995 et 2005, parmi les 93 000 établissements autorisés à utiliser le chômage partiel, un peu moins de 6% (ce qui correspond à 5 354 établissements) remplissent au moins une fois les critères de cette définition de la récurrence.

Dans la suite du document d'étude, nous décidons de privilégier la première définition, la moins contraignante, à cause de la rareté du phénomène étudié. Ainsi un établissement récurrent est un établissement qui a bénéficié des autorisations de chômage partiel au moins deux fois sur la période d'analyse¹¹. Dans la section IV-4, on cherche à déterminer si ces établissements ont des caractéristiques spécifiques.

¹¹ La récurrence des autorisations de chômage partiel ne peut pas être caractérisée de manière exacte car on ne peut pas contrôler les restructurations d'entreprise. Dès lors, le nombre d'établissements caractérisés par des autorisations récurrentes de chômage partiel est sous-évalué.

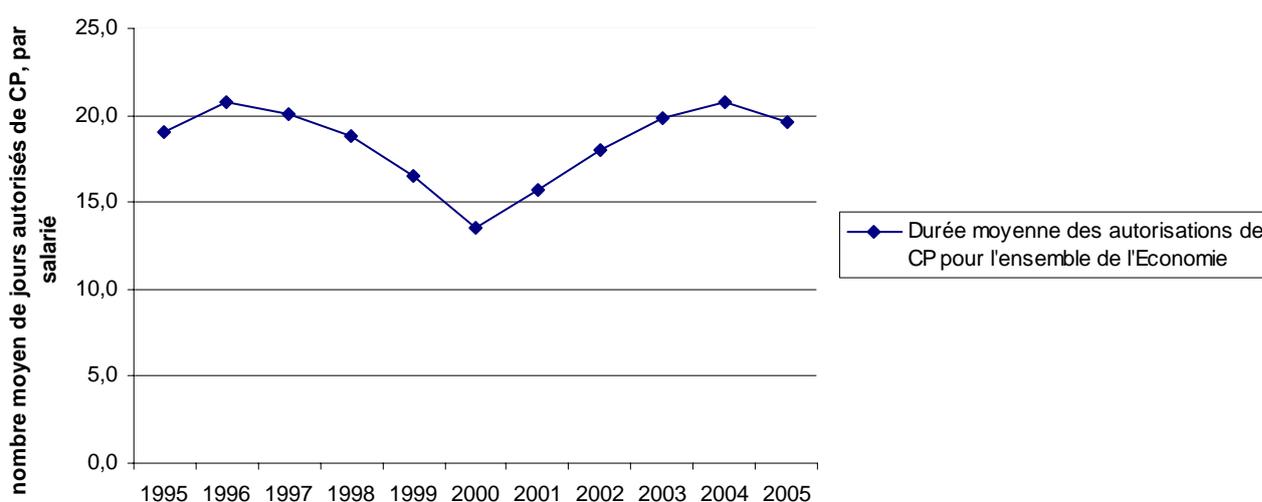
Intéressons nous maintenant aux salariés affectés par les autorisations de chômage partiel. Sont-ils moins intensément affectés par cet épisode en période de bonne conjoncture ? L'évolution de la durée et de la récurrence de leurs autorisations de recours au chômage partiel permet de répondre à cette question.

Sur l'ensemble de la période, un salarié des entreprises ayant eu recours au moins une fois au chômage partiel sur la période a connu en moyenne 19 jours autorisés de chômage partiel par an (cf. graphique 4). Cette moyenne dépend du secteur considéré (cf. annexe 7). Elle est plus élevée dans le secteur textile (31 jours) et plus faible dans les secteurs de l'automobile (12 jours) et de la métallurgie (17 jours).

Entre 1995 et 2001, les salariés connaissent près de 18,8 jours d'autorisation de chômage partiel contre 19,2 jours la période suivante. Ainsi, dans le cas de bonne conjoncture économique, non seulement ils sont moins nombreux à être affectés par les autorisations du recours au dispositif mais en plus les salariés sont concernés moins longtemps par celles-ci.

Cette contra-cyclicité de la durée des autorisations de chômage partiel se retrouve dans la plupart des secteurs (cf. annexe 7) et quelle que soit la taille des établissements (cf. annexe 8). C'est par exemple le cas du secteur textile et de la métallurgie. Notons néanmoins que dans le secteur automobile, la durée des autorisations de chômage partiel est pro-cyclique.

Graphique 4 : Evolution de la durée annuelle des autorisations de recours au chômage partiel par salarié



Source : Panel des autorisations annuelles de chômage partiel reconstitué à partir des fichiers mensuels d'autorisation de chômage partiel de 1995 à 2005 (DARES, DDTEFP).

Champ : Etablissements de la France métropolitaine ayant des autorisations de chômage partiel (tous les secteurs et tailles confondus ; privé et public), soit plus de 93000 établissements.

Le nombre de fois qu'un salarié connaît dans l'année des autorisations de chômage partiel est-il aussi contra-cyclique ? En moyenne, sur l'ensemble de la période, un salarié a été affecté un peu moins de 3 fois par an par les autorisations de recours au chômage partiel. En période de bonne conjoncture il est concerné approximativement 2,4 fois contre 3,2 fois pour les années de mauvaise conjoncture. Ces résultats peuvent s'expliquer par les anticipations des entrepreneurs : en employant une stratégie préventive, ils vont faire d'autant plus de demandes de chômage partiel que la conjoncture est mauvaise.

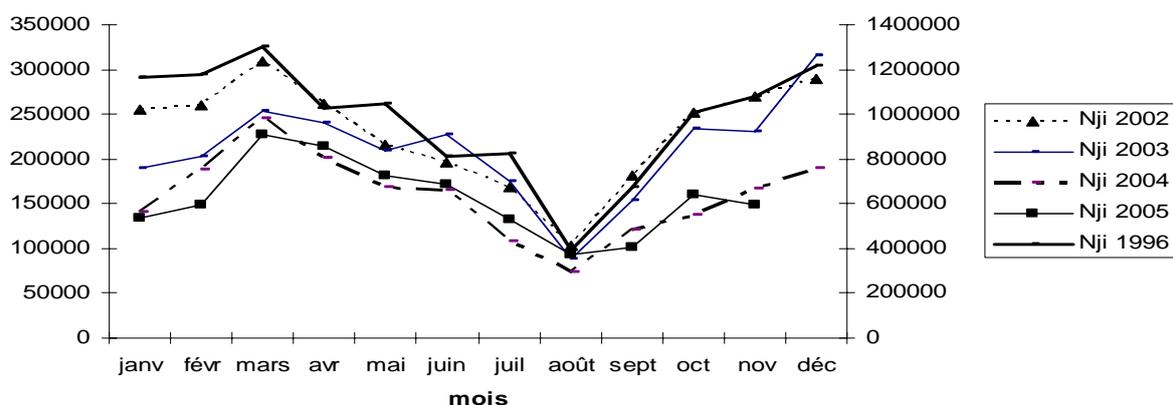
III-2- La saisonnalité des autorisations de chômage partiel reste importante quel que soit le cycle économique

Une autre façon de cerner le caractère conjoncturel du recours au chômage partiel est d'étudier sa saisonnalité mensuelle sur l'ensemble de la période. L'existence d'une saisonnalité dans les autorisations du recours au chômage partiel d'une année sur l'autre peut témoigner de difficultés structurelles. En effet, cette saisonnalité témoigne du caractère prévisible associé à l'usage du dispositif. Si la même saisonnalité est retrouvée successivement, cela signifie que les établissements savent à l'avance ce qui les attendra et donc qu'ils font face plutôt à des difficultés périodiques, se présentant régulièrement. De ce fait, on n'est plus dans la logique d'un usage contracyclique du dispositif. Si vraiment le recours dépend uniquement de la conjoncture économique, *a priori* la forme des autorisations mensuelles de recours au chômage partiel devrait changer d'une année à l'autre.

Les données mensuelles dont nous disposons permettent d'analyser la saisonnalité des autorisations de chômage partiel sur 11 ans (cf. graphique 5). Les premières années témoignent d'une plus forte amplitude mensuelle dans les autorisations de recours au dispositif. Sur l'échelle de droite, on représente le nombre de jours autorisés en 1996 et sur celle de gauche les années 2002-2005. Par exemple, en 1996, l'écart du nombre de jours autorisés de chômage partiel entre le mois de mars et d'août était de 600 000. En revanche, en 2000, l'écart du nombre de jours autorisés de chômage partiel entre les deux mois passe à environ 200 000. Néanmoins, même si l'ampleur de la saisonnalité diminue automatiquement avec la baisse des autorisations de recours au chômage partiel, l'allure de cette saisonnalité n'est pas modifiée.

Cette forte saisonnalité peut être considérée comme un indicateur de difficultés structurelles plutôt que conjoncturelles. La saisonnalité met en évidence un caractère périodique associé au chômage partiel. Si l'on retrouve successivement la même cyclicité, cela signifie que les établissements font plutôt face à des difficultés permanentes et donc structurelles. Ce phénomène confirme ainsi que le chômage partiel peut jouer le rôle d'un outil de flexibilité du temps de travail. L'allure de la saisonnalité, caractérisée par des pics aux mois de mars et décembre et un creux durant les vacances du mois d'août, confirme en elle-même, cette idée. En effet, les pics récurrents observés en fin d'année dans les autorisations de chômage partiel pourraient signifier que les établissements ont épuisé leur marge de flexibilité apportée par les possibilités d'annualisation du temps de travail. *A contrario*, le creux au mois d'août tend à montrer que de manière naturelle, la baisse des effectifs durant les vacances implique un ralentissement des autorisations du dispositif mais cela pu être également dû à un ralentissement de l'activité administrative. Les pics du mois de mars peuvent s'interpréter par des demandes préventives des autorisations du chômage partiel en début d'année. Toutefois, ces pics ou plus généralement l'allure des autorisations de chômage partiel peuvent être également expliqués par une saisonnalité du rythme du travail des DDTEFP. C'est ce que tend à confirmer le fait que la saisonnalité soit la même pour tous les secteurs d'activité. Au niveau agrégé, un seuil incompressible de 50 000 à 100 000 journées autorisées par mois semble néanmoins caractériser l'économie française.

Graphique 5 : La saisonnalité des autorisations de recours au chômage partiel pour la période 2002-2005 et 1996 (nombre de jours autorisés)



Source : Fichiers mensuels d'autorisation de chômage partiel pour 1996 et de 2002 à 2005 (DARES, DDTEFP).

Champ : Etablissements de la France métropolitaine ayant des autorisations de chômage partiel (tous les secteurs et tailles confondus ; privé et public).

Cette saisonnalité caractérise, avec une amplitude plus ou moins forte, l'ensemble des établissements, quels que soient les secteurs et les classes de taille (cf. annexes 9 et 10). Seuls les établissements du secteur automobile semblent se distinguer, puisqu'à l'exception des pics récurrents dans les autorisations de chômage partiel en fin d'année (mois d'octobre et de décembre), on ne peut pas établir précisément une saisonnalité similaire d'une année sur l'autre.

L'objectif initial de l'aménagement et la réduction du temps de travail était que les établissements aménagent mieux leur temps de travail. La persistance de la saisonnalité des autorisations de recours au chômage partiel tendrait à montrer qu'une partie des établissements français se servent du chômage partiel pour gérer des problèmes structurels de gestion du temps de travail. Cela ne signifie pas pour autant que ces établissements n'aient pas utilisé les marges d'organisation du travail associées à l'aménagement et la réduction du temps de travail, mais plutôt que ces entreprises auraient des besoins de flexibilité du temps de travail beaucoup plus importants que les autres.

IV- Les caractéristiques des établissements qui recourent au chômage partiel

Les grandes tendances étant identifiées, nous allons maintenant analyser la répartition sectorielle et par taille des établissements bénéficiant des autorisations de chômage partiel car ils ne font pas face aux mêmes chocs. En outre, nous chercherons à cerner si les établissements récurrents ont des caractéristiques différentes de ceux ayant une autorisation unique de chômage partiel sur l'ensemble de la période.

IV-1- Les secteurs industriels sont les plus grands bénéficiaires d'autorisations de chômage partiel

En se plaçant à un niveau agrégé, on observe que l'industrie concentre près de 80 % du nombre de jours autorisés (cf. graphique 6) (voir en annexe 4 un exemple de la structure par secteur). Au sein de l'industrie, on peut identifier les cinq plus gros secteurs bénéficiant de

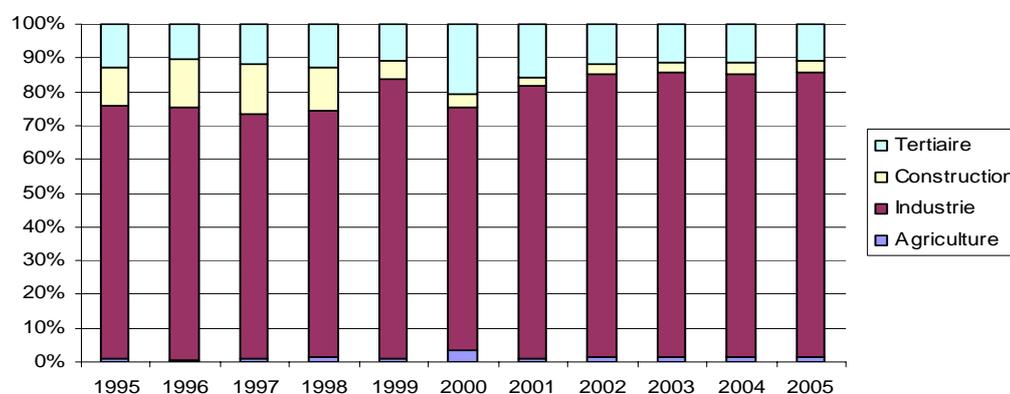
jours autorisés de chômage partiel entre 1995 et 2005 dans l'ordre : le textile, l'habillement-cuir, la métallurgie et la transformation des métaux, l'automobile et les équipements mécaniques. (cf. tableau 3).

Parmi ces cinq secteurs, sur la période, l'industrie textile couvre le plus grand nombre de jours autorisés, mais un faible nombre de salariés touchés par les autorisations de chômage partiel. Cela signifierait donc, que dans ce secteur, un nombre plus restreint de salariés bénéficient plus du temps des autorisations de chômage partiel, par rapport, par exemple, au secteur automobile, où il existe un phénomène contraire.

La concentration du nombre de jours autorisés au sein des secteurs évolue de manière contrastée en fonction de leur activité économique (cf. graphique 7). Alors qu'il est le plus touché par les autorisations de chômage partiel entre 1995 et 1998, le secteur automobile a très fortement diminué le nombre de jours de chômage partiel autorisés entre 1999 et 2000, lorsqu'il lorsqu'il a connu un très fort pic d'activité.

Le nombre de journées autorisées a aussi décliné pour les autres grands secteurs d'activité notamment la construction : avant 1999, ce secteur bénéficiait de près de 13 % des jours autorisés de chômage partiel ; après cette date, cette part a diminué continûment pour se stabiliser depuis 2003 autour de 3,5 %. Ce phénomène pourrait s'expliquer par la conjoncture très favorable dans le bâtiment et par la baisse de la TVA en 1999 à 5,5 % qui aurait renforcé ce boom.

Graphique 6 : Part des établissements par secteur par rapport au nombre de jours de chômage partiel autorisés



Source : Panel des autorisations annuelles de chômage partiel reconstitué à partir des fichiers mensuels d'autorisation de chômage partiel de 1995 à 2005 (DARES, DDTEFP) ; Champ : Etablissements de la France métropolitaine ayant des autorisations de chômage partiel (tous les secteurs et tailles confondus ; privé et public), soit plus de 93000 établissements.

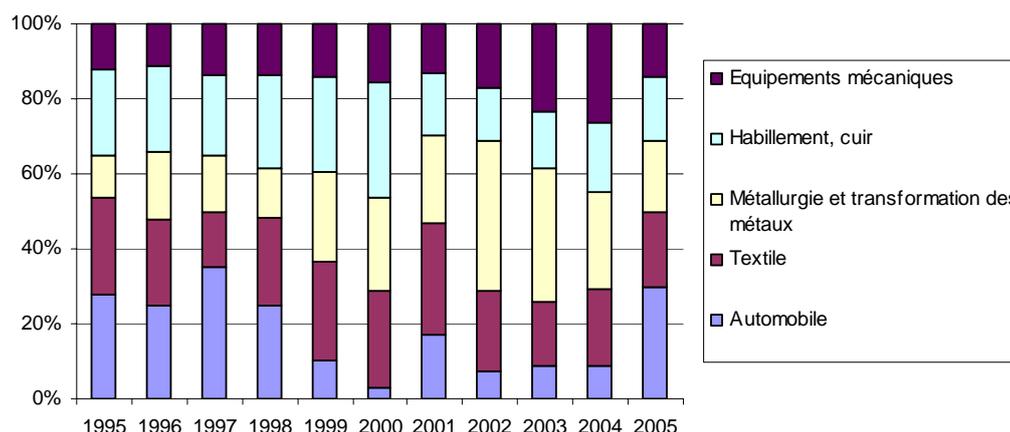
Tableau 3 : Classement des secteurs bénéficiant des autorisations de chômage partiel

Les secteurs qui ont le plus bénéficié des autorisations de chômage partiel	Classement des secteurs en fonction de l'indicateur « nombre de jours de chômage partiel autorisés »	Classement des secteurs en fonction de l'indicateur « nombre de salariés touchés par les autorisations de chômage partiel »
Textile	1	4
Automobile	4	1
Métallurgie et transformation métaux	3	2
Equipements mécaniques	5	3
Habillement, cuir	2	5

Source : Panel des autorisations annuelles de chômage partiel reconstitué à partir des fichiers mensuels d'autorisation de chômage partiel de 1995 à 2005 (DARES, DDTEFP).

Champ : Etablissements de la France métropolitaine ayant des autorisations de chômage partiel (cinq secteurs de l'Industrie ; toutes les tailles confondues ; privé et public)

Graphique 7 : Part des établissements des secteurs industriels les plus bénéficiaires des autorisations de chômage partiel (par rapport au nombre de jours de chômage partiel autorisés)



Source : Panel des autorisations annuelles de chômage partiel reconstitué à partir des fichiers mensuels d'autorisation de chômage partiel de 1995 à 2005 (DARES, DDTEFP).

Champ : Etablissements de la France métropolitaine ayant des autorisations de chômage partiel (cinq secteurs de l'Industrie ; toutes les tailles confondues ; privé et public)

Quel risque sectoriel pour les salariés d'être touchés par les autorisations de chômage partiel ?

Si le secteur industriel, tertiaire et la construction sont inégalement bénéficiaires des autorisations de chômage partiel, la part de chacun d'entre eux dans l'économie évolue différemment avec une tendance à l'expansion du tertiaire et au déclin du secteur industriel. Il convient donc de s'interroger sur l'évolution de la part des salariés touchés par les

autorisations de chômage partiel dans l'emploi total de chaque secteur (cf. tableau 4). Globalement, 1,6 % des salariés en emploi de l'industrie, du tertiaire et de la construction sont concernés par les autorisations de chômage partiel. En moyenne, entre 1995 et 2005, 4,6 % des salariés de l'industrie sont touchés contre 0,3 % de ceux du tertiaire. Quel que soit le secteur, la part des salariés concernés baisse dans le temps, en lien avec le déclin structurel des autorisations de recours à ce dispositif.

Tableau 4 : Part des salariés touchés par les autorisations de chômage partiel dans l'emploi total

<i>Année</i>	<i>Ensemble</i>	<i>Industrie</i>	<i>Construction</i>	<i>Tertiaire</i>
1995	3,63	9,18	3,98	0,74
1996	4,09	10,39	5,95	0,74
1997	2,56	6,63	3,82	0,46
1998	1,45	3,96	1,82	0,25
1999	1,66	5,14	0,97	0,23
2000	0,68	1,93	0,30	0,19
2001	0,99	3,19	0,19	0,18
2002	0,97	3,22	0,32	0,14
2003	0,79	2,68	0,32	0,12
2004	0,58	1,96	0,24	0,10
2005	0,57	2,05	0,18	0,09
Moyenne sur la période	1,58	4,61	1,56	0,28

Source : Panel des autorisations annuelles de chômage partiel reconstitué à partir des fichiers mensuels d'autorisation de chômage partiel de 1995 à 2005 (DARES, DDTEFP).

Champ : Etablissements de la France métropolitaine ayant des autorisations de chômage partiel (Industrie, Construction et Tertiaire ; toutes les tailles confondues ; privé et public)

Cette baisse de la proportion de salariés touchés au sein de chaque secteur, se retrouve-t-elle au sein de chaque établissement ? Sur l'ensemble de la période, près de la moitié des salariés des établissements concernés par le dispositif ont été touchés par les autorisations de chômage partiel (cf. tableau 5). C'est dans les établissements agricoles que le périmètre des salariés affectés par les autorisations est le plus élevé, culminant à peu près de 70% des effectifs en 2002. Quant aux établissements industriels, en moyenne, 53 % de leurs salariés sont concernés par les autorisations de chômage partiel et cette proportion descend sur la barre de 50% pour le tertiaire et la construction.

Enfin, il convient de souligner, qu'au regard du nombre d'établissements concernés par les autorisations de chômage partiel, l'industrie et le tertiaire sont les deux secteurs les plus touchés et l'agriculture est le moins touché.

Tableau 5 : Part des salariés touchés par les autorisations de chômage partiel dans la totalité des salariés des établissements concernés

Secteur	1995 (%)	1996 (%)	1997 (%)	1998 (%)	1999 (%)	2000 (%)	2001 (%)	2002 (%)	2003 (%)	2004 (%)	2005 (%)	Moyenne sur la période (%)
<i>Agriculture</i>	63,2	62,6	63,5	66,8	61,6	60,2	62,6	68,0	59,8	61,8	69,7	63,6
<i>Industrie</i>	61,5	58,5	54,5	48,4	53,8	41,5	54,5	50,2	52,0	51,8	52,5	52,7
<i>Construction</i>	36,2	37,8	37,1	31,1	31,5	27,2	37,2	40,6	39,5	47,0	48,2	37,6
<i>Tertiaire</i>	41,6	38,0	38,2	30,8	36,4	38,0	34,6	41,0	44,6	45,3	47,7	39,7
Total	54,4	51,8	49,2	43,2	49,8	40,4	50,1	48,8	50,6	50,8	51,9	49,2

Source : Panel des autorisations annuelles de chômage partiel reconstitué à partir des fichiers mensuels d'autorisation de chômage partiel de 1995 à 2005 (DARES, DDTEFP).

Champ : Etablissements de la France métropolitaine ayant des autorisations de chômage partiel (tous les secteurs et tailles confondus ; privé et public), soit plus de 93000 établissements.

IV-2- Les établissements de 50 à 499 salariés sont les premiers bénéficiaires des autorisations de chômage partiel

La taille des établissements est également un déterminant potentiel des autorisations de recours au chômage partiel. Les fermetures temporaires des grands établissements de l'automobile sont souvent médiatisées et donnent l'impression que le chômage technique touche avant tout ce type d'établissement. Dans cette section, nous allons étudier la répartition des autorisations de recours au chômage partiel en fonction de quatre classes de taille d'établissements (moins de 20, de 20 à 49, de 50 à 499, et de 500 salariés et plus).

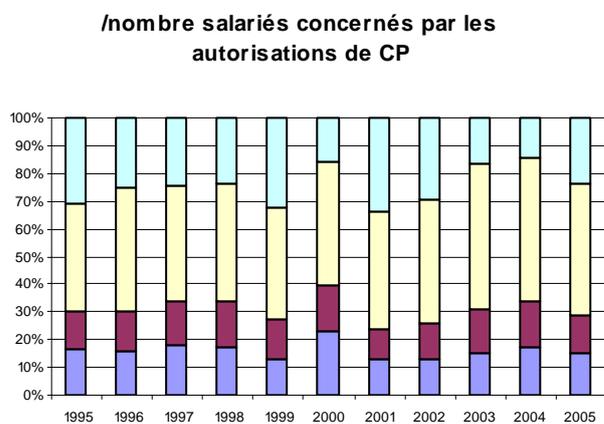
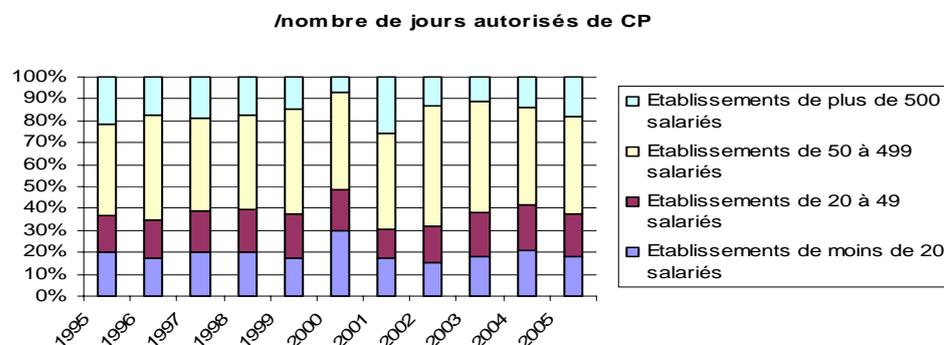
Entre 1995 et 2005, parmi les 93 000 établissements qui ont eu recours au chômage partiel, 75% ont moins de 20 salariés, alors que les plus grands (500 salariés et plus) ne représentent que 0,8% d'entre eux. Cela conduit à penser que les autorisations de chômage partiel sont accordées aux établissements de très petite ou de petite taille.

Néanmoins, sur la période 1995-2005 près de 42 % des salariés affectés par le chômage partiel sont ceux des établissements de 50 à 499 salariés, qui sont bénéficiaires de 45 % du nombre de jours autorisés (graphique 8) ; leurs salariés sont mis au chômage partiel pour une durée moyenne de 20 jours par an (cf. annexe 8). Ces établissements couvrent donc la plus grande partie du nombre de jours autorisés et de salariés touchés (tableau 6). 26 % des salariés au chômage partiel sont dans des établissements d'au moins 500 salariés, qui représentent 18 % du nombre total de jours autorisés ; en revanche, leurs salariés sont touchés par le dispositif pour des périodes plus courtes, 12,5 jours en moyenne sur la période. Les établissements de moins de 50 salariés regroupent une forte proportion des jours autorisés en France métropolitaine (37 %), avec une durée moyenne d'affectation par salarié élevée, de 23

jours. Cependant, du fait de leur petite taille, leur poids est moins important en termes de salariés touchés.

Pour donner un ordre de grandeur au recours au chômage partiel par classe de taille dans l'économie française, on remarque qu'en 2004 0,1% des établissements de moins de 50 salariés sont affectés par les autorisations de chômage partiel. 1,6 % des établissements de 50 à 500 salariés sont concernés par ses autorisations ainsi que 1,8% des établissements de plus de 500 salariés.

Graphique 8 : Part des établissements par classe de taille



Source : Panel des autorisations annuelles de chômage partiel reconstitué à partir des fichiers mensuels d'autorisation de chômage partiel de 1995 à 2005 (DARES, DDTEFP).

Champ : Etablissements de la France métropolitaine ayant des autorisations de chômage partiel (tous les secteurs et tailles confondus ; privé et public), soit plus de 93000 établissements.

Tableau 6 : Classements par taille des autorisations de recours au chômage partiel

Les catégories de taille	Classement des secteurs en fonction de l'indicateur « nombre de jours de chômage partiel autorisés »	Classement des secteurs en fonction de l'indicateur « nombre de salariés touchés par les autorisations de chômage partiel »
Etablissements de moins de 20 salariés	2	3
Etablissements de 20 à 49 salariés	2	4
Etablissements de 50 à 499 salariés	1	1
Etablissements de plus de 500 salariés	3	2

Source : Panel des autorisations annuelles de chômage partiel reconstitué à partir des fichiers mensuels d'autorisation de chômage partiel de 1995 à 2005 (DARES, DDTEFP).

Champ : Etablissements de la France métropolitaine ayant des autorisations de chômage partiel (tous les secteurs et tailles confondus ; privé et public), soit plus de 93000 établissements.

IV-3-Les contributions à la décroissance des autorisations de recours au chômage partiel (analyse croisée secteur – taille)

Pour identifier les différents types d'établissements qui contribuent le plus à l'évolution des autorisations de recours au chômage partiel, on calcule les contributions à la variation des autorisations du dispositif (en valeur absolue). On décompose la période 1997-2005 en 2 sous-périodes égales : une période de croissance économique (1997-2001) et une période de ralentissement (2001-2005). On utilise un croisement entre trois tailles d'établissements (moins de 20 salariés, de 20 à 499 salariés et de 500 salariés et plus) et trois grands secteurs d'activité hors agriculture (industrie, construction et tertiaire).

Lorsqu'on analyse la baisse du nombre de jours autorisés, on ne prend pas en compte l'évolution du nombre d'établissements concernés. En effet, on ne sait pas si la baisse du nombre de jours autorisés provient de la réduction du nombre d'établissements ou si elle est réellement due à la réduction du nombre de journées autorisées à nombre inchangé d'établissements. Par conséquent, pour contrôler cet effet, nous calculons un indicateur qui est le rapport entre le nombre de jours autorisés et le nombre d'établissements. Nous supprimons les grandes entreprises de la construction car il y en a 16 en 1997 et une seule en 2001 et 2005¹².

Le tableau 7 présente les contributions à la baisse (le nombre de jours autorisés par établissement diminue de 29 % entre 1997 et 2001) et à la hausse (le nombre de jours

¹² Cette entreprise multiplie par 4 le recours au chômage entre 2001 et 2005 et modifie considérablement les contributions.

autorisés de chômage partiel par établissement augmente de 27 % entre 2001 et 2005) de la somme des rapports calculés pour chaque catégorie d'établissements¹³. Cette somme est contra-cyclique : elle diminue en phase de croissance et augmente en phase de récession. Outre cette mesure elle-même, l'intérêt de ce tableau concerne les taux de croissance pratiquement égaux en valeur absolue (29 % et 27 %). Cela permet de calculer des contributions « structurelles ». Quelle que soit la période, les contributions sont pratiquement identiques. Les gros contributeurs, sans surprise, sont les grandes entreprises de l'industrie et les grandes entreprises du secteur tertiaire.

Tableau 7 : Contributions à la variation du rapport entre le nombre de jours autorisés et le nombre d'établissements (hors grandes entreprises de la construction)

	Période	
	1997-2001	2001-2005
Industrie		
établissements de moins de 20 salariés	0,2%	0,7%
établissements de 20 à 499 salariés	0,0%	3,8%
établissements de 500 salariés et plus	126,4%	127,5%
Construction		
établissements de moins de 20 salariés	0,4%	0,0%
établissements de 20 à 499 salariés	6,2%	5,9%
Tertiaire		
établissements de moins de 20 salariés	-0,2%	-0,2%
établissements de 20 à 499 salariés	-0,6%	0,8%
établissements de 500 salariés et plus	-32,4%	-38,6%

Source : Panel des autorisations annuelles de chômage partiel reconstitué à partir des fichiers mensuels d'autorisation de chômage partiel de 1995 à 2005 (DARES, DDTEFP).

Champ : Etablissements de la France métropolitaine ayant des autorisations de chômage partiel (tous les secteurs et tailles confondus sauf l'agriculture et les établissements de plus de 500 salariés de la Construction ; privé et public).

Lecture : entre 1997 et 2001, les établissements de moins de 20 salariés du secteur industriel ont contribué à 0,2 % de la baisse de la somme des nombres moyens de jours autorisés pour toutes les classes d'établissements.

IV-4-Les caractéristiques des établissements avec des autorisations récurrentes de chômage partiel

Les établissements ayant des autorisations récurrentes de chômage partiel ont-ils des caractéristiques spécifiques par rapport aux autres ? Au total, entre 1995 et 2005, un peu plus de 93 000 établissements ont bénéficié des autorisations de chômage partiel. Pour répondre à cette question, nous allons considérer deux sous-échantillons d'établissements issus de ce panel : ceux ayant une seule autorisation de recours et ceux ayant au moins deux autorisation

¹³ Ce ratio ne peut pas être interprété directement ; il faut le considérer comme un agrégat. On ne décompose pas la moyenne pondérée mais la somme.

de chômage partiel. Rappelons qu'un établissement est considéré comme récurrent lorsqu'il a bénéficié au moins deux fois des autorisations de chômage partiel sur la période d'observation¹⁴.

Il apparaît que les établissements récurrents sont plus souvent issus de l'industrie que les non récurrents (cf. tableau 8), puisqu'ils proviennent plus des secteurs de la métallurgie, du textile et des équipements mécaniques. Notons que si les établissements du secteur automobile ne sont que faiblement sur-représentés parmi les établissements récurrents, ils comptabilisent néanmoins à eux seuls 10 % du nombre total de jours autorisés sur la période d'analyse, alors même qu'ils ne représentent qu'1% de la population d'établissements récurrents. L'agriculture et le secteur tertiaire sont quant à eux sur-représentés parmi les établissements non récurrents.

Tableau 8 : Part des établissements récurrents et non-récurrents par secteur et par taille dans la totalité d'établissements bénéficiant des autorisations de chômage partiel entre 1995 et 2005

Secteur	Sous-échantillon	Sous-échantillon	Echantillon
	établissements récurrents (%)	établissements non – récurrents (%)	total
Agriculture	2,9	3,7	3,5
Industrie	46,7	28,2	33,4
dont automobile	1	0,5	0,6
dont textile	5	1,7	2,6
dont métallurgie	7,6	3,9	4,9
Tertiaire	33,7	48,5	44,4
Construction	16,8	19,6	18,8
Taille			
moins de 20 salariés	68,2	82,9	78,8
de 20 à 49 salariés	16,2	10	11,8
de 50 à 499 salariés	14,5	6,8	8,9
au moins 500 salariés	1	0,3	0,5
Nombre d'établissements	26 091	66 977	93 068

Source : Panel des autorisations annuelles de chômage partiel reconstitué à partir des fichiers mensuels d'autorisation de chômage partiel de 1995 à 2005 (DARES, DDTEFP).

Champ : Etablissements de la France métropolitaine ayant des autorisations de chômage partiel (tous les secteurs et tailles confondus ; privé et public), soit plus de 93000 établissements.

En outre, parmi les établissements récurrents, ceux de moins de 20 salariés sont sous-représentés (ils comptent pour 68% alors qu'en moyenne sur l'échantillon totale, cette catégorie représente plus de deux tiers), alors que toutes les autres catégories d'établissement de 20 salariés et plus sont sur-représentées. Cela pourrait signifier que le fait d'avoir une seule

¹⁴ Selon la première définition de la récurrence d'un établissement.

autorisation de recours au chômage partiel est plutôt caractéristique pour les établissements de petite taille (voir en annexe 11 une comparaison entre les distributions -par secteur et par taille-des établissements récurrents selon les trois définitions de la récurrence).

On veut également étudier les liens entre la récurrence du recours au chômage partiel et le nombre de motifs d'usage du dispositif. Le tableau 9 illustre ces résultats. On remarque qu'un établissement récurrent fait appel, au maximum, à 4 causes différentes pour bénéficier des autorisations de chômage partiel. Le pourcentage d'établissements invoquant 3 ou 4 causes parmi les récurrents est extrêmement faible (moins de 1 %). D'ailleurs, les récurrents invoquent dans la majorité des situations une cause unique (dans 83 % des cas). Par exemple, on observe que plus de 12 % des établissements récurrents sont des établissements qui sont fortement concernés par les autorisations de chômage partiel (4 autorisations de chômage partiel ou plus sur 11 ans) et qui utilisent une seule cause. Pour ces établissements, le chômage partiel pourrait remplir un rôle d'instrument de flexibilité, et non de simple outil de protection de l'emploi.

Tableau 9 : Répartition des établissements récurrents (entre 1995 et 2005) en fonction du nombre d'autorisations au chômage partiel et du nombre de causes invoquées

Nombre de causes différentes d'autorisation de chômage partiel utilisées	Nombre d'autorisations de chômage partiel par établissement										Total (%)
	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	
1	14314	4134	1716	731	353	196	89	34	13	13	21593
(% ligne)	(66.29)	(19.15)	(7.95)	(3.39)	(1.63)	(0.91)	(0.41)	(0.16)	(0.06)	(0.06)	(82.76)
(% colonne)	(85.76)	(79.70)	(76.68)	(72.30)	(73.39)	(74.52)	(70.08)	(66.67)	(61.90)	(61.90)	
2	2377	973	456	242	112	58	33	14	7	4	4276
(% ligne)	(55.59)	(22.75)	(10.66)	(5.66)	(2.62)	(1.36)	(0.77)	(0.33)	(0.16)	(0.09)	16.39
(% colonne)	(14.24)	(18.75)	(20.38)	(23.94)	(23.28)	(22.05)	(25.98)	(27.45)	(33.33)	(19.05)	
3	0	80	64	34	16	7	5	2	1	3	212
(% ligne)	(0.00)	(37.74)	(30.19)	(16.04)	(7.55)	(3.30)	(2.36)	(0.94)	(0.47)	(1.42)	0.81
(% colonne)	(0.00)	(1.54)	(2.86)	(3.36)	(3.33)	(2.66)	(3.94)	(3.92)	(4.76)	(14.29)	
4	0	0	2	4	0	2	0	1	0	1	10
(% ligne)	(0.00)	(0.00)	(20.00)	(40.00)	(0.00)	(20.00)	(0.00)	(10.00)	(0.00)	(10.00)	0.04
(% colonne)	(0.00)	(0.00)	(0.09)	(0.40)	(0.00)	(0.76)	(0.00)	(1.96)	(0.00)	(4.76)	
Total	16691	5187	2238	1011	481	263	127	51	21	21	26091
(%)	(63.97)	(19.88)	(8.58)	(3.87)	(1.84)	(1.01)	(0.49)	(0.20)	(0.08)	(0.08)	100.00

Source : Panel des autorisations annuelles de chômage partiel reconstitué à partir des fichiers mensuels d'autorisation de chômage partiel de 1995 à 2005 (DARES, DDTEFP).
Champ : Etablissements récurrents de la France métropolitaine ayant des autorisations de chômage partiel (tous les secteurs et tailles confondus ; privé et public).

Conclusion partie I

Dans cette première partie, plusieurs faits stylisés concernant les autorisations de recours au du chômage partiel ont été dégagés : la baisse structurelle des autorisations et le maintien d'une saisonnalité prononcée quel que soit le cycle économique, la contra-cyclicité de la durée et de la récurrence des autorisations du dispositif. Ces faits stylisés permettent de mieux cerner la nature de l'instrument.

Tout d'abord, le chômage partiel apparaît bien comme un outil de flexibilité du temps de travail, en raison de l'allure de la saisonnalité (avec des pics en fin d'année et des creux pendant le mois d'août). Ensuite, les autorisations de chômage partiel sont utilisées dans la majorité des cas de manière exceptionnelle, comme le préconise la loi. Seuls 28 % des établissements ont été concernés plus d'une fois par les autorisations de recours au chômage partiel entre 1995 et 2005. La baisse de la durée des autorisations de chômage technique et du nombre d'établissements y bénéficiant de manière répétée durant les périodes de bonne conjoncture économique confirme l'utilité de ce dispositif pour amortir les chocs conjoncturels (les mouvements conjoncturels représentent un des principaux déterminants de l'évolution du dispositif).

Nous avons également cherché à identifier, les chocs structurels qui pourraient expliquer la diminution permanente des autorisations de recours au chômage partiel. Il se peut que le passage aux 35 heures, autre outil de flexibilité numérique interne se soit substitué au moins partiellement au chômage partiel après 2000, ce qui expliquerait la baisse structurelle des autorisations. Cependant, la réforme réglementaire du recours au chômage partiel qui accompagne l'aménagement et la réduction du temps de travail peut elle aussi expliquer ce phénomène. Les effets respectifs sont difficiles à séparer.

De plus, les établissements les plus nombreux bénéficiant des autorisations de chômage partiel sont essentiellement issus de l'industrie et du tertiaire et ils sont de petite taille (moins de 20 salariés). Entre 1995 et 2005, les secteurs qui bénéficient du plus grand nombre de jours autorisés de chômage partiel sont le textile, l'habillement, la métallurgie, l'automobile et les équipements mécaniques. Même s'ils sont moins nombreux à être touchés par les autorisations de chômage partiel, les établissements de 50 à 499 salariés sont ceux qui couvrent le plus grand nombre de jours autorisés de chômage partiel et de salariés affectés par ce dispositif. Les établissements ayant des autorisations récurrentes de chômage partiel sont quant à eux plus fréquemment rencontrés dans l'industrie.

En croisant les principaux critères d'analyse (les secteurs d'activité, les classes de taille, la récurrence des autorisations de chômage partiel, la durée des autorisations par établissement et par salarié) nous pouvons synthétiser les résultats en esquissant une typologie d'établissements concernés par ce dispositif¹⁵. Tout d'abord, d'une manière globale, les établissements de l'industrie sont des établissements entre 20 à 50 salariés, avec des intensités d'autorisations de chômage partiel significatives. De plus, leurs salariés ne sont pas affectés longtemps par les autorisations de chômage partiel. A l'intérieur de l'industrie un comportement particulier en termes d'autorisations de chômage partiel est celui des établissements du secteur automobile. Ces établissements sont généralement grands (plus de 500 salariés) et de ce fait leurs autorisations entre 1995 et 2005 sont extrêmement importantes en volume du nombre de jours autorisés. Les établissements du secteur textile ont eux aussi des traits comportementaux spécifiques. Ils sont fréquemment des établissements entre 50 et 500 salariés qui bénéficient souvent de plus de deux autorisations de chômage partiel sur la période d'analyse. Donc ils sont fréquemment des établissements récurrents en termes d'autorisations. Les établissements du tertiaire quant à eux sont généralement des non-récurrents. De plus, ils sont caractérisés par une faible intensité des autorisations de chômage partiel.

Une fois les faits stylisés mis en avant, nous nous interrogeons sur la place du chômage partiel dans les établissements français en analysant les relations entre ce dispositif et des différents outils de gestion de la main d'œuvre. Dans la deuxième partie du document d'étude, nous étudions les liens entre deux outils de flexibilité interne (chômage partiel et réduction du temps de travail). Ainsi nous vérifions si la réduction du temps de travail représente réellement le deuxième déterminant du chômage partiel entre 1995 et 2005 et nous mesurons son impact sur le recours au chômage technique. Dans la troisième partie on s'intéresse aux relations entre le chômage partiel et des outils de flexibilité externe (CDD, intérim, licenciements économiques). Plus qu'étudier leur substituabilité, on s'interroge sur la capacité du chômage technique à remplir son objectif premier : éviter les licenciements économiques.

¹⁵ Ces types d'établissements sont confirmés par la mise en œuvre d'une analyse factorielle des correspondances.

PARTIE II : L'aménagement et la réduction du temps de travail et les autorisations de recours au chômage partiel

Introduction partie II

Rappelons que le chômage partiel est un dispositif qui permet aux établissements d'éviter les licenciements économiques en cas de graves difficultés passagères et que depuis la fin des années 90 les autorisations de chômage partiel ont fortement diminué en niveau en dépit de la dégradation de la conjoncture des années 2000 (cf. graphique 1). Cette période de baisse des autorisations correspond au moment de la mise en place de « l'aménagement et la réduction du temps de travail ». Le législateur stipule clairement que le chômage partiel ne doit plus être utilisé pour des raisons de gestion de main d'œuvre car « l'aménagement et la réduction du temps de travail » met à disposition de l'établissement d'autres outils spécifiques pour organiser le temps de travail (la modulation, l'annualisation, etc.). Comme nous l'avons expliqué dans la première partie du rapport, l'aménagement et la réduction du temps de travail et le changement réglementaire du dispositif sont deux mesures, menées conjointement, qui font partie d'une même réforme et leurs effets sur les autorisations du chômage partiel ne peuvent pas être identifiés séparément. Les tendances observées dans la partie précédente ont conduit à émettre la proposition suivante : l'aménagement et la réduction du temps de travail et le changement réglementaire du chômage partiel qui l'a accompagné ont pour effet de diminuer les autorisations de recours au chômage partiel. Dans cette deuxième partie du document d'étude, nous vérifions cette proposition en nous concentrant sur la réduction de la durée effective du temps de travail dans le cadre des lois Aubry I et II, phénomène qui est nommé dans la suite du texte, pour simplifier, « passage aux 35 heures ».

« L'aménagement et la réduction du temps de travail » est un outil très complexe, dont la mise en œuvre a répondu à une succession de réformes réalisées entre 1996 et 2005 (cf. annexe 6). De ce fait, d'un point de vue méthodologique, l'évaluation des lois Aubry est très difficile à apprécier empiriquement (Cahuc, 2004). La première loi Aubry fixe la durée effective du travail à 35 heures avec des échéances différentes pour les entreprises de plus de 20 salariés (janvier 2000) et les entreprises de 20 salariés ou moins (janvier 2002). Pour les entreprises qui anticipent la réduction effective du travail, une aide financière est accordée. Afin de l'obtenir, les entreprises doivent remplir certaines conditions, notamment : la réduction du travail doit être d'au moins 10 %. La loi Aubry I se décline en deux volets : un volet offensif (l'entreprise doit augmenter ses effectifs d'au moins 6 %) et un autre défensif (si l'entreprise s'engage à éviter les licenciements, elle doit préserver au moins 6 % des emplois). Une majoration de cette aide est octroyée dans le cas où l'entreprise fait des efforts particuliers en termes d'embauches. La loi Aubry II fixe le cadre général de la mise en œuvre des « 35

heures ». Elle met en place une garantie mensuelle de rémunération pour les salariés au niveau du SMIC et une aide « pérenne » sous la forme des allègements des cotisations patronales de sécurité sociale. Cette aide comprend une aide structurelle forfaitaire et un allègement dégressif en fonction du niveau de salaire. Elle n'est pas conditionnée par la baisse effective de la durée du travail ni par des créations ou des sauvegardes d'emplois minimales, mais par l'existence d'un accord majoritaire et/ou d'un référendum sur le passage aux « 35 heures ». Les allègements de la loi Aubry II sont cumulables avec les aides des lois Robien ou Aubry I. Dans notre analyse, les établissements qui ont réduit leur durée effective du travail bénéficient des allègements associés à la loi Aubry II.

Au sein des établissements, les modalités et les périodes de mise en œuvre des « 35 heures » sont très hétérogènes. Certains établissements mettent en place la réduction de la durée effective du travail de façon anticipée, d'autres non. Par ailleurs, bien que pour notre champ d'analyse (établissements appartenant à des entreprises de 50 salariés et plus) la durée légale du travail soit passée aux 35 heures le 1^{er} janvier 2000, une partie des établissements n'avait pas réduit leur durée effective du temps de travail à cette date. Ces établissements préfèrent payer des heures supplémentaires à leurs salariés. Pour prendre en compte l'hétérogénéité de la réduction de la durée effective du temps de travail au sein des établissements français, nous supposons que l'effet du passage aux « 35 heures » sur le chômage partiel est d'autant plus fort que les « 35 heures » sont mises en place de manière anticipée. Dès lors, notre proposition de départ se décline en 2 sous-propositions :

***P1** : les établissements qui ont réduit de manière anticipée leur durée effective du travail demandent moins souvent des autorisations de chômage partiel que ceux qui ne sont pas passés aux 35 heures.*

***P2** : les établissements qui ont réduit de manière anticipée leur durée effective du travail demandent moins souvent des autorisations de chômage partiel que ceux qui ont réduit leur durée effective du travail de manière non anticipée.*

Généralement, lors de l'évaluation des « 35 heures », on choisit de comparer les établissements qui ont réduit leur durée effective du temps de travail à des établissements qui ne l'ont pas réduite. Dans la deuxième sous-proposition, on oppose deux populations passées toutes les deux aux « 35 heures »¹⁶ mais à des moments différents. Tester ces deux sous-propositions permet de mesurer l'impact de la réduction anticipée de la durée effective du temps de travail sur les autorisations de chômage partiel.

¹⁶ Une telle comparaison a également été développée dans l'article de Bunel (2004).

Comme on l'a vu dans la première partie, l'aménagement et la réduction du temps de travail et le chômage partiel constituent tous les deux des outils de flexibilité du temps de travail. On peut penser que les établissements réduisant leur durée du travail ont des besoins de flexibilité du temps de travail particuliers ou sont soumis à des conditions économiques spécifiques qui peuvent expliquer leur recours au chômage partiel. Dès lors, le fait de réduire la durée effective du travail ne peut pas être considéré comme aléatoire, le passage « aux 35 heures » n'est pas indépendant du recours au chômage partiel. Cette non indépendance se retrouve d'ailleurs dans les textes de loi, puisque les établissements voulant recourir au chômage partiel ne peuvent le faire que s'ils ont « exploité » les potentialités d'aménagement du temps de travail offertes par les « 35 heures ». D'un point de vue économétrique, cela signifie que l'estimation de l'impact du passage « aux 35 heures » sur le chômage partiel peut être soumise à un important biais de sélection. Pour contourner ce problème, nous allons estimer des modèles d'appariement sélectif. Cette approche est classique pour étudier l'impact des « 35 heures ». La partie II du document d'étude s'inscrit dans la perspective de cette littérature empirique, notamment les travaux de Crépon, Leclair et Roux (2004). Les modèles d'appariement sélectif consistent à construire, pour chaque établissement ayant réduit de manière anticipée la durée effective du travail et qui ont sollicité des allègements des cotisations sociales, un établissement jumeau exposé à un nombre de caractéristiques observables identiques. Le jumeau est construit à partir des établissements qui n'ont pas réduit leur durée du travail (sous-proposition 1) ou qui l'ont réduite de manière non anticipée tout en sollicitant des aides structurelles (sous-proposition 2). Dès lors, en comparant le recours au chômage partiel des deux établissements on est en mesure de déterminer l'impact du passage anticipé « aux 35 heures » sur les autorisations de chômage partiel.

Afin de vérifier cette proposition, nous apparions le panel des « autorisations de chômage partiel » (qui couvre tous les établissements de la France métropolitaine qui ont bénéficié au moins une fois des autorisations de chômage partiel entre 1995 et 2005) au fichier « Accords 35 heures » (ce fichier apporte l'information sur le type de réduction du temps de travail mis en place dans l'établissement dans un contexte de demande d'allègements de cotisations sociales). Une des difficultés principales des modèles d'appariement sélectif est de bien construire les contrefactuels. Nous choisissons ainsi de travailler avec les établissements appartenant à des entreprises de 50 salariés et plus en pensant que cette condition nous permet d'identifier de manière précise les établissements qui n'ont pas réduit leur durée effective du temps de travail. En outre, afin de conserver les entreprises pérennes sur la période, et de mesurer la conjoncture économique, les données ont été appariées aux fichiers « Bénéfices Réels Normaux » (BRN : 1994-2003). Finalement, à partir de ce fichier cylindré

d'établissements, notre travail porte sur un échantillon de 6189 établissements de France métropolitaines, appartenant à des entreprises de cinquante salariés et plus (tous secteurs confondus), qui ont eu une ou plusieurs autorisations de chômage partiel entre 1995 et 2005.

Cette partie est organisée de la façon suivante. Dans la première section, on présente les fichiers utilisés ainsi que l'appariement des données. Les modèles testés et les mesures utilisées sont décrits dans la seconde section. A partir d'un vecteur de mesures permettant de caractériser les autorisations de chômage partiel, ces modèles permettent de vérifier les deux sous-propositions. La première sous-proposition teste si les établissements ayant réduit de manière anticipée leur durée effective du travail et ayant sollicité des allègements de cotisations sociales utilisent moins le chômage partiel que ceux qui ne l'ont pas réduit. La deuxième sous-proposition teste si les établissements ayant réduit de manière anticipée leur durée effective du travail utilisent moins les autorisations de chômage partiel que ceux qui l'ont réduit mais de manière non anticipée et qui de plus ont demandé des allègements de cotisations sociales. Les résultats précédés d'une série des statistiques descriptives sont ensuite discutés dans la troisième section et nous concluons la partie en résumant les principaux résultats.

I – Données et mesures

I-1- Les données

Afin d'évaluer l'impact de la réduction anticipée de la durée effective du temps du travail sur les autorisations de recours au chômage partiel, nous allons exploiter, en les appariant, trois sources de données : le panel des « autorisations de chômage partiel », le fichier « Accords 35 heures »¹⁷ ainsi que les fichiers BRN (1994-2003).

Le panel « autorisations de chômage partiel » concerne un peu plus de 93 000 établissements de France métropolitaine, qui ont eu au moins une autorisation de recours au chômage partiel entre 1995 et 2005. Nous avons constitué ce panel exhaustif à partir des fichiers mensuels des autorisations de chômage partiel produits par la DARES et les DDTEFP. Ces données sont présentées en détail dans la première partie du rapport.

Le fichier « Aubry 2 » contient les déclarations et les accords des entreprises passées aux 35 heures en vue du bénéfice de l'allègement des cotisations sociales dans le cadre de la réduction négociée du temps de travail, plus précisément suite à l'adoption de la loi Aubry II. Le fichier est constitué par la collecte des fiches statistiques fournies aux établissements souhaitant bénéficier des allègements par les DDTEFP ou par les organismes de recouvrement des cotisations sociales (URSSAF, MSA ou régimes spéciaux). Les fiches remplies sont envoyées aux organismes de recouvrement qui par la suite envoient ces informations à la DARES et aux DDTEFP. Le département « Durée et aménagement du temps de travail » de la DARES s'occupe de la centralisation et de la saisie informatique de ces fiches. Les informations ont vocation à l'exhaustivité, mais celle-ci n'est atteinte que très difficilement.

En appariant (sans aucune contrainte) le panel des « autorisations de chômage partiel » à la base « Aubry 2 » on observe que moins de 20% des établissements du panel ont réduit leur durée effective du temps de travail tout en demandant des aides d'allègement de cotisations sociales. Au premier abord il paraît que le reste des établissements sont toujours aux 39 heures (plus de 70000 établissements) ou ils sont aux 35 heures mais sans avoir demandé des aides d'allègement des cotisations sociales. Cette proportion nous semble beaucoup trop importante et gênante pour l'identification des établissements qui sont réellement restés aux

¹⁷ Dans la littérature il existe d'autres sources des données permettant l'évaluation des « 35 heures » : les enquêtes ACEMO, les fichiers publics de la DARES des conventions de réduction du temps de travail conclues avec l'Etat, etc.

39 heures. Comme la constitution du groupe témoin et à partir de celui-ci des contrefactuels est une étape fondamentale de la méthode d'appariement sélectif, nous imposons une première contrainte (forte) d'appariement : le champ d'analyse est restreint aux établissements appartenant à des entreprises de cinquante salariés et plus. Cela réduit le panel des « autorisations de chômage partiel » à 6 767 établissements¹⁸. La motivation de cette contrainte d'appariement réside dans le fait qu'on imagine très improbable qu'un établissement appartenant à une entreprise de taille importante (d'au moins 50 salariés) qui a réduit sa durée effective du temps de travail ne demande pas des aides d'allègement de cotisations sociales. En plus, ces établissements sont plus informés quant à la négociation collective car le palier de 50 salariés marque pour une entreprise la présence d'un délégué syndical.

Le fichier « Aubry 2 » fournit des informations sur les caractéristiques des établissements déclarants et sur les caractéristiques des entreprises auxquelles les établissements sont rattachés. En outre, sont également disponibles des informations sur : les organismes de recouvrement, la négociation, les accords d'entreprises, l'accès direct aux aides, la durée de travail avant et après la réduction, les aides incitatives (obtenus avec la loi Robien ou la loi Aubry I), les engagements en termes d'emplois (par les établissements et par les entreprises), etc. Pour analyser l'impact du passage aux « 35 heures » sur le chômage partiel, on prend en compte la date d'entrée en vigueur de la nouvelle durée effective du temps de travail (l'année d'entrée en vigueur¹⁹). Puisqu'on se concentre sur l'impact des lois Aubry, la période de la mise en application de ces lois est 1998-2003.

Les fichiers BRN sont des fichiers contenant des données individuelles d'entreprise produits par l'INSEE. Nous utilisons les fichiers BRN pour la période 1994-2003. Les bases BRN sont constituées de l'ensemble des imprimés fiscaux remplis par les sociétés et entrepreneurs individuels dont le chiffre d'affaires est supérieur à plus de 533 000 euros. Ces imprimés fiscaux retracent précisément chaque année les bilans et les comptes de résultat de la quasi-totalité des entreprises françaises. Ces fichiers quasi-exhaustifs permettent ainsi de caractériser la situation économique des établissements entre 1994 et 2003. Ils permettent en outre d'identifier les entreprises pérennes sur cette période, ce qui conduit à travailler sur un échantillon cylindré²⁰. Comme on travaille avec des entreprises de taille importante (de 50

¹⁸ Les de 93000 établissements présents dans le panel « chômage partiel » sont majoritairement de petite taille (Calavrezo&Duhautois et Walkowiak, 2006). Pour ces raisons, l'appariement conduit à une diminution drastique de la taille de l'échantillon.

¹⁹ On a préféré cette variable à la variable « année de signature de l'accord » car elle renseigne deux fois plus d'établissements.

²⁰ Généralement dans ce type d'analyse on choisit de travailler sur des échantillons d'entreprises pérennes (Askenazy, 2005).

salariés et plus) elles sont majoritairement présentes sur l'intégralité de la période d'analyse²¹. Contrôler la pérennité des entreprises peut être source de biais dans l'estimation de l'impact du passage aux 35 heures sur le recours au chômage partiel, puisque cela conduit à éliminer les entreprises les plus ballottées par la conjoncture économique. Ce contrôle est néanmoins nécessaire, car il neutralise les effets des créations-destructions et de restructurations d'entreprises associées à la conjoncture économique, qui biaiserait fortement les estimations (Crépon & Leclair et Roux, 2004).

Ces trois sources de données constituent un appareillage statistique riche pour étudier l'effet du passage aux 35 heures sur le recours au chômage partiel. Après nettoyage²², l'appariement des fichiers conduit à travailler sur un échantillon de 6 189 établissements appartenant à des entreprises pérennes entre 1995 et 2003²³. Cet échantillon final est quasi-exhaustif : il comprend l'ensemble des établissements rattachés à des entreprises de 50 salariés et plus, qui ont bénéficié au moins une fois des autorisations de chômage partiel entre 1995 et 2005, peu importe leur situation à l'égard de la réduction de la durée effective du temps de travail.

1-2- Les catégories d'établissements selon leur réduction de la durée effective du temps de travail

Rappelons que la première loi Aubry a fixé la durée légale du travail à 35 heures au 1^{er} janvier 2000 pour les entreprises de plus de 20 salariés et au 1^{er} janvier 2002 pour les autres. Cette loi a mis en place un dispositif incitatif d'aide aux entreprises dans le cas où elles anticipaient les échéances fixées par la loi. La condition principale pour bénéficier des aides était de créer des emplois ou de maintenir l'emploi lors de la mise en place de la réduction du temps de travail. Les différentes formes de mise en œuvre de la réduction du temps de travail ont été traitées dans une seconde loi (Aubry II). La deuxième loi devait *a priori* s'inspirer des précédentes négociations collectives de branche et d'entreprise (voir annexe 6).

Entre les deux lois Aubry les objectifs visés par la réduction du temps de travail ont changé. Ainsi la réorganisation du travail a été différente selon les modalités de passage aux 35 heures. Par exemple, l'ampleur effective de la réduction du temps de travail des salariés (hors

²¹ En imposant cette condition on élimine encore 578 établissements.

²² A partir des BRN, les entreprises présentant des valeurs ajoutées négatives ou des variations d'effectifs aberrantes entre 1995 et 2003 ont été éliminées.

²³ Askenazy (2005) souligne que la taille des échantillons utilisés dans le cadre de l'estimation de l'effet causal des « 35 heures » peut varier entre 6000 et 40000 observations.

cadres) est plus faible en 2000 (8%) qu'avant (plus de 10 %) (Bloch-London, Pham, et Zilberman, 2002). Une large variété de façons de réduire la durée du travail des salariés s'offre aux entreprises : les jours de congés supplémentaires, la modulation du temps de travail, les semaines de travail courtes et longues alternées, journées hebdomadaires ou bimensuelles non travaillées, réduction quotidienne du temps de travail, etc. Selon les employeurs, plus la moitié des salariés des établissements passés aux 35 heures en connaissent plusieurs manières de réduction du temps de travail. Pour une présentation détaillée des différentes modalités de passage à 35 heures, nous recommandons le numéro spécial 376-377 d'Economie et Statistique ainsi que les articles concernant la réduction du temps de travail des « Données sociales » de l'INSEE de 2002-2003.

L'ensemble des établissements de notre échantillon a vu la durée légale du travail passer à 35 heures en 2000. Néanmoins, le passage effectif aux 35 heures a fortement varié d'un établissement à l'autre, puisque la durée légale et la durée effective du travail ne coïncident pas forcément. Avant 2000, pour les entreprises de plus de 20 salariés, la durée légale était de 39 heures, mais les entreprises anticipant la mise en œuvre de la réduction du temps de travail pouvaient avoir une durée effective du travail de 35 heures. Inversement, après 2000, bien que la durée légale du travail soit de 35 heures pour les établissements de notre échantillon, ces derniers peuvent avoir une durée effective restant à 39 heures (en payant des heures supplémentaires). Afin de prendre en compte l'hétérogénéité des comportements des établissements dans leur passage aux 35 heures, trois catégories d'établissements sont distinguées : les établissements « anticipateurs », les « non anticipateurs » et les établissements « n'ayant pas réduit la durée effective de leur temps de travail ».

Les établissements anticipateurs

Les « anticipateurs » regroupent les établissements ayant réduit la durée effective du travail avant le 1^{er} janvier 2000. Ces établissements appartiennent à deux types d'entreprises : les « Aubry I aidés » et les « Aubry II précurseurs ». Les premières ont bénéficié d'allègements de charges, d'aides incitatives, puis d'aides structurelles. Elles ont diminué leur temps de travail d'au minimum 10 % et augmenté l'emploi d'au minimum 6 %. Les secondes, quant à elles, n'ont pas demandé d'aides incitatives. Ainsi, elles n'ont pas été obligées à réduire la durée effective de 10 % ou de créer des emplois. En revanche, comme les premières elles ont reçu des aides structurelles. Il faut préciser que ce regroupement ne conduit pas à la constitution d'un groupe assez homogène du point de vue de l'ampleur des réorganisations du travail (Bunel, 2004). Toutefois ce regroupement présente de l'intérêt car les établissements

« Aubry II précurseurs » restent très minoritaires parmi les anticipateurs (cf. par exemple, Bloch-London, Pham, et Zilberman, 2002).

Les établissements non anticipateurs

Les « non anticipateurs » qui pourraient également être nommés « Aubry II » sont rattachés à des entreprises qui ont réduit la durée effective du travail à partir de 2000. Ces dernières ont bénéficié d'aides structurelles, mais elles n'ont pas d'obligations en termes d'emplois ou de réduction de la durée effective du temps de travail.

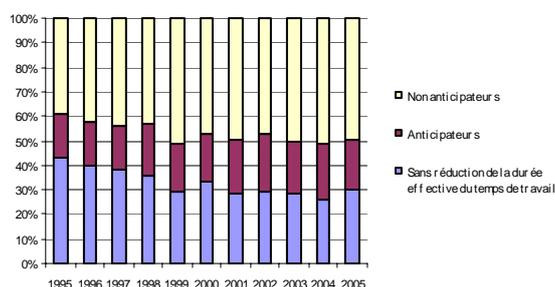
Les établissements n'ayant pas réduit la durée effective du travail

Cette dernière catégorie représente le reste des établissements de l'échantillon. Ces établissements ne sont pas présents dans le fichier « Aubry 2 ». Par la suite ils sont nommés les « sans réduction de la durée effective du temps de travail ». Nous supposons que les entreprises de cinquante salariés et plus qui n'ont pas demandé d'aides structurelles n'ont pas réduit de manière effective leur temps de travail. Cette hypothèse est vraisemblable, puisque la réduction effective du temps de travail est moins coûteuse avec les aides structurelles. Il ne serait donc pas rationnel pour une telle entreprise de ne pas demander d'aides structurelles alors même qu'elle peut en bénéficier lorsqu'elle réduit son temps de travail. Cette hypothèse, imposée par les données, en montre les limites. D'ailleurs, elle peut être source de biais dans les estimations, si des entreprises ont réduit effectivement leur temps de travail sans avoir demandé ou être éligibles aux aides.

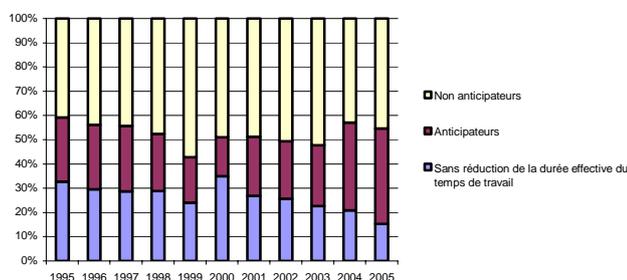
Dans notre échantillon de 6189 établissements, 1193 (soit 19 %) sont des « anticipateurs », 2607 (soit 42 %) des « non anticipateurs » et le reste (soit 39 %) des « sans réduction effective du temps de travail ». Ainsi 61 % de ces établissements ont réduit la durée effective du travail en ayant bénéficié d'allègement des cotisations sociales. Le graphique 9 illustre pour la période 1995-2005 les distributions des indicateurs de chômage partiel dans ces trois catégories d'établissements.

Graphique 9 : Distribution des indicateurs de chômage partiel en fonction du type de réduction du temps de travail

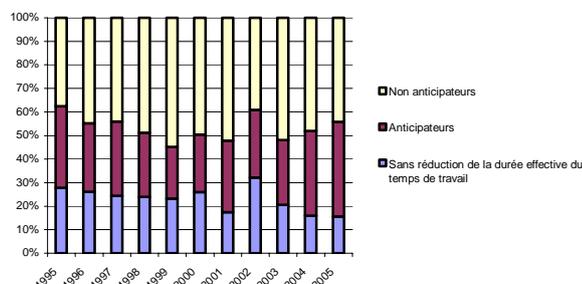
A- Nombre d'établissements touchés par le chômage partiel



B- Nombre de jours de chômage partiel autorisés



C- Nombre de salariés touchés par les autorisations de chômage partiel



Source : Fichier issu de l'appariement 1) du panel des autorisations annuelles de chômage partiel reconstitué à partir des fichiers mensuels d'autorisation de chômage partiel de 1995 à 2005 (DARES, DDTEFP) ; 2) le fichier « Accords 35 heures » (DARES, URSSAF) ; 3) les fichiers BRN de 1994 à 2003 (INSEE)

Champ : 6189 établissements de France métropolitaine, rattachés à des entreprises de 50 salariés et plus, ayant eu recours au chômage partiel entre 1995 et 2000, quel que soit leur secteur d'activité.

Entre 1995 et 2005, quel que soit l'indicateur utilisé (nombre d'établissements touchés par le chômage partiel, nombre de jours de chômage partiel autorisés, nombre de salariés affectés), les établissements « non anticipateurs » sont les premiers concernés par le chômage partiel (cf. graphique 9). *A contrario*, les établissements « anticipateurs » sont les moins concernés. Cette différence entre les « anticipateurs » et les « non anticipateurs » tient en partie au fait que les « non anticipateurs » sont deux fois plus nombreux que les « anticipateurs » dans

notre échantillon. Ce résultat pourrait aussi s'expliquer par le fait que les établissements ayant mis en œuvre de manière anticipée les « 35 heures » sont en meilleure santé économique que ceux qui ne l'avaient pas anticipé. Les tests économétriques menés dans la prochaine section permettront de neutraliser ces effets associés à la conjoncture économique.

Par ailleurs, parmi les établissements autorisés à recourir au chômage partiel, ceux n'ayant pas réduit leur durée du travail représentent entre 28% et 40% des établissements touchés par le chômage partiel. Depuis 2000, cette proportion est en dessous de 30% alors que celle des « non anticipateurs » est de plus de 40 %. Cet écart pourrait s'expliquer par le fait que les « sans réduction du temps de travail » ont une meilleure santé que les « non anticipateurs », d'autant plus qu'ils peuvent supporter le coût des heures supplémentaires payées à leurs salariés.

II – La méthodologie empirique

Dans cette section, nous exposons la démarche économétrique adoptée pour tester l'impact de la réduction anticipée de la durée effective du travail sur les autorisations de recours au chômage partiel. Avec les lois Aubry I et II, le cadre réglementaire du chômage partiel précise qu'un établissement est censé faire appel aux autorisations de chômage partiel uniquement dans des situations où les potentialités de l'aménagement du temps de travail prévues par les lois Aubry ont été exploitées. Les établissements qui ont anticipé la réduction du temps de travail font l'objet d'un processus de sélection non aléatoire par rapport au fait d'anticiper (leur performance économique, les difficultés conjoncturelles et structurelles qu'elles rencontrent, etc.), voire même d'un processus d'auto-sélection, si on considère qu'anticiper la réduction du temps de travail est un élément de leur stratégie interne. Econométriquement, cela signifie que la réduction du temps de travail n'est pas indépendante du recours au chômage partiel. Dès lors, l'estimation de l'impact est soumise à l'existence d'un biais de sélection.

Pour corriger de tels biais, Rubin (1974) a développé un modèle d'appariement sélectif initialement utilisé 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 & Lalonde, 1999 ; Brodaty, Crépon &

Fougère, 2005). En France, on retrouve ces modèles dans une série d'articles qui traitent les conséquences des « 35 heures » mais du point de vue de la création d'emplois (pour une revue critique des principaux résultats : Askenazy, 2005 ; Askenazy, Bloch-London & Roger, 2004). Aucun de ces travaux n'analyse l'impact de la réduction anticipée de la durée effective du travail sur le chômage partiel. Afin de tester cet impact, nous allons mettre en place des modèles d'appariement sélectif. Nous commençons par une présentation générale des modèles et des modalités d'estimation retenues dans ce travail (section II-1), pour nous concentrer ensuite sur leur application, en exposant les variables construites (section II-2).

II-1- Le modèle d'appariement sélectif

Lorsqu'on étudie l'efficacité d'un traitement médical, le biais de sélection réside dans le fait que les individus qui reçoivent le traitement sont malades. Déterminer l'effet du traitement en comparant la santé des malades soignés avec la santé de ceux qui ne le reçoivent pas (et qui sont *a priori* en bonne santé), ne peut donner qu'une idée, très biaisée, de son efficacité. Cela provient du fait que l'affectation au traitement n'est pas aléatoire. Pour corriger ce biais de sélection, Rubin (1974) a montré que l'expérience doit être parfaitement contrôlée, autrement dit que l'attribution du traitement doit être faite au hasard. Or les données statistiques ne s'apparentent jamais aux résultats d'une expérience en laboratoire qui serait parfaitement contrôlée.

La formalisation de ce modèle aide à bien saisir le problème du biais de sélection. Notons T_i , une variable dichotomique indiquant si l'individu a reçu ou non le traitement i ($T_i = 1$ si l'individu est traité, $T_i = 0$ sinon). L'efficacité du traitement est mesurée à travers le résultat y_i . Ainsi chaque individu, va avoir deux résultats potentiels, deux variables latentes : y_0 (si $T_i = 0$) et y_1 (si $T_i = 1$). Les deux variables latentes ne sont jamais observées simultanément, puisqu'un individu est soit traité, soit non traité, mais jamais les deux à la fois. Autrement dit, seul le véritable état de santé de l'individu, noté Y , est observé :

$$Y = y_1 T_i + y_0 (1 - T_i)$$

Ainsi seul le couple (Y, T_i) est observé pour un individu. Rubin (1974) définit l'effet causal d'un traitement comme la différence entre ce que serait la santé d'un individu s'il était traité et ce qu'elle serait s'il ne l'était pas. Ainsi pour le traitement T_i l'effet causal se définit de la manière suivante :

$$C = y_1 - y_0$$

L'effet causal est inobservable et individuel, et par conséquent sa distribution n'est pas identifiable. En revanche, si l'affectation au traitement était aléatoire, autrement dit si la propriété d'indépendance est respectée $((y_0, y_1) \perp T_i)$, il n'y aurait pas de biais de sélection et alors on pourrait identifier les effets suivants :

- ***L'effet causal moyen sur toute la population*** : $C = E(y_1 - y_0)$. Il s'agit de la variation de la performance que l'on observerait si l'on donnait le traitement à tous les individus.
- ***L'effet causal moyen sur les traités*** : $C_{\text{traités}} = E(y_1 - y_0 | T_i = 1)$. Il s'agit de l'évaluation au sens usuel du terme.
- ***L'effet causal moyen sur les non-traités*** : $C_{\text{non-traités}} = E(y_1 - y_0 | T_i = 0)$. Il s'agit d'une évaluation prospective : que se passerait-il si l'on donnait le traitement à ceux qui ne l'ont pas reçu ?

Néanmoins, dans la plupart des cas, la propriété d'indépendance n'est pas vérifiée. Une solution serait alors de prendre deux individus strictement identiques, de donner à l'un le traitement et à l'autre un placebo, et de comparer ensuite leur santé. Autrement dit, il suffirait de comparer la santé de chaque individu ayant reçu le traitement à celle d'un contrefactuel, identique à ce dernier à l'exception du fait qu'il n'a pas reçu le traitement. Mais comment identifier statistiquement le contrefactuel de chaque individu traité ? Une démarche naturelle est de construire un groupe de contrôle (une population témoin) pour lequel la distribution d'un ensemble de caractéristiques observables (X) soit la même que pour le groupe recevant le traitement. Autrement dit, conditionnellement à ces variables de contrôle, nommés critères d'appariement, le traitement est affecté de manière aléatoire au sein de la population. Dès lors, la propriété d'indépendance est respectée : $(y_0, y_1) \perp T_i | X$.

Lorsque beaucoup de critères d'appariement doivent être pris en compte, trouver un contrefactuel à chaque individu traité peut être problématique. Rubin et Rosenbaum (1983) ont résolu ce problème en montrant que l'indépendance conditionnelle à l'ensemble des variables X était équivalente à l'indépendance par rapport au score de propension. Le score de propension constitue un résumé unidimensionnel des variables d'appariement et il estime la probabilité d'être exposé au traitement, conditionnellement à ces variables. En utilisant ce score de propension, les individus contrefactuels peuvent être déterminés de plusieurs façons. Dans ce travail, nous avons utilisé l'estimateur à noyau d'Heckman, Ichimura et Todd (1997, 1998) et l'estimateur à rayon (calculé par la « radius method » cf. Becker, Ichino, 2002).

Heckman, Ichimura et Todd (1997, 1998) proposent le premier estimateur. Pour le calcul de l'estimateur à noyau pour les traités, chaque individu non-traité participe à la construction du contrefactuel de l'individu traité. En revanche, le poids des non-traités dans la constitution du contrefactuel est déterminé en fonction de la distance entre leur score et celui de l'individu considéré. De cette manière, l'estimateur final de l'effet d'un traitement sur les traités à la forme suivante :

$$estimeur_{traités}^{noyau} = \frac{1}{N_T} \sum_{i \in T} \left\{ y_i^T - \frac{\sum_{j \in C} y_j^C G\left(\frac{p_j - p_i}{h_n}\right)}{\sum_{k \in C} G\left(\frac{p_k - p_i}{h_n}\right)} \right\}$$

où T représente les traités, C les témoins, N_T le nombre de traités et les p sont les valeurs estimées du score de propension. De plus la fonction $G(.)$ est une fonction de type Kernel avec h_n le « bandwidth parameter ». Cet estimateur est convergent et asymptotiquement normal sous certaines hypothèses.

Pour l'estimateur à rayon (cf. Becker, Ichino, 2002) les témoins sont choisis si la distance entre les estimations du score de propension par rapport aux traités est inférieure à un certain rayon donné. Les témoins identifiés de cette manière seront notés $C(i)$ Nous avons travaillé avec un rayon $r = 0,001$. La formule de calcul de cet estimateur est la suivante :

$$estimeur_{traités}^{rayon} = \frac{1}{N_T} \sum_{i \in T} \left\{ y_i^T - \sum_{j \in C(i)} w_{ij} y_j^C \right\}$$

Les w_{ij} sont des pondérations définies comme : $w_{ij} = \frac{1}{N_i^C}$ si $j \in C(i)$ et $w_{ij} = 0$ sinon.

Afin d'apprécier l'ampleur du biais de sélection les estimations obtenues avec ces deux méthodes peuvent être comparées à celles obtenues par l'estimateur naïf. Ce dernier est défini comme le simple écart de performance entre les individus qui bénéficient du traitement et les autres. L'estimateur naïf mesure l'impact (β) de la variable de traitement dans un modèle logit lorsque la variable de performance est qualitative et dans un modèle MCO lorsque la variable de performance est continue. β est calculé en estimant l'équation suivante :

$$Mesure_{ijk} - CP_{ijk} = \beta T_{ij} + fonction(X_j) + \varepsilon_{ijk}$$

L'indice i correspond au traitement, j à l'établissement, k à la fenêtre temporelle ($k = 1, 2, 3$) et X aux variables d'appariement.

II-2- L'appariement sélectif des établissements ayant réduit la durée effective du travail

Dans la première section de cette partie, nous avons formulé la proposition suivante : la réduction anticipée de la durée effective du travail avec aides structurelles diminuerait le recours au chômage partiel autorisé au sein des établissements. La réduction de la durée effective du travail s'apparente à un traitement, dont on apprécie la performance sur l'évolution des autorisations de recours au chômage partiel. Nous présentons ici les indicateurs utilisés pour tester notre proposition, en commençant par les mesures du traitement, puis celles de la performance et enfin par les critères d'appariement.

II-2-1- Les variables de traitement

En supposant que les effets de la réduction de la durée effective du travail sont d'autant plus importants que cette mesure est mise en place de manière anticipée, notre proposition consiste finalement à vérifier deux sous-propositions.

La première sous-proposition stipule que les établissements « anticipateurs » ayant sollicité des allègements de cotisations sociales demanderaient moins d'autorisations de chômage partiel que ceux n'ayant pas réduit la durée effective du travail. Dans ce cas, les individus traités sont les établissements « anticipateurs » dont on recherchera les contrefactuels parmi les établissements « sans réduction de la durée effective du travail ». Formellement, la variable de traitement s'écrit :

$$T_1 = \begin{cases} 1, & \text{si l'établissement a anticipé la réduction de la durée effective du travail} \\ 0, & \text{si l'établissement n'a pas réduit la durée effective du temps de travail} \end{cases}$$

La deuxième sous-proposition stipule que les établissements « anticipateurs » demanderaient moins d'autorisations de chômage partiel que ceux « non anticipateurs ». Encore une fois, les individus traités sont les établissements « anticipateurs », mais cette fois-ci, les contrefactuels seront recherchés parmi les établissements « non anticipateurs ». Formellement, la seconde variable de traitement s'écrit :

$$T_2 = \begin{cases} 1, & \text{si l'établissement a anticipé la réduction de la durée effective du travail} \\ 0, & \text{si l'établissement a réduit la durée effective du temps de travail de manière non anticipée} \end{cases}$$

II-2-2- Les variables de performance : les mesures de chômage partiel

Plusieurs dimensions du chômage partiel peuvent être affectées par la réduction effective du temps de travail avec allègements de cotisations sociales. Les mesures de performance utilisées vont permettre de répondre aux questions suivantes : après avoir réduit la durée effective du travail, les établissements diminuent-ils leur recours au chômage partiel ? Réduisent-ils le nombre de jours de mise au chômage partiel ? Si c'est le cas, est-ce par une baisse de la proportion de salariés touchés et/ou par une baisse de la durée de mise au chômage partiel de chacun des salariés ?

Pour quantifier les évolutions des autorisations de chômage partiel, cinq catégories d'indicateurs sont utilisées:

- Avoir bénéficié des autorisations de chômage partiel après la réduction de la durée effective du travail
- La variation du nombre de jours de chômage partiel autorisés suite à la réduction de la durée effective du travail
- La variation du nombre de salariés avant et après la réduction de la durée effective du travail
- La variation de la part des salariés de l'établissement qui sont affectés par les autorisations de chômage partiel
- La variation de la durée autorisée de chômage partiel par salarié.

Tableau 10 : Les mesures de l'évolution du recours au chômage partiel suite à la réduction de la durée effective du temps de travail en présence d'allègements de cotisations sociales

Avoir bénéficié des autorisations de chômage partiel après la réduction du temps de travail	$AUTCP_1 = \begin{cases} 1 & \text{si } NJA_{t+1} \neq 0 \\ 0 & \text{sinon} \end{cases}$
	$AUTCP_2 = \begin{cases} 1 & \text{si } NJA_{t+1} \neq 0 \text{ ou } NJA_{t+2} \neq 0 \\ 0 & \text{sinon} \end{cases}$
	$AUTCP_3 = \begin{cases} 1 & \text{si } NJA_{t+1} \neq 0 \text{ ou } NJA_{t+2} \neq 0 \text{ ou } NJA_{t+3} \neq 0 \\ 0 & \text{sinon} \end{cases}$
Variation du nombre de jours de chômage partiel	$VARNJ_1 = NJA_{t+1} - NJA_{t-1}$
	$VARNJ_2 = \frac{1}{2}(NJA_{t+1} + NJA_{t+2}) - \frac{1}{2}(NJA_{t-2} + NJA_{t-1})$
	$VARNJ_3 = \frac{1}{3}(NJA_{t+1} + NJA_{t+2} + NJA_{t+3}) - \frac{1}{3}(NJA_{t-3} + NJA_{t-2} + NJA_{t-1})$
Variation du nombre de salariés affectés par les autorisations	$VARSA_1 = SAL_{t+1} - SAL_{t-1}$
	$VARSA_2 = \frac{1}{2}(SAL_{t+1} + SAL_{t+2}) - \frac{1}{2}(SAL_{t-2} + SAL_{t-1})$
	$VARSA_3 = \frac{1}{3}(SAL_{t+1} + SAL_{t+2} + SAL_{t+3}) - \frac{1}{3}(SAL_{t-3} + SAL_{t-2} + SAL_{t-1})$
Variation de la part de salariés affectés dans l'effectif de l'établissement	$VARPS_1 = PARTSAL_{t+1} - PARTSAL_{t-1}$
	$VARPS_2 = \frac{1}{2}(PARTSAL_{t+1} + PARTSAL_{t+2}) - \frac{1}{2}(PARTSAL_{t-2} + PARTSAL_{t-1})$
	$VARPS_3 = \frac{1}{3}(PARTSAL_{t+1} + PARTSAL_{t+2} + PARTSAL_{t+3}) - \frac{1}{3}(PARTSAL_{t-3} + PARTSAL_{t-2} + PARTSAL_{t-1})$
Variation de la durée d'affectation par salarié de l'établissement	$VAR_1 = DUREE_{t+1} - DUREE_{t-1}$
	$VAR_2 = \frac{1}{2}(DUREE_{t+1} + DUREE_{t+2}) - \frac{1}{2}(DUREE_{t-2} + DUREE_{t-1})$
	$VAR_3 = \frac{1}{3}(DUREE_{t+1} + DUREE_{t+2} + DUREE_{t+3}) - \frac{1}{3}(DUREE_{t-3} + DUREE_{t-2} + DUREE_{t-1})$

Par ailleurs, les effets de la réduction effective du temps de travail peuvent varier dans le temps. Sont-ils immédiats ? Sont-ils durables ou temporaires ? L'impact de l'aménagement et de la réduction du temps de travail peut varier dans le temps. La réorganisation des établissements lors de la réduction du temps de travail semble s'inscrire dans un mouvement de flexibilisation qui se fait de manière graduelle (Askenazy, 2003). Les données longitudinales dont nous disposons permettent d'évaluer l'impact de la réduction anticipée du travail en présence d'aides structurelles jusqu'à trois années après sa mise en œuvre. Les différents indicateurs sont donc déterminés sur des fenêtres temporelles plus ou moins larges afin de mettre en évidence des effets de la réduction de la durée effective du temps de travail à court ou à moyen terme.

Ces cinq catégories de mesures ainsi que leurs méthodes de calcul sont détaillées dans le tableau 11. Les notations sont les suivantes :

- t définit l'année de la réduction de la durée effective du temps de travail : $t = 1998, \dots, 2003$
- NJA définit le nombre de jours autorisés de chômage partiel
- $NBSAL$ définit le nombre de salariés affectés par les autorisations de chômage partiel
- $PARTSAL$ définit la part de salariés affectés par les autorisations de chômage partiel dans l'effectif de l'établissement
- $DUREE$ définit la durée moyenne par salarié d'un établissement d'affectation des autorisations de chômage partiel.

La répartition de ces indicateurs au sein des trois catégories d'établissements est présentée dans le tableau 12. Si on compare leurs distributions au sein des établissements « anticipateurs » et des « sans réduction du travail », les statistiques descriptives contredisent la première sous-proposition. En effet, les situations où les firmes anticipent la réduction de la durée effective du travail sont associées à des recours au chômage partiel plus forts que les situations où les entreprises n'ont pas réduit leur durée du travail²⁴.

Tableau 12 : Répartition des indicateurs de chômage partiel selon les catégories d'établissements

%	Catégorie établissement		
	« Anticipateurs »	« Sans réduction du travail »	« Non- anticipateurs »
Mesure			
$AUTCP_1 = 1$	10.48	9.46	13.69
$AUTCP_2 = 1$	19.20	14.73	22.82
$AUTCP_3 = 1$	29.84	20.68	29.50
$VARNJ_1 < 0$	91.20	92.59	88.23
$VARNJ_2 < 0$	83.99	88.41	80.48
$VARNJ_3 < 0$	76.11	83.93	75.91
$VARSA_1 < 0$	91.03	92.67	88.19
$VARSA_2 < 0$	83.65	88.61	81.01
$VARSA_3 < 0$	75.78	83.88	76.45
$VARPS_1 < 0$	91.03	92.38	89.19
$VARPS_2 < 0$	83.74	88.15	80.51
$VARPS_3 < 0$	75.86	83.21	75.30
$VARD_1 < 0$	91.28	92.34	88.11
$VARD_2 < 0$	84.16	88.24	80.67
$VARD_3 < 0$	76.28	84.05	76.79

Source : Fichier issu de l'appariement 1) du panel des autorisations annuelles de chômage partiel reconstitué à partir des fichiers mensuels d'autorisation de chômage partiel de 1995 à 2005 (DARES, DDTEFP) ; 2) le fichier « Accords 35 heures » (DARES, URSSAF) ; 3) les fichiers BRN de 1994 à 2003 (INSEE)

Champ : 6189 établissements de France métropolitaine, rattachés à des entreprises de 50 salariés et plus, ayant eu recours au chômage partiel entre 1995 et 2000, quel que soit leur secteur d'activité

²⁴ Ces résultats confirment partiellement certaines suppositions dégagées par le graphique 9.

En revanche, en comparant « anticipateurs » et « non-anticipateurs », l'anticipation de la réduction du temps de travail est associée à un moindre recours au chômage partiel. Ce résultat renforce les suppositions en termes de santé dégagées par le graphique 9. Ainsi, dans ce cas, on s'attend à obtenir des effets clairs, suite à la mise en place des estimations.

Pour résumer, cet exercice de statistique descriptive montre que c'est davantage l'anticipation du temps de travail qui diminue le recours au chômage partiel que la réduction du temps de travail en elle-même. Es toujours le cas après la prise en compte des éventuels biais de sélection ?

II-2-3- Les critères d'appariement

Dans la première partie de ce rapport, nous avons identifié plusieurs facteurs agissant sur l'évolution des autorisations de chômage partiel. Au-delà de la réduction du temps de travail, les évolutions conjoncturelles représentent le principal déterminant du dispositif. Afin de neutraliser les effets liés aux difficultés conjoncturelles, les estimations prennent en compte le taux de variation de la valeur ajoutée et les quartiles de la productivité apparente du travail²⁵, calculés une année avant la réduction effective du travail. Ces variables sont issues des fichiers BRN. L'intérêt de ces variables économiques est souligné dans plusieurs articles sur l'évaluation des « 35 heures » (cf. par exemple : Crépon, Leclair & Roux, 2004 ; Crépon & Desplatz, 2001).

En outre, nous avons également observé (section IV de la première partie) que la taille et le secteur d'activité pouvaient fortement contribuer à l'évolution du recours au chômage partiel. Ces critères seront également considérés dans l'appariement. La grande majorité des travaux concernant l'évaluation des « 35 heures » conduisent à penser que ces deux variables permettent de corriger l'essentiel du biais de sélection introduit par l'hétérogénéité des établissements (cf. par exemple : Gubian et al., 2004 ; Cavaco & Cornu Pauchet, 2005 ; Fiore & Roger, 2003). En effet, la taille de l'établissement pourrait biaiser les estimations, car les établissements de grande taille disposeraient de marges de flexibilité plus importantes que les autres. Le passage aux « 35 heures » a lieu d'abord pour les salariés des grandes unités

²⁵ La productivité apparente du travail pour une année t se définit comme le rapport entre la valeur ajoutée de l'année t et les effectifs salariés pour la même année. A partir de la distribution de la productivité apparente du travail, nous identifions les quatre quartiles.

(Doisneau, 2000). La réduction de la durée effective du travail dépend fortement du secteur économique, puisque les négociations de branche lors de la mise en œuvre des « 35 heures » dépendent du secteur. Les conventions pour la réduction du temps de travail ont été au départ plutôt signées dans les services, les activités les plus représentantes étant : le commerce, l'éducation, la santé et l'action sociale et les services dans les entreprises (Doisneau, 2000). Le secteur est également un bon indicateur de la conjoncture économique qui influence le recours au chômage partiel des établissements.

L'influence de plusieurs autres variables relatives à l'entreprise à laquelle l'établissement appartient et à son environnement économique a été testée. Le taux de rentabilité économique de l'entreprise ainsi que la productivité apparente du capital n'étant pas significatifs, ils n'ont pas été retenus. Le taux de variation de l'effectif de l'entreprise calculé une année avant la réduction de la durée effective du travail n'a pas été retenu du fait de sa forte corrélation avec le taux de variation de la valeur ajoutée. De plus, d'autres variables telles que le fait d'avoir reçu des aides incitatives ou les taux de réduction du travail n'ont pas été introduites car elles sont endogènes à la réduction anticipée du temps de travail. D'autres variables telles que l'existence des syndicats (cf. par exemple Bunel, 2004 ; Askenazy, 2003) ou la structure de la main d'œuvre dans les établissements (cf. par exemple Fiole & Roger, 2003) peuvent être des critères de sélection très importants dans la décision de l'établissement de réduire la durée effective du temps de travail de manière anticipée. Ces informations ne sont néanmoins pas disponibles dans les données mobilisées.

Finalement, les critères d'appariement retenus sont : les taux de variation de la valeur ajoutée de l'entreprise et les quartiles de la productivité apparente du travail l'année précédant la réduction de la durée effective du travail²⁶, le secteur d'activité défini au niveau fin (NAF 36) et la taille de l'établissement (quatre classes de taille : moins de 20 salariés, de 20 à 49 salariés, de 50 à 499 salariés et 500 salariés et plus).

Rappelons qu'une des difficultés principales de la méthode d'appariement sélectif est la bonne construction des contrefactuels. Le choix des variables d'appariement est ainsi au cœur

²⁶ Les indicateurs représentatifs de la situation conjoncturelle sont antérieurs à la date de la réduction du temps de travail. Nous n'introduisons pas des variables de « conjoncture » postérieures à cette date car cela pourrait conduire à des problèmes économétriques de simultanéité, etc. Toutefois, pour la comparaison des « anticipateurs » aux « sans réduction du temps de travail », les établissements sont soumis à la même conjoncture globale (voire à la même conjoncture sectorielle car on contrôle du secteur d'activité) et donc les effets sur le recours au chômage partiel sont uniquement liés à la réduction du temps de travail. Dans un travail de 2007, Calavrezo & al. analysent l'impact de la réduction de la durée effective du temps de travail sur les autorisations de chômage partiel avec une méthode économétrique différente : les doubles différences. Cette méthode permet également d'assurer une conjoncture identique pour les « anticipateurs » et les « sans réduction du temps de travail » et ses résultats sont similaires à ceux présentés dans cette étude.

de cette méthode. En contrôlant par un nombre de caractéristiques observables, seul le hasard doit expliquer que certains établissements ont anticipé les 35 heures et pas les autres afin de pouvoir affirmer que le biais de sélection a été éliminé. Même si, comme on vient de le spécifier, traditionnellement la taille et le secteur d'activité permettent de contrôler la majorité du biais de sélection, le choix de quatre variables d'appariement présentées peut en montrer ses limites. Dans un travail récent sur l'impact de la réduction du temps de travail sur le recours au chômage partiel (Calavrezo & al., 2007), les auteurs retiennent un nombre beaucoup plus important de critères d'appariement (taille de l'établissement, secteur d'activité, productivité du travail, variation de la valeur ajoutée, productivité apparente du travail, localisation géographique (région), appartenance à un groupe de sociétés, taux de rentabilité économique, recours à l'intérim, aux CDD et à la sous-traitance, taux de féminisation, etc.). Toutefois les résultats vont dans le même sens que dans la présente exploitation.

Dans le tableau 13 nous présentons les distributions des critères d'appariement pour les « traités » et les « témoins » des deux sous-propositions. Prenons l'exemple de la première sous-proposition. En ce qui concerne la taille de l'établissement, la répartition est assez similaire entre les « anticipateurs » et les « sans réduction effective du temps de travail ». L'échantillon « témoin » regroupe toutefois plus d'établissements de moins de 50 salariés (38 %) comparativement au groupe de traitement (30 %).

Par rapport au secteur d'activité, les distributions sont semblables. Notons pourtant que les services opérationnels sont davantage présents chez les « anticipateurs » (24 % contre 8 %). Egalement nous remarquons que la construction est fortement sur-représentée chez les « sans réduction du temps de travail » (19% contre 9%). Les situations économiques avant la réduction anticipée du temps de travail de ces deux groupes sont également comparables car les valeurs médianes des taux de variation de la valeur ajoutée sont très proches. En ce qui concerne la productivité apparente du travail, nous observons que les faibles productivités sont beaucoup plus fréquentes chez les établissements « anticipateurs » par rapport aux « sans réduction du temps de travail » (38 % contre 19 %). Une seule précision par rapport à la deuxième sous-proposition : nous observons l'existence d'une progression de la part de l'industrie si les établissements ont réduit leur durée effective du temps de travail après 2000 (Pham, 2002). Ainsi 50 % des « anticipateurs » font partie des secteurs industriels contre 70 % pour les « non anticipateurs ».

Tableau 13 : Les distributions des caractéristiques des « traités » et des « témoins » pour les deux sous-propositions

	Sous-proposition 1		Sous-proposition 2	
	« Anticipateurs »	« Pas de réduction du travail »	« Anticipateurs »	« Non anticipateurs »
Taille de l'établissement	%	%	%	%
Moins de 20 salariés	17.52	19.30	17.52	11.39
De 20 à 50 salariés exclus	12.41	18.63	12.41	11.47
De 50 à 500 salariés exclus	63.96	59.48	63.96	72.84
500 salariés ou plus	6.12	2.60	6.12	4.30
Secteur d'activité				
Agriculture, sylviculture, pêche	0.59	0.92	0.59	0.15
Industries agricoles et alimentaires	4.61	3.81	4.61	3.34
Habillement, cuir	7.54	2.09	7.54	3.49
Edition, imprimerie, reproduction	1.01	0.59	1.01	1.53
Pharmacie, parfumerie et entretien	0.34	0.38	0.34	0.27
Industries des équipements du foyer	4.69	3.35	4.69	3.91
Industrie automobile	3.19	2.18	3.19	2.88
Construction navale, aéronautique et ferroviaire	0.92	0.71	0.92	1.61
Industries des équipements mécaniques	4.27	7.66	4.27	9.36
Industries des équipements électriques et électroniques	1.59	1.80	1.59	2.42
Industries des produits minéraux	2.10	3.35	2.10	4.33
Industrie textile	5.03	4.73	5.03	7.13
Industries du bois et du papier	2.85	2.60	2.85	5.95
Chimie, caoutchouc, plastiques	4.44	2.89	4.44	7.48
Métallurgie et transformation des métaux	5.03	7.58	5.03	12.93
Industries des composants électriques et électroniques	2.85	2.68	2.85	3.45
Production de combustibles et de carburants	0.25	0.04	0.25	0
Eau, gaz, électricité	0	0.04	–	–
Construction	8.97	19.30	8.97	11.39
Commerce et réparations automobiles	0.50	1.47	0.50	0.42
Commerce de gros	1.51	2.47	1.51	1.61
Commerce de détail, réparations	2.35	3.01	2.35	2.61
Transports	4.78	4.19	4.78	4.14
Activités financières	–	–	–	–
Activités immobilières	0.08	0.13	0.08	0.04
Postes et télécommunications	0.17	0.50	0.17	0.15
Conseils et assistance	2.35	3.81	2.35	2.53
Services opérationnels	24.22	8.71	24.22	1.30
Recherche et développement	0	0.04	0	0.04
Hôtels et restaurants	2.68	8.12	2.68	4.49
Activités récréatives, culturelles et sportives	0.08	0.25	0.08	0.31
Services personnels et domestiques	0.34	0.33	0.34	0.19
Education	0	0.08	–	–
Santé, action sociale	0.67	0.21	0.67	0.54
Activités associatives et extraterritoriales	–	–	–	–
Variation de la valeur ajoutée calculée un an avant la réduction effective du travail – valeur médiane	0.08	0.04	0.08	0.02
Productivité apparente du travail calculée un an avant la réduction effective du travail				
Premier quartile	36.88	19.05	38.89	18.64
Deuxième quartile	19.78	27.63	22.46	26.16
Troisième quartile	21.96	26.54	21.79	26.47
Quatrième quartile	21.37	26.79	16.85	28.73

Source : Fichier issu de l'appariement 1) du panel des autorisations annuelles de chômage partiel reconstitué à partir des fichiers mensuels d'autorisations de chômage partiel de 1995 à 2005 (DARES, DDTEFP) ; 2) le fichier « Accords 35 heures » (DARES, URSSAF) ; 3) les fichiers BRN de 1994 à 2003 (INSEE)

Champ : établissements « anticipateurs » et « sans réduction de la durée effective du travail » de France métropolitaine, rattachés à des entreprises de 50 salariés et plus, ayant eu recours au chômage partiel entre 1995 et 2000, quel que soit leur secteur d'activité.

III – Les résultats

Dans cette section, nous commençons par étudier les déterminants de la réduction anticipée de la durée effective du travail (III-1), pour nous concentrer ensuite sur les différences dans les autorisations de recours au chômage partiel entre d'une part, les établissements « anticipateurs » et les « sans réduction de la durée effective du travail » (III-2) et d'autre part, entre les « anticipateurs » et les « non anticipateurs » (III-3). Cette analyse concerne les 6189 établissements rattachés à des entreprises de cinquante salariés et plus.

III-1- Les déterminants de la réduction anticipée du temps de travail

Dans cette section, nous estimons la probabilité de réduire le temps de travail de manière anticipée en présence d'allègements de cotisations sociales avec un modèle logit, en introduisant les variables d'appariement définies précédemment (cf. tableau 14). Nous considérons successivement les variables T_1 et T_2 comme variables dépendantes. La seconde colonne du tableau 14 estime les déterminants de la probabilité d'anticiper la réduction de la durée effective du travail avec demande d'allègements de cotisations sociales par rapport au fait de ne pas avoir réduit le temps de travail. L'échantillon considéré (échantillon 1) est alors de 3582 établissements. La troisième colonne estime les déterminants de la probabilité d'anticiper la réduction de la durée effective du travail par rapport au fait de ne pas avoir anticipé la réduction de la durée effective du travail. L'échantillon associé (échantillon 2) comporte alors 3800 établissements.

La probabilité d'anticiper la réduction de la durée effective du travail croit avec la taille sur les deux échantillons considérés. Cela conforte les résultats des travaux sur les 35 heures qui montrent que la taille des établissements détermine en grande partie la stratégie retenue en matière de réduction effective du temps de travail (cf. par exemple Cavaco & Cornu Pauchet, 2005 ; Bunel, 2004).

Le secteur joue également un rôle important dans l'anticipation des « 35 heures ». Ici le secteur d'activité est introduit à un niveau très fin (NAF 36) ce qui permet de neutraliser des effets sectoriels liés à la productivité. Dans l'industrie, dont le secteur métallurgique est pris comme référence, l'un des secteurs les plus « anticipateurs » est le secteur de l'habillement-cuir.

Tableau 14 : Probabilité d'avoir anticipé la réduction du travail selon les 2 sous-propositions

	Sous-proposition 1	Sous-proposition 2
Constante	-1.54 (***)	-2.23 (***)
Taille de l'établissement		
Moins de 20 salariés	Réf.	Réf.
De 20 à 50 salariés exclus	-0.06 (ns)	0.08 (ns)
De 50 à 500 salariés exclus	0.34 (***)	0.17 (ns)
500 salariés ou plus	1.16 (***)	1.00 (***)
Secteur d'activité		
Agriculture, sylviculture, pêche	0.09 (ns)	2.18 (***)
Industries agricoles et alimentaires	0.51 (**)	1.13 (***)
Habillement, cuir	1.50 (***)	1.42 (***)
Edition, imprimerie, reproduction	1.00 (**)	0.60 (*)
Pharmacie, parfumerie et entretien	0.39 (ns)	1.30 (**)
Industries des équipements du foyer	0.67 (***)	1.05 (***)
Industrie automobile	0.45 (*)	0.79 (***)
Construction navale, aéronautique et ferroviaire	0.31 (ns)	0.12 (ns)
Industries des équipements mécaniques	-0.16 (ns)	0.16 (ns)
Industries des équipements électriques et électroniques	0.24 (ns)	0.47 (ns)
Industries des produits minéraux	-0.05 (ns)	0.12 (ns)
Industrie textile	0.39 (**)	0.55 (***)
Industries du bois et du papier	0.56 (**)	0.29 (ns)
Chimie, caoutchouc, plastiques	0.86 (***)	0.42 (**)
Métallurgie et transformation des métaux	Réf.	Réf.
Industries des composants électriques et électroniques	0.41 (ns)	0.60 (**)
Production de combustibles et de carburants	2.55 (**)	14.16 (ns)
Eau, gaz, électricité	-11.22 (ns)	-
Construction	-0.32 (*)	0.65 (***)
Commerce et réparations automobiles	-0.57 (ns)	0.97 (**)
Commerce de gros	0.03 (ns)	0.87 (***)
Commerce de détail, réparations	0.26 (ns)	0.82 (***)
Transports	0.66 (***)	1.15 (***)
Activités financières	-	-
Activités immobilières	0.03 (ns)	1.90 (ns)
Postes et télécommunications	-0.45 (ns)	0.77 (ns)
Conseils et assistance	0.06 (ns)	0.87 (***)
Services opérationnels	1.18 (***)	3.36 (***)
Recherche et développement	-11.19 (ns)	-12.48 (ns)
Hôtels et restaurants	-0.59 (**)	0.36 (ns)
Activités récréatives, culturelles et sportives	-0.58 (ns)	-0.44 (ns)
Services personnels et domestiques	0.37 (ns)	1.36 (**)
Education	-11.46 (ns)	-
Santé, action sociale	1.47 (***)	1.03 (**)
Activités associatives et extraterritoriales	-	-
Variation de la valeur ajoutée calculée un an avant la réduction effective du travail	0.07 (ns)	0.93 (***)
Productivité apparente du travail calculée un an avant la réduction effective du travail		
Premier quartile	0.56 (***)	0.81 (***)
Deuxième quartile	0.09 (ns)	0.30 (**)
Troisième quartile	0.14 (ns)	0.35 (***)
Quatrième quartile	Réf.	Réf.
2 Log-vraisemblance	4558.60	4728.89
Nombre bénéficiaires	1193	1193
Nombre témoins	2389	2607

Source : Fichier issu de l'appariement 1) du panel des autorisations annuelles de chômage partiel reconstitué à partir des fichiers mensuels d'autorisation de chômage partiel de 1995 à 2005 (DARES, DDTEFP) ; 2) le fichier « Accords 35 heures » (DARES, URSSAF) ; 3) les fichiers BRN de 1994 à 2003 (INSEE)
 Champ : 6189 établissements de France métropolitaine, rattachés à des entreprises de 50 salariés et plus, ayant eu recours au chômage partiel entre 1995 et 2000, quel que soit leur secteur d'activité.

*** significatif au seuil de 1 %, ** de 5 % et * de 10 % ; ns signifie non significatif

Dans les services, c'est dans les secteurs de la santé et de l'action sociale ainsi que dans celui des services opérationnels que la probabilité d'anticiper la réduction de la durée effective du travail est la plus forte. Ces résultats sont confirmés par Doisneau (2000) qui précise que les conventions de la réduction du temps de travail ont été initialement signées plutôt dans des secteurs comme l'éducation, la santé et l'action sociale et les services dans les entreprises. Seul le secteur de la construction a une probabilité d'anticiper inférieure à celle de la métallurgie (pour le premier échantillon). Globalement dans les deux cas, les établissements des secteurs industriels ont une propension à anticiper la réduction effective du travail plus élevée que ceux du tertiaire²⁷.

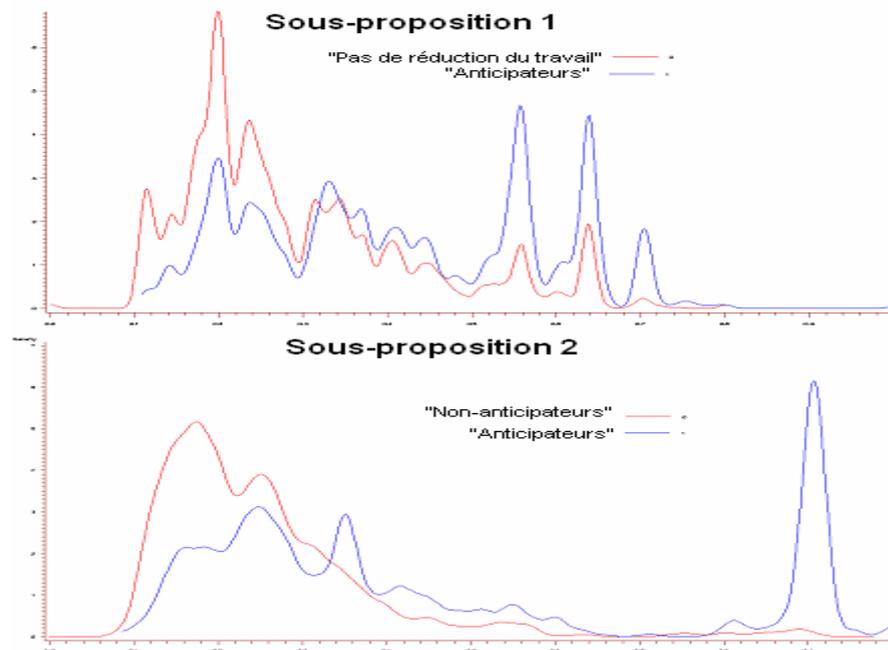
En outre, la probabilité d'anticiper la réduction de la durée effective du travail décroît avec le rang des quartiles. Les établissements appartenant à des entreprises avec une faible productivité apparente du travail (le premier quartile) anticipent davantage la réduction du travail que les établissements d'entreprises avec la plus grande productivité du travail (le quatrième quartile). Cela peut tenir au fait que les premiers espèrent que la mise en place précoce de la réduction du travail sera source de gain de productivité. L'évolution des distributions des quartiles de la productivité apparente du travail conforte cette interprétation : 33% des établissements anticipateurs de faible productivité (premier quartile) ont amélioré leur productivité un an après la réduction du temps de travail (changement de quartile) et 50 % deux ans après. Autrement dit, les établissements ayant une productivité apparente élevée seraient moins incités à anticiper la réduction du temps de travail puisque les gains de productivité potentiels seraient moins importants. Néanmoins ces résultats peuvent être également liés à un phénomène plus complexe : le rôle joué par l'âge de l'entreprise dans la stratégie de réduction de la durée effective du temps de travail. Généralement les faibles productivités apparentes du travail peuvent correspondre à des entreprises jeunes (Mac Guckin et Stiroh, 1999).

Notons que l'effet du taux de variation de la valeur ajoutée l'année avant la réduction du temps de travail n'est pas significatif sur le premier échantillon, mais il est positivement et significativement corrélé à la réduction de la durée effective du travail sur le second échantillon. Cet indicateur est une mesure de conjoncture économique. Cela tendrait à montrer que les « anticipateurs » et les établissements « sans réduction de la durée effective

²⁷ Comme l'industrie était la plus dynamique pour l'accès à Aubry I (Crépon et al., 2004).

du travail » n'ont pas une conjoncture économique suffisamment différente pour expliquer l'anticipation de la réduction de la durée effective du travail. En revanche, ces résultats suggèrent que les « anticipateurs » ont une meilleure conjoncture que les « non anticipateurs », ce qui expliquerait que les moments de mise en place de la réduction de la durée effective du travail diffèrent. Ces résultats peuvent expliquer pourquoi les établissements « non anticipateurs » concentrent une partie importante des autorisations de chômage partiel (cf. graphique 9).

Graphique 10 : Supports communs pour les deux sous-propositions



Source : Fichier issu de l'appariement 1) du panel des autorisations annuelles de chômage partiel reconstitué à partir des fichiers mensuels d'autorisation de chômage partiel de 1995 à 2005 (DARES, DDTEFP) ; 2) le fichier « Accords 35 heures » (DARES, URSSAF) ; 3) les fichiers BRN de 1994 à 2003 (INSEE)

Champ : 6189 établissements de France métropolitaine, rattachés à des entreprises de 50 salariés et plus, ayant eu recours au chômage partiel entre 1995 et 2000, quel que soit leur secteur d'activité.

A partir de ces estimations, le score de propension de chaque établissement est estimé. Cette mesure traduit la probabilité individuelle d'avoir anticipé la réduction du temps de travail dans l'établissement, en fonction des variables d'appariement. Cette étape est un préalable nécessaire à la mise en œuvre des modèles d'appariement sélectifs, qui requièrent d'avoir un support commun suffisamment important. Sa taille dépend de la qualité du modèle. Si les variables d'appariement expliquent trop bien cette probabilité, et dans le cas extrême où elles l'expliquent parfaitement, les densités du score conditionnellement au traitement sont des masses de Dirac²⁸, les supports sont alors disjoints et aucun appariement n'est possible

²⁸ L'une en 0 pour les témoins et l'autre en 1 pour les bénéficiaires du traitement

(Brodaty, Crépon, Fougère, 2005). Dans ce cas, on ne pourrait pas mettre en place la méthodologie d'appariement.

Le graphique 10 présente les distributions de la probabilité d'avoir réduit le temps de travail de manière anticipée, estimée sur les deux échantillons. Il permet d'apprécier l'ampleur du support commun entre les deux populations. Pour le premier échantillon, 64 % des établissements « anticipateurs » ont une probabilité estimée d'avoir réduit de manière anticipée le temps de travail inférieure à 0.5 et inversement 12 % des « sans réduction du temps de travail » ont une probabilité d'avoir réduit le temps de travail de façon anticipée supérieure à 0.5. Les distributions des « anticipateurs » et des « sans réduction du temps de travail » se recouvrent assez largement. Ainsi, les « anticipateurs » ressortent très proches des établissements « sans réduction du travail » « moyens » (Even & Klein, 2006). De plus, comme le nombre des « sans réduction du temps de travail » est élevé (2 fois plus que les « anticipateurs »), l'appariement est possible (il reste suffisamment des « sans réduction du travail » avec une probabilité d'anticiper la réduction forte qui peuvent être associés aux « anticipateurs »).

De la même manière pour le deuxième échantillon, on remarque que 68 % des « anticipateurs » et 95 % des « non-anticipateurs » ont une probabilité estimée d'avoir réduit de manière anticipée le temps de travail inférieure à 0.5. Les « non anticipateurs » ressortent encore une fois très proches des témoins « moyens ». De plus, l'appariement est tout à fait possible car on dispose d'un grand nombre de témoins.

III-2- La comparaison des recours au chômage partiel des établissements « anticipateurs » et des « sans réduction de la durée effective du travail »

Si les établissements « anticipateurs » et les « sans réduction de la durée effective du travail » sont soumis à la même conjoncture économique (cf. tableau 14), la réduction de la durée effective du travail peut-elle expliquer une évolution du comportement en matière de chômage partiel ?

Tableau 15 : Les différentes estimations pour la première sous-proposition

Sous-proposition 1	Traités : les établissements qui ont anticipé la réduction de la durée effective du temps de travail Témoins : les établissements qui n'ont pas réduit la durée effective du temps de travail	Echantillon total	Les cinq secteurs les plus bénéficiaires
		Nombre traités : 1 193 Nombre témoins : 2 389 Support commun avec l'estimateur à noyau : 3 324 Support commun avec l'estimateur à rayon : 3 271	Nombre traités : 299 Nombre témoins : 579 Support commun avec l'estimateur à noyau : 806 Support commun avec l'estimateur à rayon : 645
		Les établissements récurrents	
		Selon la première définition de la récurrence	
		Nombre traités : 522 Nombre témoins : 916 Support commun avec l'estimateur à noyau : 1 284 Support commun avec l'estimateur à rayon : 1 069	Nombre traités : 192 Nombre témoins : 283 Support commun avec l'estimateur à noyau : 438 Support commun avec l'estimateur à rayon : 237
		Selon la deuxième définition de la récurrence	
Nombre traités : 345 Nombre témoins : 560 Support commun avec l'estimateur à noyau : 806 Support commun avec l'estimateur à rayon : 536			

Source : Fichier issu de l'appariement 1) du panel des autorisations annuelles de chômage partiel reconstitué à partir des fichiers mensuels d'autorisation de chômage partiel de 1995 à 2005 (DARES, DDTEFP) ; 2) le fichier « Accords 35 heures » (DARES, URSSAF) ; 3) les fichiers BRN de 1994 à 2003 (INSEE)

Champ : établissements « anticipateurs » et « sans réduction de la durée effective du travail » de France métropolitaine, rattachés à des entreprises de 50 salariés et plus, ayant eu recours au chômage partiel entre 1995 et 2000, quel que soit leur secteur d'activité.

Pour répondre à cette question, les modèles d'appariement sélectif ont été testés en prenant comme population témoin les établissements « sans réduction de la durée effective du travail »²⁹. Plusieurs échantillons ont été considérés : l'échantillon total, celui des établissements récurrents³⁰ et des secteurs les plus utilisateurs (l'automobile, le textile, la métallurgie, les équipements mécaniques et l'habillement, cuir). Le tableau 15 présente les différents échantillons, le tableau 16 les résultats des estimations et l'annexe 12 l'intégralité des évaluations³¹.

²⁹ Afin de comparer les mesures de chômage partiel pour ces deux catégories on tire aléatoirement dans la population des « sans réduction du travail » deux sous-populations (qui respectent la distribution des « anticipateurs ») : une associée à l'année 1998 et l'autre à 1999.

³⁰ Rappelons que la récurrence des établissements se définit de trois façons, de la moins à la plus restrictive (cf. la première partie du rapport) : définition 1 : un établissement récurrent est un établissement qui entre 1995 et 2005 bénéficie au moins deux fois des autorisations de recours au chômage partiel ; définition 2 : un établissement récurrent est un établissement qui a une autorisation de chômage partiel une année donnée et qui se caractérise par une autorisation antérieure dans les trois années précédentes ; définition 3 : un établissement récurrent est un établissement qui bénéficie trois ans de suite des autorisations de chômage partiel, tout en invoquant la même cause.

³¹ Il faut préciser que dans le cadre de la mise en place des modèles d'appariement sélectif, pour parler de la relation entre la réduction du temps de travail et le chômage partiel, des expressions telles que « l'impact » ou « effet causal de la réduction du temps de travail » sont utilisées. Cette méthode permet en réalité de décrire plutôt des corrélations entre variables.

Les résultats de la comparaison entre les « sans réduction du temps de travail » et les « anticipateurs » vont dans le sens attendu : le fait d'avoir anticipé la réduction effective du travail diminue globalement le recours au chômage partiel (voir annexe 12). Les résultats sont néanmoins contrastés en fonction de la mesure de performance choisie.

Sur l'échantillon total, les « anticipateurs » enregistrent à deux ans, une augmentation de 5 % de leur recours au dispositif par rapport aux « sans réduction » et à trois ans une augmentation encore plus forte de l'ordre de 9 %. La variation de la part de salariés affectés par le dispositif est elle aussi positive (à trois ans, + 11 %) ainsi que celle de la durée par salariés (à deux ans, + 4 heures). Ce résultat confirme les explications données précédemment aux statistiques descriptives (voir graphique 9 et tableau 12) : les « sans réduction » seraient des établissements en bonne santé économique qui bénéficient exceptionnellement des autorisations de chômage partiel, tout comme les « anticipateurs ».

Par ailleurs, dans plusieurs cas, la réduction de la durée du travail n'affecte pas le recours au chômage partiel. Par exemple, la réduction anticipée n'impacte pas le fait de bénéficier des autorisations de chômage partiel à très court terme (un an après la réduction du travail). Ce résultat s'expliquerait par le fait que la réduction du temps de travail représente un choc qui s'accompagnerait des changements structurels de l'organisation. Les effets sur le chômage partiel se manifesteraient deux à trois ans après. D'ailleurs, l'impact de la réduction anticipée du temps de travail est d'autant plus fort que la fenêtre temporelle considérée est large. Cela tient au fait que les effets de l'anticipation de la durée effective du travail nécessitent du temps à se manifester réellement.

Si les « anticipateurs » recourent plus intensément au chômage partiel après la réduction de la durée effective du travail, bénéficient-ils de plus de jours autorisés de chômage partiel et couvrent-ils plus de salariés que les établissements « sans réduction du temps de travail » ? Concernant le « nombre de jours de chômage partiel autorisés », quelle que soit la fenêtre temporelle prise en compte, la réduction anticipée de la durée effective du travail conduit à une forte baisse moyenne du nombre de jours autorisés. Regardons par exemple la variation à trois ans du nombre de jours autorisés. Avec l'estimateur à noyau, on observe que la réduction anticipée du travail baisse de 198 jours le nombre de jours de chômage partiel. Sachant que pour cette sous-proposition l'échantillon couvre 1193 établissements qui ont réduit de manière anticipée la durée effective du travail, cela signifierait que la réduction anticipée du

temps de travail expliquerait à elle seule une baisse de 236 000 jours de chômage partiel. Dès lors, au niveau macroéconomique on comprend la forte baisse du recours au dispositif, illustrée dans la première partie du rapport (voir graphique 1).

L'atout des modèles d'appariement sélectif est de permettre de contrôler les biais de sélectivité. Comparer les résultats de l'estimateur « naïf » par rapport à ceux obtenus avec l'aide des estimateurs à noyau ou à rayon donne une mesure de ce biais (cf. tableau 16). Pour l'échantillon total, si on fait abstraction des mesures du recours au chômage partiel, les valeurs des estimateurs « naïfs » sont plus faibles que celles des autres estimateurs. Cela signifie que l'estimateur naïf sous-estime l'ampleur de la réduction de chômage partiel. Pour vérifier la fiabilité des résultats obtenus, on peut comparer l'estimateur à noyau avec l'estimateur à rayon. Dans cette étude, l'estimateur à rayon joue plutôt un rôle de contrôle des résultats de l'estimateur à noyau. Bien que les estimateurs à rayon soient parfois non significatifs, la plupart du temps ils confirment les résultats obtenus à partir des estimateurs à noyau. Cela tend à souligner la robustesse.

Tableau 16 : Les estimations de l'impact de la réduction anticipée du temps de travail sur les autorisations de chômage partiel. Comparaison « anticipateurs » et « sans réduction de la durée effective du temps de travail »

Mesure		AUTCP ₁	AUTCP ₂	AUTCP ₃	VARNJA ₁	VARNJA ₂	VARNJA ₃	VARSA ₁	VARSA ₂	VARSA ₃	VARPS ₁	VARPS ₂	VARPS ₃	VAR ₁	VAR ₂	VAR ₃
Echantillon total																
	Naïf	ns	0.20	0.41	-93.36	-157.02	-174.27	ns	ns	ns	-0.02	ns	0.08	ns	ns	0.77
Noyau	Global	ns	0.02	0.07	-69.61	-136.36	-153.51	ns	ns	ns	-0.02	ns	0.10	ns	ns	0.91
	Traités	ns	0.05	0.09	ns	-157.87	-198.19	ns	ns	ns	ns	ns	0.11	ns	0.51	1.07
	Non-traités	ns	ns	0.06	-74.19	-125.91	-131.28	-4.34	-7.37	ns	-0.03	ns	0.09	ns	ns	0.83
	Rayon	ns	0.06	0.12	ns	ns	ns	ns	ns	ns	-0.03	ns	0.11	ns	0.64	1.30
Première définition de la récurrence																
	Naïf	ns	ns	ns	-214.02	-298.18	-396.05	ns	-23.91	ns	-0.06	-0.04	ns	ns	ns	ns
Noyau	Global	ns	ns	ns	ns	ns	-343.11	-9.69	-22.94	-19.25	-0.06	-0.04	ns	ns	ns	ns
	Traités	ns	ns	ns	ns	ns	-511.72	ns	-30.53	ns	-0.04	ns	ns	ns	ns	ns
	Non-traités	ns	-0.03	ns	-171.83	ns	ns	-11.76	-18.65	-14.83	-0.07	-0.05	ns	ns	ns	ns
	Rayon	ns	ns	ns	ns	ns	ns	ns	ns	-16.00	-0.05	-0.05	ns	ns	ns	0.98
Les cinq secteurs les plus bénéficiaires des autorisations de chômage partiel																
	Naïf	-0.57	-0.58	ns	ns	-549.54	-606.68	ns	-34.86	-69.68	-0.07	-0.12	-0.07	-0.80	-1.32	-1.20
Noyau	Global	-0.05	-0.08	ns	-256.89	-543.14	-549.64	-12.53	-35.68	ns	-0.07	-0.10	ns	ns	-1.02	ns
	Traités	ns	-0.08	ns	-394.10	-819.12	ns	ns	ns	ns	-0.06	-0.12	ns	ns	-1.60	-1.31
	Non-traités	-0.06	-0.09	ns	ns	-397.15	-444.87	-12.50	-27.36	-33.30	-0.07	-0.10	ns	ns	ns	ns
	Rayon	ns	-0.07	ns	-318.23	-549.27	ns	-15.50	ns	ns	-0.11	-0.16	-0.12	-0.91	-1.43	-1.05

Source : Fichier issu de l'appariement 1) du panel des autorisations annuelles de chômage partiel reconstitué à partir des fichiers mensuels d'autorisation de chômage partiel de 1995 à 2005 (DARES, DDTEFP) ; 2) le fichier « Accords 35 heures » (DARES, URSSAF) ; 3) les fichiers BRN de 1994 à 2003 (INSEE)

Champ : établissements « anticipateurs » et « sans réduction de la durée effective du travail » de France métropolitaine, rattachés à des entreprises de 50 salariés et plus, ayant eu recours au chômage partiel entre 1995 et 2000, quel que soit leur secteur d'activité.

La significativité est considérée au seuil de 10 %.

Lecture : Echantillon total - pour les établissements qui ont anticipé la réduction du travail, l'écart entre le nombre de jours de chômage partiel autorisés trois années après la réduction et celui trois années avant est inférieur à l'écart observé sur les « sans réduction » de 198 jours d'après l'estimateur a noyau (sur les traités) par rapport à 174 jours selon l'estimateur naïf.

La réduction anticipée du temps de travail, a-t-elle un effet sur le recours au chômage partiel des établissements récurrents ? Selon la première définition de la récurrence, la réduction anticipée n'impacte ni le recours au chômage partiel ni la durée d'affectation par salarié. En revanche, pour le nombre de jours de chômage partiel autorisés et le nombre ou la part des salariés affectés par le dispositif, les effets sont négatifs et beaucoup plus importants que sur l'échantillon total. A deux ans, avec l'estimateur à noyau, la réduction anticipée du temps de travail conduit à une diminution moyenne de 30 salariés affectés par le chômage partiel. L'échantillon des récurrents contient 522 établissements « anticipateurs ». Nous pouvons donc conclure que la réduction anticipée a impliqué une baisse de plus de 15000 salariés touchés par les autorisations de chômage partiel. De même, sur l'échantillon des établissements les plus bénéficiaires de chômage partiel, la réduction de la durée effective du travail a eu des effets très forts sur les autorisations de chômage partiel. A deux ans, avec l'estimateur à noyau, la réduction anticipée de la durée du travail implique une baisse moyenne de plus de 800 jours de chômage partiel.

III-3- La comparaison des performances des établissements « anticipateurs » et des « non anticipateurs »

Au sein des établissements qui ont réduit leur temps de travail, est-ce que l'impact de la réduction de la durée effective du travail est plus fort pour les établissements « anticipateurs » que pour les « non anticipateurs » ? Pour répondre à cette question, différents échantillons ont été considérés : un échantillon total, des échantillons pour les établissements récurrents et pour les secteurs les plus bénéficiaires de chômage partiel (cf. tableau 17).

Les résultats de l'évaluation de l'impact de la réduction de la durée effective du temps de travail (tableau 18) vont dans le sens de la deuxième sous-proposition³² : la réduction anticipée du temps de travail diminue le recours au chômage partiel. L'intégralité des estimations est présentée dans l'annexe 13.

Les résultats de cette sous-proposition sont beaucoup plus nets. L'impact de l'anticipation de la réduction du temps de travail est négatif pour l'ensemble de mesures de chômage partiel (cf. tableau 18 et annexe 13) et il est davantage plus fort par rapport à la première sous-

³² Ils confirment les explications données par les statistiques descriptives : cf. tableau 10 et graphique 9.

proposition. Ce résultat tend à confirmer l'efficacité de la réduction anticipée du temps de travail sur le recours au chômage partiel.

Encore une fois, les effets de la réduction anticipée du temps de travail semblent être graduels. Plus l'évaluation est mise en place sur des fenêtres temporelles amples, plus l'impact de la réduction effective du temps de travail est fort. Sur l'échantillon total, à un an, les « anticipateurs » diminuent de 6 % le recours au chômage partiel et à deux ans de 7 %. Pour le nombre de salariés et la part des salariés touchés par le chômage partiel, les plus forts effets s'enregistrent deux ans après la réduction anticipée du temps de travail. Enfin, à trois ans, la réduction anticipée du temps de travail induit une baisse moyenne de 593 jours (avec l'estimateur à noyau). Sur l'échantillon total, cela traduit une baisse de plus de 700 000 jours autorisés de chômage partiel. Ces résultats sont encore plus marqués que ceux obtenus dans la section précédente³³.

Tableau 17 : Les différentes estimations pour la deuxième sous-proposition

Sous-proposition 2	Traités : les établissements qui ont anticipé la réduction de la durée effective du temps de travail Témoins : les établissements qui ont réduit la durée effective du temps de travail de manière non-anticipée	Echantillon total	Les cinq secteurs les plus bénéficiaires
		Nombre traités : 1 193 Nombre témoins : 2 607 Support commun avec l'estimateur à noyau : 3 367 Support commun avec l'estimateur à rayon : 3 388	Nombre traités : 299 Nombre témoins : 933 Support commun avec l'estimateur à noyau : 1 127 Support commun avec l'estimateur à rayon : 816
		Les établissements récurrents	
		Selon la première définition de la récurrence	
		Nombre traités : 522 Nombre témoins : 1 287 Support commun avec l'estimateur à noyau : 1 623 Support commun avec l'estimateur à rayon : 1 430	Nombre traités : 192 Nombre témoins : 523 Support commun avec l'estimateur à noyau : 636 Support commun avec l'estimateur à rayon : 381
		Selon la deuxième définition de la récurrence	
Nombre traités : 345 Nombre témoins : 858 Support commun avec l'estimateur à noyau : 1 090 Support commun avec l'estimateur à rayon : 788			

Source : Fichier issu de l'appariement 1) du panel des autorisations annuelles de chômage partiel reconstitué à partir des fichiers mensuels d'autorisation de chômage partiel de 1995 à 2005 (DARES, DDTEFP) ; 2) le fichier « Accords 35 heures » (DARES, URSSAF) ; 3) les fichiers BRN de 1994 à 2003 (INSEE)

Champ : établissements « anticipateurs » et « non anticipateurs » de France métropolitaine, rattachés à des entreprises de 50 salariés et plus, ayant eu recours au chômage partiel entre 1995 et 2000, quel que soit leur secteur d'activité.

Par ailleurs, les effets de l'impact de la réduction anticipée du temps de travail sont-ils plus importants pour l'échantillon des établissements récurrents ou pour les secteurs traditionnellement bénéficiaires de chômage partiel ? Selon la première définition de la

³³ Cf. la comparaison des tableaux 16 et 18.

réurrence, la réduction anticipée du temps de travail enregistre à trois ans, avec l'estimateur à noyau, une diminution de 1134 jours autorisés de chômage partiel. L'échantillon des récurrents contient 522 établissements « anticipateurs ». Nous pouvons donc conclure que la réduction anticipée a impliqué une baisse de plus de 590 000 jours autorisés de chômage partiel. Sur l'échantillon des cinq secteurs les plus bénéficiaires d'autorisations de chômage partiel, pour le même indicateur, la baisse est encore plus importante : 1479 jours. Cela signifie que la réduction anticipée du temps de travail expliquerait à elle seule une baisse de 442 000 jours de chômage partiel.

Les évaluations de la deuxième sous-proposition sont également menées sur un fichier plus ample³⁴ (cf. annexe 14). Globalement, les effets sont négatifs mais ils demeurent moins forts que sur l'échantillon initial. Cette nouvelle estimation confirme la robustesse des résultats.

³⁴ On a apparié le panel « autorisations de chômage partiel » avec la base « Accords 35 heures » en contrôlant de la pérennité des entreprises mais en revanche sans aucune restriction de taille. Le nouvel échantillon contient 8606 établissements, deux fois plus large que l'échantillon initialement utilisé. L'échantillon couvre près de 9 % des établissements qui ont eu au moins une autorisation de chômage partiel entre 1995 et 2005. Trois types d'établissements peuvent être dégagés: ceux qui ont bénéficié des autorisations de chômage partiel avant et après la réduction de la durée effective du temps de travail³⁴ (18 %), ceux qui ont bénéficié des autorisations avant la réduction, mais plus après (58 %) et ceux sans autorisations de recours au chômage partiel avant la réduction, mais qui ont bénéficié après (24 %). Approximativement 77 % des établissements enregistrent après la réduction du temps de travail une baisse du nombre de jours autorisés, de salariés affectés ou encore de la durée d'affectation des autorisations de chômage partiel par salarié. Ces statistiques descriptives vont dans le sens d'un impact négatif des « 35 heures » sur les autorisations de chômage partiel.

Tableau 18 : Les estimations de l'impact de la réduction anticipée du temps de travail sur les autorisations de chômage partiel. Comparaison « anticipateurs » et « non-anticipateurs »

Mesure		AUTCP ₁	AUTCP ₂	AUTCP ₃	VARNJA ₁	VARNJA ₂	VARNJA ₃	VARSA ₁	VARSA ₂	VARSA ₃	VARPS ₁	VARPS ₂	VARPS ₃	VAR ₁	VAR ₂	VAR ₃
Echantillon total																
	Naïf	-0.49	-0.37	ns	-143.05	-347.13	-518.93	-9.56	-21.11	-18.80	-0.06	-0.11	-0.10	-0.62	-1.09	-1.35
Noyau	Global	-0.06	-0.08	-0.03	-171.05	-388.69	-522.45	-12.25	-24.84	-21.11	-0.07	-0.12	-0.12	-0.74	-1.37	-1.64
	Traités	-0.06	-0.07	ns	-151.96	-390.14	-593.80	-11.09	-27.61	-19.36	-0.05	-0.11	-0.10	-0.60	-1.21	-1.54
	Non-traités	-0.06	-0.08	-0.04	-178.12	-388.37	-496.57	-12.66	-23.82	-21.78	-0.07	-0.13	-0.12	-0.79	-1.43	-1.68
	Rayon	-0.04	-0.05	ns	-129.97	-383.89	-581.93	-7.17	-23.77	-28.92	-0.05	-0.10	-0.08	-0.56	-0.94	-1.13
Récurrance selon la première définition																
	Naïf	-0.49	-0.43	-0.30	-275.05	-650.03	-899.97	-18.45	-45.21	-40.57	-0.09	-0.16	-0.17	-1.00	-1.45	-1.56
Noyau	Global	-0.08	-0.11	-0.08	-269.75	-651.79	-849.82	-21.72	-42.66	-41.51	-0.11	-0.19	-0.20	-1.12	-1.68	-1.80
	Traités	-0.07	-0.09	-0.07	-286.29	-761.90	-1134.92	ns	-56.07	-54.25	-0.07	-0.15	-0.17	-0.96	-1.48	-1.71
	Non-traités	-0.08	-0.11	-0.08	-263.63	-611.57	-744.80	-21.50	-37.69	-36.80	-0.12	-0.21	-0.21	-1.18	-1.75	-1.83
	Rayon	-0.08	-0.09	-0.06	ns	-494.94	-692.21	ns	-31.09	-30.82	-0.11	-0.19	-0.18	-1.03	-1.62	-1.35
Les cinq secteurs les plus bénéficiaires en termes d'autorisations de chômage partiel																
	Naïf	-1.03	-0.98	-0.62	ns	-794.05	-1270.50	-17.07	-52.86	-56.58	-0.09	-0.19	-0.23	-1.07	-1.79	-2.69
Noyau	Global	-0.11	-0.16	-0.13	ns	-710.38	-1079.25	-17.22	-44.78	-55.89	-0.09	-0.18	-0.22	-0.97	-1.69	-2.49
	Traités	-0.11	-0.16	-0.14	ns	-944.28	-1479.41	-24.53	-69.30	-85.09	-0.09	-0.19	-0.23	-1.07	-1.92	-2.71
	Non-traités	-0.12	-0.16	-0.13	ns	-632.88	-951.62	-14.92	-36.97	-46.47	-0.09	-0.18	-0.22	-0.93	-1.61	-2.42
	Rayon	-0.06	-0.11	-0.08	-296.52	-1175.37	-1652.79	-17.54	-66.39	-84.59	-0.10	-0.20	-0.23	-0.89	-1.73	-2.44

Source : Fichier issu de l'appariement 1) du panel des autorisations annuelles de chômage partiel reconstitué à partir des fichiers mensuels d'autorisation de chômage partiel de 1995 à 2005 (DARES, DDTEFP) ; 2) le fichier « Accords 35 heures » (DARES, URSSAF) ; 3) les fichiers BRN de 1994 à 2003 (INSEE)

Champ : établissements « anticipateurs » et « non anticipateurs » de France métropolitaine, rattachés à des entreprises de 50 salariés et plus, ayant eu recours au chômage partiel entre 1995 et 2000, quel que soit leur secteur d'activité.

La significativité est considérée au seuil de 10 %

Lecture : Echantillon total - pour les établissements qui ont anticipé la réduction du travail, l'écart entre le nombre de jours de chômage partiel autorisés une année après la réduction et celui une année avant est inférieur à l'écart observé sur les « sans réduction » de 151 jours d'après l'estimateur à noyau (sur les traités) par rapport à 143 jours selon l'estimateur naïf.

Conclusion partie II

Dans cette deuxième partie du document d'étude nous avons analysé les relations entre deux outils de flexibilité interne : le chômage partiel et l'aménagement et la réduction du temps de travail. Le principal apport de cette partie concerne ainsi l'analyse de l'impact de la réduction anticipée de la durée effective du temps de travail sur les autorisations de chômage partiel. L'aménagement et la réduction du temps de travail et le changement réglementaire du dispositif sont deux mesures, menées conjointement, qui font partie d'une même réforme et leurs effets sur les autorisations du chômage partiel ne peuvent pas être identifiés séparément. Plusieurs dimensions du chômage partiel peuvent être affectées par la réduction de la durée effective du temps de travail : le nombre de jours autorisés de chômage partiel, le nombre et la part des salariés affectés par le dispositif et la durée moyenne de chômage partiel par salarié. Ces dimensions mesurent la performance en termes de diminution du recours au chômage partiel.

La mise en place des modèles d'appariement sélectif a permis de dégager pour la première sous-proposition (Les établissements qui ont réduit de manière anticipée leur durée effective du travail demandent moins souvent des autorisations de chômage partiel que ceux qui ne l'ont pas réduite) une baisse contrastée des mesures de chômage partiel et une diminution nette par rapport à la seconde sous-proposition (Les établissements qui ont réduit de manière anticipée leur durée effective du travail demandent moins souvent des autorisations de chômage partiel que ceux qui ont réduit leur durée effective du travail de manière non anticipée). L'impact est d'autant plus fort que la période entre la réduction de la durée effective du travail et la mesure des indicateurs de performance est importante. Cela tient au fait que les effets de l'anticipation de la durée effective du travail nécessitent du temps à se manifester. Ainsi, un des résultats de la première sous-proposition, montre qu'à trois ans, il existe une baisse de 236 000 jours autorisés de chômage partiel pour les établissements qui ont anticipé la réduction du temps de travail. Un résultat de la seconde sous-proposition, souligne un effet plus important, puisqu'il concerne 708 000 jours autorisés.

La réduction de la durée effective du travail explique en partie la forte baisse des autorisations de chômage partiel entre 1995 et 2005. Nous mettons ainsi en évidence un effet de substitution entre le chômage partiel et la réduction du temps de travail principalement lié à

leur rôle d'instruments de flexibilité interne. En conséquence, on émet l'hypothèse que la réduction du temps de travail a eu pour effet de recentrer le chômage partiel sur sa fonction initiale de protection de l'emploi.

Dans la troisième partie du document d'étude, nous analysons les relations entre le chômage partiel en tant qu'outil de flexibilité interne et des instruments de flexibilité externe (CDD, intérim, licenciements économiques) tout en s'interrogeant sur l'efficacité du chômage technique.

PARTIE III : Recours au chômage partiel, flexibilisation de la main d'œuvre et licenciements économiques

Introduction partie III

Dans la première partie du rapport le chômage partiel a été présenté comme un outil de flexibilité quantitative interne puisqu'il touche des travailleurs déjà en poste dans l'entreprise. Les CDD, l'intérim et les licenciements économiques représentent, quant à eux, des outils de flexibilité externes qui peuvent être utilisés par les entreprises pour adapter la main d'œuvre aux cycles d'activité.

Dans cette partie, nous allons déterminer les relations qui lient ces formes de flexibilité internes et externes en tentant de répondre aux questions suivantes : (1) Le chômage partiel entretient-il des relations de complémentarité ou de substituabilité avec les formes particulières d'emploi que sont les CDD et l'intérim ? (2) Le chômage partiel est-il un outil efficace pour protéger les salariés du licenciement économique à terme ?³⁵

Répondre à la première question, revient en partie à analyser les stratégies de flexibilité des établissements. Cette thématique de recherche s'est récemment développée en France (Coutrot (2002), Askenazy (2002), Bunel (2004), Duhautois & Golzalez (2006)). Les résultats obtenus jusqu'à présent montrent que pour faire face aux creux les entreprises ne renouvellent pas les CDD et réduisent le nombre d'intérimaires. Il semblerait que les CDD et l'intérim soient plutôt des modes de flexibilité substituables, en ce sens qu'ils ne sont pas utilisés conjointement, alors que l'intérim et les heures supplémentaires seraient complémentaires, en ce sens qu'ils vont de pair (Bunel, 2004). Peu de travaux ont étudié les relations de complémentarité ou de substituabilité qui peuvent exister entre le chômage partiel et ces formes de flexibilité. Cela tient au fait que le chômage partiel est un outil de flexibilité peu mobilisé à l'échelle macroéconomique (cf. première partie). Pour Bunel, c'est un instrument mobilisé essentiellement par les grands établissements (+ de 500 salariés) qui utilisent des pratiques « moins courantes de flexibilité »³⁶.

L'analyse de la complémentarité ou de la substituabilité du chômage partiel avec les formes particulières d'emploi s'inscrit dans la lignée de ces travaux empiriques. Quelles sont les relations attendues ? Dans une situation de difficulté économique, l'établissement ne peut

³⁵ Dans cette partie il faut souligner qu'on compare les autorisations de chômage partiel à des indicateurs de la mise en œuvre effective d'autres outils de flexibilité.

³⁶ Dans la première partie du rapport nous avons montré que les établissements de moins de 20 salariés sont ceux qui en nombre bénéficient le plus d'autorisations de chômage partiel parmi les 93 000 établissements du panel « Chômage partiel ». Bunel (2004) a travaillé sur l'enquête ACEMO-flexibilité où le chômage partiel apparaît davantage pour les grands établissements car cette enquête n'est pas destinée à analyser cet instrument.

recourir à l'utilisation d'intérimaires qu'à trois conditions : remplacement d'un salarié absent, surcroît d'activité ou certains emplois saisonniers. Dans cette perspective (si l'établissement est en mauvaise santé économique et utilise du chômage partiel) le chômage partiel ne devrait intervenir qu'en substitution de l'intérim ou de toute autre forme particulière d'emploi. Cette intuition est d'ailleurs confirmée par l'enquête réalisée par Ramaux (1994) auprès de 24 établissements, qui montre que le chômage partiel se substituerait à l'utilisation d'emplois temporaires. Néanmoins, certains épisodes fortement médiatisés de mise au chômage partiel dans l'industrie automobile montrent qu'une telle relation de substitution n'a rien d'évident. Prenons l'exemple de la grève des ouvriers de PSA Peugeot Citroën d'Aulnay-sous-Bois au mois de mars 2005. Cette grève a mis en lumière les problèmes liés à l'utilisation du chômage partiel dans les entreprises qui ont réduit leur temps de travail avec annualisation, d'autant plus que, dans ce cas précis, l'entreprise emploie de nombreux intérimaires pour surcroît d'activité. Or, cet exemple suggère plutôt que le chômage partiel soit complémentaire à l'intérim. Poser la question de la complémentarité/ substituabilité du chômage partiel avec les formes particulières d'emploi conduit donc à déterminer si le chômage partiel n'est pas le signe d'une montée en puissance des contrats à durée limitée.

La seconde question soulevée dans cette partie vise comparer le chômage partiel (outil de flexibilité interne) à un autre outil de flexibilité externe (les licenciements économiques) tout en appréciant l'efficacité du premier. Si le chômage partiel est un outil efficace, on devrait s'attendre à ce que les licenciements économiques soient durablement évités dans les établissements mobilisant ce dispositif. En effet, le législateur stipule clairement que l'objectif principal du dispositif est d'éviter les licenciements économiques. Si ce n'est pas le cas, le chômage partiel ne ferait que retarder les licenciements, et freinerait le déclin de certaines entreprises, voire de certains secteurs. L'efficacité du chômage partiel ne s'apprécie pas uniquement au regard des licenciements économiques, mais également par l'usage qui est fait du dispositif, à savoir des difficultés conjoncturelles exceptionnelles. Les difficultés conjoncturelles rencontrées par l'entreprise ne sont pas toujours à même d'expliquer le recours au chômage partiel, et dans certains cas, une situation économique favorable ne semble pas être un obstacle au recours au chômage partiel. Par exemple, en octobre 2003, l'entreprise Motorola de Toulouse qui avait annoncé des bénéfices importants a mis au chômage partiel une partie de ses salariés, et ce, malgré des accords d'entreprise sur l'emploi négocié précédemment et courant jusqu'en 2005. Comme nous l'avons constaté dans la première partie, 23% des établissements recourant aux autorisations de chômage partiel le

font de manière récurrente. Pour cette raison, dans les tests empiriques menés, nous distinguons toujours les établissements ayant un usage « récurrent » du chômage partiel de celle ayant un usage « non récurrent » du chômage partiel. De cette manière, il est possible de déterminer si l'efficacité du recours au chômage partiel est contingent à l'usage récurrent (ou non) qui en est fait.

Pour répondre aux deux questions principales qui viennent d'être posées, un appareillage statistique très riche a été utilisé. Cinq bases de données ont été appariées : les fichiers d'autorisations de chômage partiel, le fichier « Accords 35 heures », le « fichier de l'emploi salarié de l'UNEDIC », les fichiers « Déclarations des mouvements de main d'œuvre » (DMMO) et les fichiers « Bénéfices réels normaux » (BRN). Cela conduit à travailler sur un échantillon cylindré de 885 établissements d'au moins cinquante salariés issus de tous les secteurs sauf l'agriculture.

Une des principales difficultés techniques de l'analyse des stratégies de flexibilité provient de l'endogénéité et de l'inobservabilité de certaines variables qui influent les stratégies des chefs d'établissements. Par exemple, la décision de faire appel aux licenciements économiques n'est pas indépendante de celle de bénéficier dans l'année des autorisations de chômage partiel. Par ailleurs, les déterminants observables (taille, secteur d'activité, etc.) et inobservables (qualité du management, le degré d'« anxiété » des chefs d'établissements, etc.) qui expliquent la décision d'opter pour un des modes de flexibilité étudiés influencent également la décision de recourir ou de ne pas recourir aux autres modes de flexibilité. Les études existantes (sauf Bunel (2004)) réalisées en coupe ne permettent pas de prendre en compte de ces dimensions. Ici, elles sont contrôlées par la mise en place des modèles d'appariement sélectif et des modélisations à effets fixes que permettent de réaliser les données longitudinales dont nous disposons pour la période 1996-2004.

Cette partie est organisée de la façon suivante. Dans la première section, les données mobilisées sont présentées. On décrit ensuite dans la seconde section l'évolution des mouvements de main d'œuvre au sein des établissements recourant au chômage partiel. Enfin dans la troisième et la quatrième section nous répondons successivement aux deux questions posées (les relations de complémentarité/substitution entre chômage partiel et forme particulière d'emploi ; l'efficacité du chômage partiel en termes de diminution des licenciements économiques).

I – Données

Afin d'étudier les liens entre les autorisations de recours au chômage partiel et des différents outils de gestion de la main d'œuvre (CDI, CDD, intérim, licenciements économiques), cinq sources de données sont appariées :

- 1) le panel des autorisations de chômage partiel,
- 2) le fichier « Aubry 2 »,
- 3) les fichiers BRN (de 1994 à 2003),
- 4) les fichiers trimestriels DMMO (de 1996 à 2004)
- 5) les fichiers UNEDIC (de 1995 à 2003).

Ainsi l'appareillage statistique utilisé est extrêmement riche. Les trois premières sources de données ont été présentées en détail dans la première et dans la deuxième partie du document d'étude. C'est pourquoi seuls les fichiers DMMO et UNEDIC seront présentés ; nous revenons ensuite sur l'appariement des données.

I-1- Les DMMO

Les DMMO sont des fichiers mensuels exhaustifs permettant de mesurer l'ensemble des mouvements de main d'œuvre des établissements employant au moins 50 salariés³⁷. Ces données administratives sont produites par l'INSEE en collaboration avec le Ministère de l'emploi, de la cohésion sociale et du logement. La période couverte par ces fichiers est de 9 ans (de 1996 à 2004) et les établissements concernés sont publics et privés du secteur industriel ou commercial. Pour chaque trimestre, les DMMO comprennent deux fichiers. Le premier donne les caractéristiques générales de l'établissement et le second présente les mouvements d'entrée et de sortie.

Concernant les fichiers trimestriels qui décrivent les établissements, plusieurs variables apparaissent : le SIRET, le secteur d'activité à un niveau fin (NAF 36), l'effectif de l'établissement, le stock d'intérimaires, le nombre total d'entrées et de sorties dans le trimestre, etc. C'est à partir de ce fichier qu'est mesurée l'évolution du nombre d'intérimaires.

Les fichiers des mouvements, quant à eux, offrent une décomposition des flux de main d'œuvre en fonction du sexe, de l'âge, de la catégorie des salariés. Les mouvements d'entrée

³⁷ Si l'effectif d'un établissement tombe momentanément ou durablement en dessous du seuil de 50 salariés, l'établissement doit continuer à apparaître dans les fichiers jusqu'à la fin de l'année.

se décomposent en quatre catégories : entrée en CDD, entrée en CDI, transfert en entrée et entrée indéterminée. Les mouvements de sorties distinguent une dizaine de types de sorties : fin de CDD, démission, licenciement économique, autre type de licenciement, départ en retraite, départ au service national, fin de période d'essai, transfert en sortie, autre cas et sortie indéterminée. C'est à partir de ces fichiers que nous décrivons les mouvements de main d'œuvre au sein des établissements.

I-2- Les fichiers UNEDIC

Les fichiers UNEDIC 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. Dans le recensement des effectifs aucune distinction n'est faite en ce qui concerne le temps de travail effectué (temps complet ou partiel), le statut du salarié (CDD ou CDI) ou sa présence effective au dernier jour de l'année écoulée. Les fichiers UNEDIC contiennent ainsi des informations sur la taille de l'établissement, le nombre d'hommes, le nombre d'individus de plus de 65 ans, le nombre d'apprentis (explicité par sexe), le département, la commune et le secteur d'activité. Ces fichiers permettront d'obtenir des variables de contrôle pour les tests économétriques.

I-3- L'appariement

Avant d'apparier les cinq sources de données, les fichiers mensuels des autorisations de chômage partiel et les fichiers trimestriels des DMMO ont été agrégés au niveau annuel. L'annexe 15, détaille les différents nettoyages impliqués par cette agrégation des données.

Deux conditions sont ensuite respectées lors de l'appariement :

- (i) Les établissements sont présents entre 1996 et 2004 dans les fichiers DMMO

(ii) La pérennité des entreprises auxquelles les établissements appartiennent entre 1995 et 2003 (avec les BRN).

Cela implique de travailler uniquement avec des établissements pérennes sur la période 1996-2004. Par conséquent, on surestime les « vertus » du chômage partiel et en particulier son rôle d'alternative au licenciement économique car on perd les établissements qui disparaissent sur cette période (fermeture définitive de l'établissement)³⁸.

Finalement, le fichier obtenu en appariement les cinq sources de données est un fichier cylindré qui contient 885 établissements de 50 salariés et plus ayant eu recours au chômage partiel de l'industrie, de la construction et du tertiaire.

II – L'évolution des mouvements de main d'œuvre au sein des établissements recourant aux autorisations de chômage partiel

A partir de ces données, différentes mesures ont été retenues afin d'étudier les liens entre les autorisations de chômage partiel et les outils de flexibilité externe (les CDD, l'intérim et les licenciements économiques). Après avoir présenté l'ensemble des indicateurs utilisés dans ce travail, nous décrivons l'allure des mouvements de main d'œuvre, en les décomposant en fonction du type de contrat, au sein des établissements recourant au chômage partiel.

II-1- Mesurer les mouvements de main d'œuvre

Le comportement des établissements en matière d'instruments de flexibilité externe est analysé pour les CDD et les licenciements économiques (ainsi que pour les CDI) à partir des flux de main d'œuvre et pour l'intérim à partir des stocks. Les indicateurs présentés sont traditionnellement utilisés pour l'analyse des flux bruts d'emplois (cf. par exemple, Davis et Haltiwanger, 1998). La construction de tous les indicateurs est présentée dans l'annexe 16. Dans cette littérature, la relation entre l'emploi et le cycle économique est traditionnellement analysée via la mesure « classique » des flux bruts de main d'œuvre. A la date t , pour chaque établissement i , ces flux bruts représentent la somme des mouvements d'entrée (Nbe_{it}) et de

³⁸ C'est une limite pour une grande partie des résultats de cette partie.

sortie (Nbs_{it}) au sein des établissements. Rapportés à l'effectif de chaque établissement, on obtient des taux d'entrée ($TE_{tot,it}$) et de sortie ($TS_{tot,it}$) qui permettent de mesurer le flux de main d'œuvre ($FL_{tot,it}$) au sein de chaque établissement.

Dans ce travail, nous cherchons à cerner les liens qu'entretient le chômage partiel avec les formes particulières d'emploi et avec le licenciement économique. Pour mesurer les formes particulières d'emploi, les DMMO permettent de caractériser le type de début (pour les entrées) ou de fin de contrat (pour les sorties) de chaque mouvement de main d'œuvre au sein de l'établissement. Il est ainsi possible de mesurer le nombre de contrats atypiques (CDD) créés ou détruits chaque année ainsi que le stock d'intérimaires et de le comparer à l'évolution du nombre de contrats typiques (CDI). Dès lors, l'évolution du nombre de CDI est une référence utile pour apprécier l'ampleur des formes particulières d'emploi au sein de chaque établissement. Mesurer les flux et l'évolution des CDI nécessite de spécifier les sorties qui s'apparentent à des fins de CDI. Dans ce travail, nous considérons les sorties de CDI *initiées par l'employeur* en retenant les formes suivantes de sortie : licenciement économique, autre licenciement qu'économique et le départ à la retraite (anticipé ou non)³⁹. Les mouvements d'entrées et de sorties en CDI permettent alors de calculer les taux d'entrée, de sortie et de flux en CDI (notés respectivement $TE_{CDI,it}$, $TS_{CDI,it}$, $FL_{CDI,it}$) ainsi que la variation nette du nombre de CDI dans l'établissement représentant la différence des entrées et des sorties en CDI ($TEV_{CDI,it}$).

En ce qui concerne les formes particulières d'emploi, les taux d'entrée, de sortie, de flux et de variation nette de CDD (notés respectivement $TE_{CDD,it}$, $TS_{CDD,it}$, $FL_{CDD,it}$, $TEV_{CDD,it}$) sont mesurés de la même façon. Pour caractériser l'ampleur de ce recours aux CDD, deux indicateurs sont ajoutés : la part des CDD dans le total des recrutements ($\%CDD_dans_embauche$) et la proportion des CDD transformés dans des contrats permanents ($taux_transformation_CDD$). L'intérim constitue une autre forme particulière d'emploi. Contrairement aux autres contrats, les entrées et sorties en intérim ne sont pas comptabilisées dans les DMMO. En effet, seuls les stocks d'intérimaires sont renseignés à partir de 1999. A partir de cette date, nous mesurons la part moyenne des intérimaires dans l'établissement ($\%interim_{it}$) et la variation nette du nombre d'intérimaire dans l'établissement

³⁹ Pour les départs à la retraite nous ne pouvons pas réellement identifier ce qui est initié par l'employeur. Comme ce type de sortie est faiblement représenté dans les DMMO on a toutefois préféré de le prendre en compte dans le calcul des indicateur car il n'affecte pas les résultats.

($var_interim_{it}$)⁴⁰. A partir des taux d'évolution des CDD, de l'intérim et des CDI, nous avons également construit un taux des contrats à durée limitée (T_CDL).

Enfin, en ce qui concerne les sorties pour licenciement économique nous avons considéré deux indicateurs : la part de ce type de sortie dans le total des sorties sur l'année ($\%sorties_{LE,it}$) et le rapport des mouvements de sortie par licenciement économique sur l'effectif de l'établissement ($TS_{LE,it}$). Les deux indicateurs ne mesurent pas la même chose. $TS_{LE,it}$ représente un taux des licenciements dans l'emploi de l'établissement et $\%sorties_{LE,it}$ explique l'intensité des licenciements économiques dans les mouvements de sortie de l'établissement. Dans la section IV de cette troisième partie afin d'étudier l'impact des autorisations de chômage partiel sur les licenciements économiques, nous utilisons deux autres mesures du licenciement économique : LE et $NBLE$ (cf. tableau 19 et annexe 16).

Tableau 19 : Les mesures des mouvements de main d'œuvre

Notation	Nom de la variable
Les mouvements globaux au sein de chaque établissement se décomposent en :	
$TE_{TOT,it}, TS_{TOT,it}, FL_{TOT,it}, TEV_{TOT,it}$	Taux d'entrée, de sortie, de flux, d'évolution nette de main d'œuvre au sein de chaque établissement
... mouvements de CDI	
$TE_{CDI,it}, TS_{CDI,it}, FL_{CDI,it}, TEV_{CDI,it}$	Taux d'entrée, de sortie, de flux, d'évolution nette de CDI au sein de chaque établissement
... mouvements de CDD	
$TE_{CDD,it}, TS_{CDD,it}, FL_{CDD,it}, TEV_{CDD,it}$	Taux d'entrée, de sortie, de flux, d'évolution nette de CDD au sein de chaque établissement
$\%CDD_dans_embauche$	Part des CDD dans les recrutements
$taux_transformation_CDD$	Taux de transformation des CDD en CDI
... mouvements de l'intérim	
$\%interim_{it}$	Part moyenne des intérimaires dans l'établissement
$var_interim_{it}$	Variation nette du nombre d'intérimaire dans l'établissement
... mouvements liés aux licenciements économiques	
$\%sorties_{LE,it}$	Part de licenciements économiques dans les sorties
$TS_{LE,it}$	Taux de sortie en licenciement économique

⁴⁰ Cette mesure a été proposée par Davis et Haltiwanger (1998). Elle a pour propriété de lisser la variation du nombre d'intérimaires. Pour la construction de cette variable, se référer à l'annexe 16.

LE_{it}	Présence des licenciements économiques dans l'année
$NBLE_{it}$	Nombre des mouvements de licenciement économique dans l'année
Mesure des contrats à durée limitée	
T_CDL_{it}	Part des contrats à durée limitée dans les CDI

Note : la façon dont chacun de ces indicateurs est calculée est détaillée dans l'annexe 16.

II-2- Chômage partiel et mouvements de main d'œuvre

Qu'il soit complémentaire ou substituable aux formes particulières d'emploi, à partir du moment où il n'en est pas indépendant, le chômage partiel devrait être lié à la dynamique des emplois atypiques. Par ailleurs, s'il protège des licenciements économiques, il devrait, au moins temporairement être associé à de moindres mouvements de main d'œuvre au sein des établissements. Dans cette partie, en présentant de simples statistiques descriptives, nous montrons que ces présupposés sont vérifiés, en comparant dynamiques de main d'œuvre des établissements ayant recours au chômage partiel à ceux n'y ayant pas recours. Nous analysons ensuite les corrélations entre les autorisations de chômage partiel et les indicateurs associés aux outils de flexibilité externe (CDD, intérim).

II-2-1- Quelques statistiques descriptives

Les indicateurs que nous venons de construire permettent de comparer les mouvements de main d'œuvre au sein des établissements en fonction de leur nature (CDI, CDD, intérim, licenciements économiques). Nous vérifions ici si, en moyenne, ces mouvements diffèrent lorsque les établissements recourent au chômage partiel en 1996. Pour ce faire, nous comparons les valeurs moyennes de chaque indicateur sur trois échantillons (cf. tableau 20). Le premier échantillon (échantillon (a)), représente les établissements français, sans distinction de leur recours au chômage partiel. Il comprend les 24726 établissements étudiés dans les DMMO, après nettoyage des données. Le second échantillon (échantillon (b)), représente les établissements français qui ont eu recours au moins une fois au chômage partiel entre 1996 et 2005. Cet échantillon résulte de l'appariement des cinq sources de données. Le troisième échantillon (échantillon (c)) regroupe les établissements ayant eu recours au chômage partiel en 1996, date à laquelle correspondent les valeurs moyennes qui sont calculées.

Cela signifie que parmi les 885 établissements étant autorisés à recourir au chômage partiel entre 1996 et 2005, 429 avaient eu des autorisations en 1996.

Tableau 20 : Ratios moyens des indicateurs de mouvements d'entrée et de sortie en 1996

1996 Indicateurs	Valeur moyenne sur l'échantillon		
	(a)	(b)	(c)
TE_{tot}	29.55	13.49	10.50
TS_{tot}	30.05	15.43	13.94
FL_{tot}	59.61	28.92	24.44
TEV_{tot}	-0.50	-1.93	-3.44
TE_{CDD}	21.82	9.42	6.73
TS_{CDD}	18.67	7.90	6.20
FL_{CDD}	40.50	17.33	12.93
TEV_{CDD}	3.15	1.52	0.52
%CDD _ dans _ embauche	79.99	73.92	69.45
taux _ transformation _ CDD	14.43	16.18	7.80
TE_{CDI}	5.45	3.32	2.96
TS_{CDI}	3.72	3.65	4.05
FL_{CDI}	9.18	6.98	7.01
TEV_{CDI}	1.73	-0.33	-1.09
TS_{LE}	0.91	0.98	1.34
%sorties LE	3.04	6.40	9.61
Nombre observations	24 726	885	429

Source : (a) : fichier DMMO nettoyé (INSEE, DARES) ; (b) Fichier issu de l'appariement 1) du panel des autorisations annuelles de chômage partiel reconstitué à partir des fichiers mensuels d'autorisation de chômage partiel de 1995 à 2005 (DARES, DDTEFP) ; 2) le fichier « Accords 35 heures » (DARES, URSSAF) ; 3) les fichiers BRN de 1994 à 2003 (INSEE) ; 4) les fichiers DMMO de 1996 à 2004 (INSEE, DARES) ; 5) les fichiers UNEDIC de 1995 à 2003 ; (c) Uniquement les établissements ayant bénéficié des autorisations de chômage partiel

Champ : établissements de France métropolitaine de 50 salariés et plus, appartenant aux secteurs d'activité suivants : industrie, construction et tertiaire.

Dans le tableau 20, les taux d'entrée, de sortie et de flux globaux (TE_{tot} , TS_{tot} et FL_{tot}) sont en moyenne plus élevés pour l'échantillon (a). Cela signifie que la rotation de main d'œuvre est plus élevée dans la population totale des établissements que dans les établissements qui ont bénéficié d'autorisations de chômage partiel entre 1996 et 2005 (échantillon b) ou en 1996 (échantillon c). Cela tend à confirmer que le renouvellement de la main d'œuvre est de moindre ampleur dans les établissements qui sont autorisés à recourir au chômage partiel. Il faut néanmoins noter que ces différences de moyenne peuvent être liées à la composition de l'échantillon. En effet, les flux bruts sont d'autant plus élevés que la taille des établissements est petite ou que le secteur tertiaire est fortement représenté (Duhautois, 2002). Or, les établissements recourant au chômage partiel appartiennent généralement à l'industrie. Pour

cette raison, nous avons cherché à identifier dans ces moyennes les effets liés à la taille et au secteur. Pour l'échantillon (a) la taille moyenne des établissements est de 173 salariés et le tertiaire est très fortement représenté dans les DMMO (53,4 %). Pour l'échantillon (b) la taille moyenne est plus importante (219 salariés) et le degré de tertiarisation est sept fois plus faible (7,45 %). Dans le dernier cas ces hypothèses sont renforcées car la taille moyenne est de 233 salariés et le degré de tertiarisation est encore plus faible (4.2 %).

En termes d'évolution totale des mouvements de main d'œuvre (TEV_{TOT}), en valeur absolue, ce sont les établissements recourant au chômage partiel en 1996 (échantillon (c)) qui enregistre la baisse nette des effectifs la plus marquée. Cela ne cache pas seulement un effet des grands nombres mais également un effet des mouvements de sortie très fort. Ces sorties importantes tiennent aux graves difficultés économiques rencontrées par ces établissements en 1996 qui se sont traduites par des autorisations de chômage partiel.

Intéressons nous désormais à la nature des flux. C'est dans les établissements qui ne recourent pas forcément au chômage partiel (échantillon (a)) que les mouvements d'entrée et de sortie en CDD sont les plus forts. C'est également dans ces établissements que les entrées en CDI sont les plus importantes et les sorties de CDI les plus faibles. A l'inverse, ce sont les établissements ayant un recours au chômage partiel en 1996 (échantillon (c)) qui ont les sorties par licenciements économiques les plus importantes à cette même date. Nous observons que plus les établissements ne bénéficient des autorisations de chômage partiel, ils licencient. Cela tient au fait que le chômage partiel est intimement lié à la santé économique de l'année des établissements.

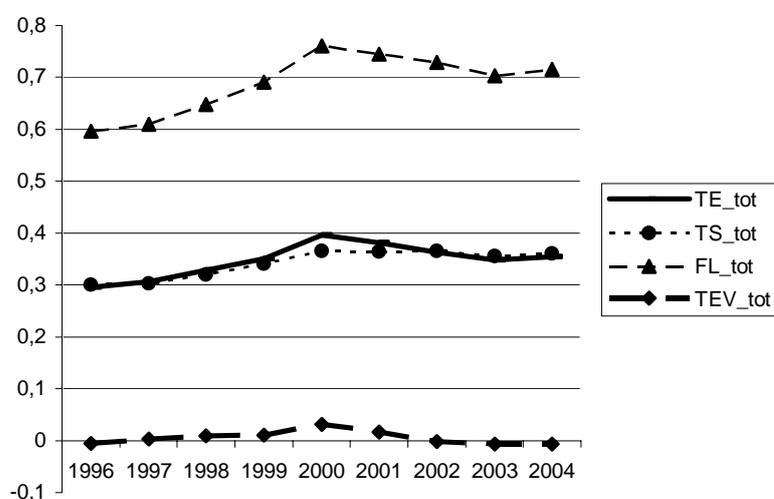
Les statistiques descriptives qui viennent d'être présentées concernent l'année 1996. Les graphiques 11 à 14 présentent l'évolution de ces indicateurs moyens entre 1996 et 2004 où les indicateurs sont calculés à partir des DMMO⁴¹.

D'une manière globale, sur la période d'analyse, les mouvements de main d'œuvre sont relativement forts : les flux représentent sur cette période entre 59 et 76 % des effectifs employés (cf. graphique 11). De plus, les entrées et les sorties sont très corrélées dans le

⁴¹ Les indicateurs calculés à partir du fichier des 885 établissements évoluent dans le même sens que ceux calculés à partir des fichiers annuels DMMO. Nous avons choisi de présenter ces derniers pour donner une image complète au niveau de l'économie.

temps, puisqu'ils sont en phase avec le cycle économique. D'ailleurs, Tomasini (2003) met en évidence une simultanéité croissante tout au long de la dernière décennie de la rotation de la main d'œuvre⁴² et l'évolution du PIB. Globalement, entre 1996 et 2004, les taux d'entrée devancent les taux de sortie. Il ressort du graphique 11 qu'après 2000, les flux des mouvements de main d'œuvre restent forts par rapport aux valeurs obtenus pour la période 1996-1999, les établissements agissant d'abord sur les entrées (les recrutements) en cas de ralentissement de l'activité économique.

Graphique 11: Evolution des mouvements de main d'œuvre entre 1996 et 2004

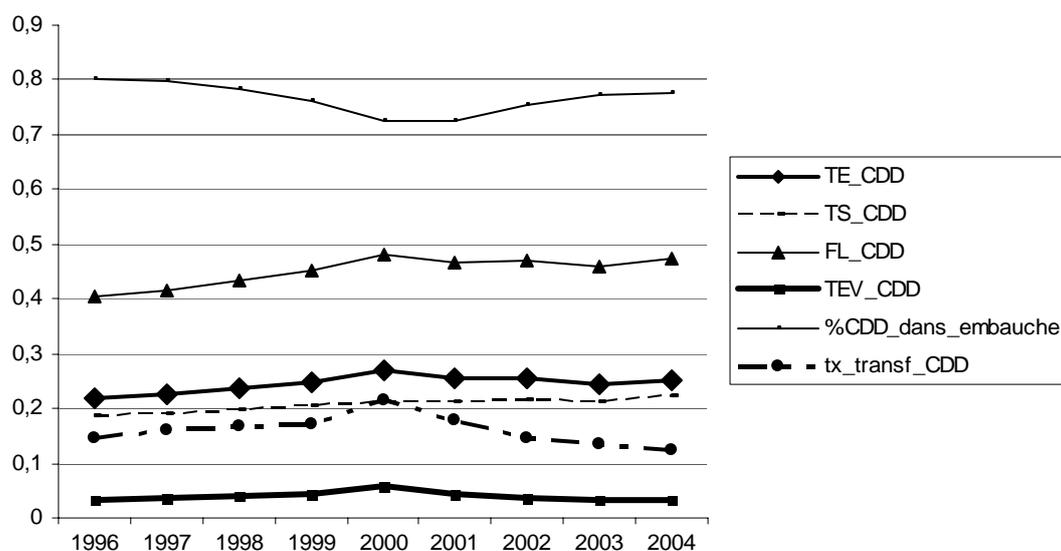


Source : fichier s annuels DMMO nettoyés de 1996 à 2004 ; Champ : établissements de France métropolitaine de 50 salariés et plus, appartenant aux secteurs d'activité suivants : industrie, construction et tertiaire.

Sans aucune surprise, le graphique 12 montre que la part des CDD dans les recrutements évolue de manière contracyclique. En revanche le taux de transformation des CDD en CDI et les taux d'entrée en CDD évoluent de manière procyclique. Le taux de transformation de CDD en CDI culmine d'ailleurs à 21,6 en 2000. Après 2000, les flux de main d'œuvre restent élevés, la part des CDD dans les embauches est à un niveau inférieur à la période 1996-1999. D'une manière surprenante, on observe que le taux de sortie par fin de CDD reste stable dans le temps (cf. graphique 12).

⁴² Elle définit le taux de rotation trimestriel comme la demi-somme du taux d'entrée et du taux de sortie.

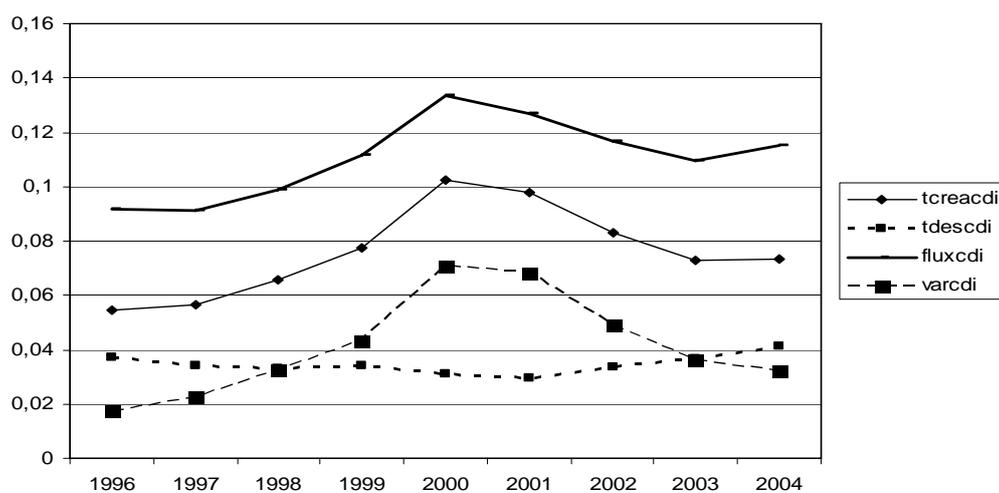
Graphique 12: Evolution des mouvements de main d'œuvre en CDD entre 1996 et 2004



Source : fichier s annuels DMMO nettoyés de 1996 à 2004 ; Champ : établissements de France métropolitaine de 50 salariés et plus, appartenant aux secteurs d'activité suivants : industrie, construction et tertiaire.

Le graphique 13 met en évidence une évolution procyclique du taux des mouvements d'entrée associés aux CDI. Comme on a remarqué que les CDD évoluent de la même manière et que les sorties par des fin des CDD sont stables dans le temps, cela signifie que les entrées par des CDD conduisent à terme à de l'emploi stable et que les fins de CDD correspondent à des besoins orthogonaux au cycle économique.

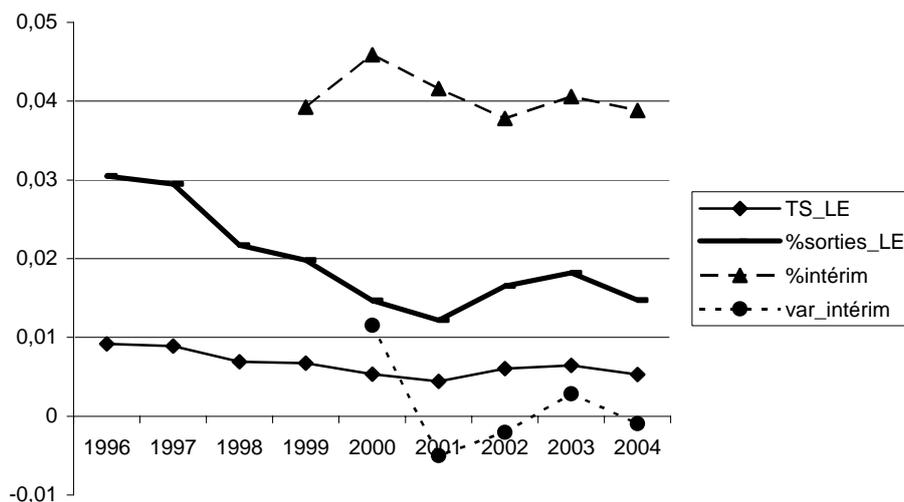
Graphique 13: Evolution des mouvements de main d'œuvre en CDI entre 1996 et 2004



Source : fichier s annuels DMMO nettoyés de 1996 à 2004 ; Champ : établissements de France métropolitaine de 50 salariés et plus, appartenant aux secteurs d'activité suivants : industrie, construction et tertiaire.

Pour finir, le graphique 14 met en évidence une évolution contracyclique des mouvements de sortie par licenciement économique qui varie plus fortement pour la part des licenciements dans les mouvements de sortie totaux. Quant à l'évolution de la part d'intérimaires on remarque, comme attendu, une évolution procyclique.

Graphique 14: Evolution des sorties par licenciement économique



Source : fichier s annuels DMMO nettoyés de 1996 à 2004 ; Champ : établissements de France métropolitaine de 50 salariés et plus, appartenant aux secteurs d'activité suivants : industrie, construction et tertiaire.

Dans l'annexe 17 des statistiques complémentaires sur les flux de main d'œuvre sont disponibles.

II-2-2- Les corrélations entre chômage partiel et mouvements de main d'œuvre

Les statistiques descriptives présentées dans le tableau 20 suggèrent que les autorisations de recours au chômage partiel sont corrélées aux mouvements de main d'œuvre, notamment en CDD et en intérim. Dans cette partie, nous étudions précisément les corrélations entre les autorisations de chômage partiel et les autres outils de flexibilité retenus. Des corrélations positives (respectivement négatives) peuvent être le signe d'une complémentarité (respectivement substitution) entre le chômage partiel et les autres outils de flexibilité. Ces corrélations ne suffisent cependant pas à conclure à l'existence d'éventuels effets de substitution / de complémentarité. En effet, un établissement qui doit faire face à une demande très volatile peut avoir davantage recours à différents outils de flexibilité, sans qu'ils

soient complémentaires, alors qu'un établissement dont la demande est structurellement plus prévisible ou moins fluctuante n'aura pas un tel recours.

Pour étudier ces corrélations, deux indicateurs de chômage partiel sont retenus : avoir bénéficié ou non d'autorisations de chômage partiel à la date t (CP_t) et la part de salariés affectés par les autorisations de chômage partiel dans l'effectif de l'établissement (TCP_t). La première partie du rapport explique la construction des ces indicateurs et donne leur répartition en fonction de la taille et du secteur de l'établissement. Afin d'étudier les corrélations entre les indicateurs de chômage partiel et ceux des mouvements de main d'œuvre, les données sont empilées sur 9 ans ⁴³ sauf pour les indicateurs associés à l'intérim où l'information est disponible dans les DMMO qu'à partir de 1999.

Le tableau 21 donne les corrélations entre les indicateurs de chômage partiel qui sont simultanés aux mesures globales des mouvements de main d'œuvre. Il ressort que les autorisations de chômage partiel sont négativement associées aux entrées, sorties et flux de main d'œuvre : plus il y a des autorisations de chômage partiel, moins il y a du mouvement et moins il y a de « l'emploi créé ».

Tableau 21 : Corrélations entre les mouvements de main d'œuvre et le recours au chômage partiel

Indicateurs	TCP_t	CP_t
TE_{tot}	-0.11***	-0.09***
TS_{tot}	-0.05***	-0.03***
FL_{tot}	-0.08***	-0.06***
TEV_{tot}	-0.13***	-0.14***

Source : Fichier issu de l'appariement 1) du panel des autorisations annuelles de chômage partiel reconstitué à partir des fichiers mensuels d'autorisation de chômage partiel de 1995 à 2005 (DARES, DDTEFP) ; 2) le fichier « Accords 35 heures » (DARES, URSSAF) ; 3) les fichiers BRN de 1994 à 2003 (INSEE) ; 4) les fichiers DMMO de 1996 à 2004 (INSEE, DARES) ; 5) les fichiers UNEDIC de 1995 à 2003
 Champ : 885 établissements de France métropolitaine de 50 salariés et plus, ayant eu recours au chômage partiel entre 1995 et 2000 et appartenant aux secteurs d'activité suivants : industrie, construction et tertiaire
 Observation : nous travaillons sur l'empilement des 9 années pour les 885 établissements.
 La significativité : *** à 1% ; ** à 5% ; * à 10 % et Ns = non significatif

Même si les valeurs des corrélations sont faibles (les plus fortes sont de l'ordre de 14 %), nous remarquons que la majorité des liens est négative. De plus, l'annexe 18 donne les

⁴³ Les signes des corrélations sont cohérents avec ceux obtenus si on travaillait annuellement (de 1996 à 2004). Pour ces corrélations déterminées annuellement, les signes sont toujours stables et les valeurs des corrélations changent que de façon infime.

corrélations entre les indicateurs de chômage partiel exprimés à la date $t-1$ et les autres indicateurs pris à la date t^{44} .

Tableau 22 : Corrélations entre le recours au chômage partiel et les mouvements de CDI, de CDD, d'intérimaires et le licenciement économique

Indicateurs	TCP_t	CP_t
TE_{CDI}	-0.12***	-0.10***
TS_{CDI}	0.06***	0.07***
FL_{CDI}	-0.05***	-0.03***
TEV_{CDI}	-0.14***	-0.13***
TE_{CDD}	-0.08***	-0.07***
TS_{CDD}	-0.05***	-0.04***
FL_{CDD}	-0.07***	-0.05***
TEV_{CDD}	-0.09***	-0.09***
%CDD _ dans _ embauche	0	0
taux _ transformation _ CDD	-0.04***	-0.03***
%intérim	-0.14***	-0.13***
var_intérim _t	-0.08***	-0.08***
TS_{LE}	0.07***	0.07***
%sorties _{LE}	0.13***	0.14***

Source : Fichier issu de l'appariement 1) du panel des autorisations annuelles de chômage partiel reconstitué à partir des fichiers mensuels d'autorisation de chômage partiel de 1995 à 2005 (DARES, DDTEFP) ; 2) le fichier « Accords 35 heures » (DARES, URSSAF) ; 3) les fichiers BRN de 1994 à 2003 (INSEE) ; 4) les fichiers DMMO de 1996 à 2004 (INSEE, DARES) ; 5) les fichiers UNEDIC de 1995 à 2003
 Champ : 885 établissements de France métropolitaine de 50 salariés et plus, ayant eu recours au chômage partiel entre 1995 et 2000 et appartenant aux secteurs d'activité suivants : industrie, construction et tertiaire
 Observation : nous travaillons sur l'empilement des 9 années pour les 885 établissements.
 La significativité : *** à 1% ; ** à 5% ; * à 10 % et Ns = non significatif

Par rapport aux mouvements associés aux CDD, les coefficients de corrélation sont presque toujours négatifs, sauf pour %CDD _ dans _ embauche pour lequel on conclut l'absence d'un lien avec les autorisations de chômage partiel (cf. tableau 22) : il n'y a aucune corrélation entre les autorisations de chômage partiel et la part des mouvements d'entrée en CDD dans les mouvements d'embauche (CDD et CDI). Les mouvements associés aux CDI sont également négatifs. Il existe une seule exception : les mouvements de sortie de CDI sont positivement corrélés avec les autorisations de chômage partiel. Il est possible que la mauvaise santé économique de l'entreprise pousse les salariés les plus « employables » à quitter l'entreprise volontairement. Les indicateurs d'intérim sont quant à eux corrélés négativement avec les autorisations de chômage partiel. Pour finir, les mouvements de sortie par licenciements économiques sont corrélés positivement aux autorisations de chômage partiel. Cela n'est pas

44 Pour étudier la stabilité dans le temps de ces corrélations. Dans ce deuxième cas, globalement les corrélations gardent le même sens mais en revanche elles présentent des valeurs plus faibles.

surprenant car il est tout à fait cohérent qu'un établissement qui a bénéficié d'autorisations de chômage partiel ne parvienne pas à surmonter ses difficultés économiques, qu'il n'arrive pas à éviter l'intégralité des licenciements économiques.

Les données et les indicateurs étant présentés, nous étudions dans la prochaine section les liens entre les autorisations de chômage partiel et l'évolution de la mobilisation des autres outils de flexibilité externe. La question de l'efficacité du chômage partiel en termes de licenciements économiques sera quant à elle développée dans une quatrième section.

III – La substituabilité/complémentarité entre le chômage partiel et les CDD et l'intérim

Le chômage partiel autorisé est-il associé à une baisse du recours aux CDD, CDI et à l'intérim ? Est-il un élément de stabilisation/renouvellement de la main d'œuvre, autrement dit traduit-il une réduction ou une baisse des flux de main d'œuvre ? Les autorisations de chômage partiel ont-elles un impact significatif sur le développement des formes de contrats à durée limitée ? Les établissements ayant un recours « récurrent » au chômage partiel ont-ils des comportements spécifiques en ce qui concerne le type de contrat qu'ils proposent aux salariés ?

III-1- La démarche empirique

Répondre à ces questions soulève essentiellement deux problèmes : l'inobservabilité de certaines caractéristiques individuelles et le biais de sélection. Les modèles économétriques mis en œuvre permettent en partie de les neutraliser.

III-1-1 Les modèles linéaires à effets fixes

Le premier problème provient du fait que certaines caractéristiques individuelles comme l'aversion au risque des chefs d'établissements, leurs préférences en termes de la gestion de la

main d'œuvre (etc.)⁴⁵ sont inobservables. Pour résoudre ce problème, des modèles à effet fixe sont mis en œuvre. Ils permettent de contrôler les caractéristiques inobservables qui restent stable dans le temps. L'idée de ces modèles est très simple : utiliser chaque individu comme son propre contrôle. Par exemple, lorsqu'on analyse si les autorisations de chômage partiel réduisent (ou non) les flux de main d'œuvre, nous devons comparer les flux de main d'œuvre lorsque l'établissement est autorisé à recourir au chômage partiel avec les flux de main d'œuvre de ce même établissement lorsqu'il ne mobilise pas le chômage partiel. En supposant la stabilité des autres caractéristiques (une hypothèse très forte), la différence entre ces deux taux de flux est un estimateur (par établissement) de l'effet du chômage partiel. En calculant la moyenne de ces différences parmi les établissements d'un échantillon, nous obtenons un estimateur moyen de l'effet des autorisations de chômage partiel. La structure en panel des données mobilisées permet de calculer cet estimateur.

Cet estimateur contrôle toutes les caractéristiques stables dans le temps de l'établissement. Il contrôle ainsi des variables facilement mesurables telles que le secteur d'activité, mais également des variables plus difficiles à identifier comme l'aversion au risque de l'employeur, le degré d'« anxiété » des chefs d'établissements, etc. Avec ce type de modélisation, les effets des variables fixes dans le temps ne sont pas estimés mais neutralisés. Mais, comme le souligne Sobel (2000), estimer un impact pour de telles variables n'a pas vraiment d'intérêt. Si ce type de modèle contrôle les effets fixes, en revanche, il ne permet pas de contrôler les caractéristiques qui varient dans le temps. Ces dernières seront introduites dans le modèle de régression.

Dans cette section, nous cherchons à déterminer si le recours au chômage partiel (variable explicative) est lié au recours aux outils de flexibilité externe (variable dépendante). Le recours aux outils de flexibilité externe est mesuré par un vecteur de variables continues y_{it} : les taux d'entrée, de sortie, de flux de la main d'œuvre en CDD, en CDI et globaux ainsi que la variation de l'effectif de ces différentes catégories de contrat et du nombre d'intérimaires. Nous testons donc des modèles linéaires à effet fixe qui sont formellement présentés dans l'encadré 1.

⁴⁵ Dans les modèles à effets fixes, les variables stables dans le temps (le type d'établissement et le secteur d'activité) ne sont pas estimées. En revanche, les classes de taille sont estimées car en fonction de la situation économique de l'établissement, il peut changer de classe. De plus, dans ces modèles la constante est toujours non-significative.

Encadré 1 : Les modèles linéaires à effets fixes⁴⁶

La variable dépendante est mesurée sur une échelle d'intervalle et est linéairement dépendante par rapport à un ensemble de variables. Nous avons i d'établissements ($i = 1, \dots, 885$), chacun étant mesuré dans plusieurs points dans le temps ($t = 2000, \dots, 2004$)⁴⁷. Le modèle de base s'écrit de la manière suivante :

$$y_{it} = \mu_t + \beta x_{it} + \gamma z_i + \alpha_i + \varepsilon_{it}$$

y_{it} est la variable dépendante. Nous avons un ensemble de variables indépendantes qui varient dans le temps, représenté par le vecteur x_{it} et un autre ensemble de variables indépendantes qui en revanche ne varient pas dans le temps (z_i). μ_t est une constante qui peut être différente pour chaque point dans le temps et β et γ sont des vecteurs de coefficients. Les deux « termes d'erreurs » (α_i et ε_{it}) se comportent un peu différemment. Il y a un ε_{it} différent pour chaque individu et pour chaque point dans le temps, mais α_i varie seulement par rapport aux individus et non par rapport au temps. α_i se traduit ainsi comme l'effet combiné sur y de toutes les variables non-observées qui sont constantes dans le temps et ε_{it} représente la variation aléatoire pure dans chaque point du temps.

Dans ces modèles linéaires à effets fixes, les autorisations de chômage partiel (x_{it}) expliquent le vecteur (y_{it}) de variables dépendantes qui viennent d'être mentionnées (*TE_CDD, TS_CDD, FL_CDD, TEV_CDD, TE_CDI, TS_CDI, FL_CDI, TEV_CDI, FL_TOT, VAR_INTERIM*). En outre, des variables de contrôle portant sur la taille, le secteur d'activité, la récurrence du recours au chômage partiel, la réduction effective du temps de travail, le taux de féminisation et la situation économiques de l'établissement ont été introduites. Ces variables sont détaillées dans l'annexe 19, ainsi que la distribution de notre échantillon par classe de taille et par secteur.

III-1-2 Les modèles d'appariement sélectif

Le second problème rencontré dans l'estimation du lien entre le chômage partiel et les autres formes de flexibilité est celui du biais de sélection. En effet, les établissements qui bénéficient des autorisations de chômage partiel sont soumis à des conditions économiques spécifiques qui peuvent expliquer en même temps leur comportement en termes d'usage des CDD, CDI ou d'intérim. Dès lors, le fait de bénéficier des autorisations de chômage partiel ne peut pas être considéré comme aléatoire, le recours au chômage partiel n'est pas réellement indépendant de l'utilisation des CDD, CDI et d'intérim. Cela signifie qu'il peut y avoir un biais de sélection. Pour pallier ce biais de sélection, des modèles d'appariement sélectif sont

⁴⁶ Cette présentation des modèles à effets fixes s'appuie sur Allison (2005).

⁴⁷ On considère cette période pour la section III-2 car on prend en compte la variation de l'intérim. En revanche, pour la section III-3 la période d'analyse est 1996-2004 : ($t = 1996, \dots, 2004$).

mis en œuvre. Ces derniers ont été formellement présentés dans la deuxième partie du rapport. Nous utilisons des estimateurs à noyau. Les critères d'appariement correspondent aux variables de contrôle introduites dans le modèle linéaire à effet fixe (cf. annexe 19).

III-1-3 Résumé des tests économétriques

Finally, afin de tester les liens entre le recours au chômage partiel et les CDD et l'intérim, nous allons comparer les estimations obtenus en réalisant des MCO, des modèles à effets fixes et des modèles d'appariement sélectifs. Confronter les différentes estimations permettra de discuter la robustesse des résultats. Si les liens obtenus entre chômage partiel et l'évolution du nombre de CDD ou d'intérimaires est négatif (respectivement positif), cela peut être le signe d'une relation de substitution (respectivement de complémentarité) entre chômage partiel et formes particulières d'emploi.

De la même manière, en étudiant les liens entre le chômage partiel et les flux de main d'œuvre, il est possible de déterminer si le chômage partiel est utilisé comme un outil de renouvellement de la main d'œuvre ou au contraire comme un outil de stabilisation de la main d'œuvre comme il se devrait. Cette question n'est pas triviale. En effet, comme nous l'avons vu dans la première partie du rapport, dans le panel « chômage partiel », 28% des établissements ayant recours au chômage partiel utilisent cet outil de manière récurrente. Il convient donc de vérifier que la mobilisation de cet instrument ne s'apparente pas à une stratégie « subventionnée » de renouvellement de main d'œuvre.

Pour cerner l'hétérogénéité des comportements des établissements en termes de mobilisation des outils de flexibilité, les modélisations économétriques sont mises en œuvre sur trois échantillons : l'échantillon final cylindré (constitué des 885 établissements), un sous-échantillon correspondant aux établissements avec un usage « non récurrent » des autorisations de chômage partiel⁴⁸ (375 établissements) et un autre sous-échantillon d'établissements avec un usage « récurrent » des autorisations de chômage partiel (510 établissements).

⁴⁸ Selon la première définition de la « récurrence » des autorisations de chômage partiel, qui a été présentée dans la partie I du rapport.

Le tableau 23 synthétise l'ensemble des tests menés dans cette section. Avant de commenter les résultats, apportons quelques précisions sur l'échantillon. Tout d'abord, l'évolution du nombre d'intérimaires n'est mesurable qu'à partir de 2000. Pour cette raison, les estimations portent sur la période 2000-2004. Ensuite, les résultats obtenus à partir de l'échantillon de 885 établissements doivent être interprétés avec précaution. En effet, le chômage partiel est un outil exceptionnel et de ce fait peu utilisé par les établissements. L'appariement réalisé implique que l'ensemble des établissements ont été concernés, au moins une fois, entre 1995 et 2005 par le chômage partiel. L'apparition de ce dispositif est donc surévaluée. Dans cet échantillon, 57 % des établissements ont bénéficié au moins deux fois des autorisations de chômage partiel entre 1995 et 2005 (ils ont un usage « récurrent ») contre 23 % dans le panel initial de chômage partiel. De plus, comme le champ d'analyse couvre des établissements de 50 salariés et plus, il est plus probable qu'ils utilisent en même temps un grand nombre d'outils de gestion de la main d'œuvre.

Tableau 23: Synthèse des tests menés pour l'étude du lien entre chômage partiel et recours aux outils de flexibilité externe

Nom de la variable expliquée	Nature de la variable expliquée	Les modèles utilisés	Les échantillons utilisés
TE_CDD, TS_CDD, FL_CDD, TEV_CDD, TE_CDI, TS_CDI, FL_CDI, TEV_CDI, FL_TOT, VAR_INTERIM	Continue	- MCO - Modèles linéaires à effets fixes - Modèle d'appariement sélectif	- Echantillon total - Echantillon usage non récurrent de chômage partiel - Echantillon usage récurrent de chômage partiel

Le tableau 24 présente les résultats de l'impact du chômage partiel sur les taux d'évolution des CDD, CDI et d'intérim⁴⁹. Les estimateurs des modèles linéaires à effets fixes sont

49 Nous souhaitons ne pas interpréter les impacts des variables de contrôle sur les indicateurs de CDD, CDI et intérim car nous ne contrôlons pas leur possible endogénéité. Nous présentons quand même quelques liens entre les variables de contrôle et les variables expliquées. A partir des modèles linéaires à effets fixes, nous observons que la réduction de la durée effective du temps de travail implique une diminution du taux d'évolution de l'emploi en intérim. Plus il y a des femmes dans l'établissement, moins la variation de l'intérim est faible. Plus la taille de l'établissement est grande et plus le taux d'évolution de l'emploi en intérim augmente. La part des femmes dans l'établissement évolue négativement avec les indicateurs de CDI et il n'y a pas d'impact en ce qui concerne les indicateurs de CDD. Plus la taille de l'établissement est petite plus il y a des sorties en CDI et plus le renouvellement de la main d'œuvre en CDI est important ainsi moins important le taux d'évolution de l'emploi en CDI. Par rapport aux CDD, la classe de taille n'impacte pas les indicateurs de ce type de contrat.

comparés avec des estimateurs naïfs (obtenus avec des modélisations MCO). Les résultats des modèles d'appariement sélectif sont quant à eux illustrés dans le tableau 25. L'impact des autorisations de chômage partiel sur le taux d'entrée, de sortie et le renouvellement de la main d'œuvre par des CDD et des CDI sont détaillées dans les annexes 20 à 23.

III-2- Les résultats

Lorsque le chômage partiel est négativement lié à l'évolution des effectifs en CDD ou en intérim, cela peut être le signe d'une relation de substitution entre chômage partiel et les formes particulières d'emploi. De ce point de vue, le principal résultat dégagé par les tableaux 24 et 25 est une faible substituabilité entre le chômage partiel et les CDD et l'intérim⁵⁰. Néanmoins, même si les estimations mettent clairement en évidence un impact négatif des autorisations de chômage partiel sur les indicateurs de CDD et d'intérim, cet impact demeure inférieur à 5%. Ce résultat est robuste car il ne dépend pas du type de la modélisation économétrique utilisé. En effet, bénéficier d'autorisations de chômage partiel conduit à une baisse d'approximativement 1% des effectifs en CDD et en intérim avec les estimations à effets fixes (cf. tableau 24). Cette diminution est plus marquée lorsqu'on contrôle le biais de sélection avec des modèles d'appariement sélectif (cf. tableau 25). Ainsi le chômage partiel implique une baisse de 3,4% pour le taux d'évolution de l'emploi en intérim (avec l'estimateur à noyau sur les traités).

50 Pour vérifier la robustesse des résultats, nous avons également mis en œuvre les modèles d'appariement sélectif sur les différences premières de ces indicateurs. Les résultats continuent de montrer le même effet. Les effets moyens sont légèrement plus faibles que ceux calculés dans le tableau 25.

Tableau 24 : Impact du chômage partiel autorisé sur les taux d'évolution des CDD, des CDI et de l'intérim (modèles linéaires à effets fixes)

Variables	TEV_CDD						TEV_CDI						VAR_INTERIM					
	Total		NR		R		Total		NR		R		Total		NR		R	
	Naïf	E F	Naïf	E F	Naïf	E F	Naïf	E F	Naïf	E F	Naïf	E F	Naïf	E F	Naïf	E F	Naïf	E F
<i>Constante</i>	0.02 ***	Ns	0.02 ***	Ns	0.03 ***	Ns	0.01 ***	Ns	0.02 ***	Ns	0.01 ***	Ns	0.01 ***	Ns	Ns	Ns	0.01 ***	Ns
<i>chômage partiel</i>	-0.01 ***	-0.01 ***	-0.02 **	-0.02 ***	-0.01 ***	-0.01 ***	-0.02 ***	-0.01 ***	-0.02 **	-0.01 **	-0.02 ***	-0.01 ***	-0.03 ***	-0.01 ***	-0.03 ***	-0.01 ***	-0.03 ***	-0.01 ***
<i>RTT</i>	-0.01 ***	Ns	Ns	Ns	-0.01 ***	0.01 **	-0.009 ***	Ns	-0.008 *	Ns	-0.008 *	Ns	-0.008 ***	-0.01 ***	-0.008 **	-0.01 **	-0.007 **	-0.01 ***
<i>Type établissement (Réf. usage récurrent)</i>	0.003 *						0.009 ***						Ns					
<i>% femmes</i>	0.02 ***	Ns	0.02 ***	Ns	0.01 ***	Ns	-0.02 ***	Ns	Ns	-0.16 *	-0.04 ***	Ns	Ns	-0.07 ***	0.01 *	Ns	-0.02 ***	-0.08 **
<i>Conjoncture</i>	Ns	Ns	0.007 **	Ns	Ns	Ns	Ns	Ns	Ns	Ns	Ns	Ns	Ns	Ns	0.007 **	Ns	Ns	Ns
<i>Secteur activité</i>																		
Industrie	Réf		Réf		Réf		Réf		Réf		Réf		Réf		Réf		Réf	
Construction	0.01 ***		0.01 **		0.006 *		0.04 ***		0.03 ***		0.04 ***		0.01 ***		0.02 ***		Ns	
Tertiaire	0.06 ***		0.07 ***		0.02 ***		0.09 ***		0.07 ***		0.12 ***		Ns		Ns		Ns	
<i>Taille établissement</i>																		
[50,100]	Ns	Ns	Ns	Ns	Ns	Ns	-0.009 ***	-0.05 ***	-0.008 *	-0.02 ***	-0.01 **	-0.07 ***	Ns	-0.01 ***	Ns	Ns	Ns	-0.01 ***
]100,250]	Réf	Réf	Réf	Réf	Réf	Réf	Réf	Réf	Réf	Réf	Réf	Réf	Réf	Réf	Réf	Réf	Réf	Réf
]250,500]	Ns	Ns	0.01 **	-0.02 **	-0.006 **	0.01 **	Ns	0.03 ***	Ns	Ns	Ns	0.08 ***	0.01 ***	0.02 ***	0.01 ***	0.01 *	0.01 **	0.02 ***
]500 et plus	-0.01 **	-0.02 *	Ns	Ns	-0.009 **	Ns	0.01 *	0.04 **	Ns	Ns	Ns	0.09 ***	0.007 *	0.04 ***	Ns	Ns	0.01 **	0.06 ***

Source : Fichier issu de l'appariement 1) du panel des autorisations annuelles de chômage partiel reconstitué à partir des fichiers mensuels d'autorisation de chômage partiel de 1995 à 2005 (DARES, DDTEFP) ; 2) le fichier « Accords 35 heures » (DARES, URSSAF) ; 3) les fichiers BRN de 1994 à 2003 (INSEE) ; 4) les fichiers DMMO de 1996 à 2004 (INSEE, DARES) ; 5) les fichiers UNEDIC de 1995 à 2003
 Champ : 885 établissements de France métropolitaine de 50 salariés et plus, ayant eu recours au chômage partiel entre 1995 et 2000 et appartenant au secteurs d'activité suivants : industrie, construction et tertiaire
 La significativité : *** à 1% ; ** à 5% ; * à 10 % et Ns = non significatif
 Lecture : Total = échantillon total ; NR = sous-échantillon des établissements ayant un usage non récurrent des autorisations de chômage partiel ; R = sous-échantillon des établissements ayant un usage récurrent des autorisations de chômage partiel.

Tableau 25 : Impact du chômage partiel autorisé sur les taux d'évolution des CDD, des CDI et de l'intérim (les modèles d'appariement sélectif - estimateur à noyau)

Effet moyen	TEV_CDD			TEV_CDI			VAR_INTERIM		
	Total	NR	R	Total	NR	R	Total	NR	R
Global	-0.0145 ***	-0.0277 ***	-0.0130 ***	-0.0232 ***	-0.0270 ***	-0.0179 ***	-0.0341 ***	-0.0368 ***	-0.0346 ***
Non-traités	-0.0146 ***	-0.0278 ***	-0.0132 ***	-0.0231 ***	-0.0271 ***	-0.0177 ***	-0.0341 ***	-0.0368 ***	-0.0344 ***
Traités	-0.0139 ***	-0.0249 ***	-0.0122 ***	-0.0239 ***	-0.0240 ***	-0.0184 ***	-0.0342 ***	-0.0369 ***	-0.0350 ***

Source : Fichier issu de l'appariement 1) du panel des autorisations annuelles de chômage partiel reconstitué à partir des fichiers mensuels d'autorisation de chômage partiel de 1995 à 2005 (DARES, DDTEFP) ; 2) le fichier « Accords 35 heures » (DARES, URSSAF) ; 3) les fichiers BRN de 1994 à 2003 (INSEE) ; 4) les fichiers DMMO de 1996 à 2004 (INSEE, DARES) ; 5) les fichiers UNEDIC de 1995 à 2003
 Champ : 885 établissements de France métropolitaine de 50 salariés et plus, ayant eu recours au chômage partiel entre 1995 et 2000 et appartenant aux secteurs d'activité suivants : industrie, construction et tertiaire
 La significativité : *** à 1% ; ** à 5% ; * à 10% et Ns = non significatif
 Lecture : Total = échantillon total ; NR = sous-échantillon des établissements ayant un usage non récurrent des autorisations de chômage partiel ; R = sous-échantillon des établissements ayant un usage récurrent des autorisations de chômage partiel.

Les établissements ayant un usage « récurrent » du chômage partiel ont-ils un comportement spécifique dans leur gestion des contrats atypiques? Dans ces établissements la baisse des contrats à durée limitée est moins sensible au recours au chômage partiel que dans les autres. En effet, les diminutions des taux d'évolution de l'emploi de ces contrats sont plus importantes sur le sous-échantillon des établissements non-récurrents (NR) avec les modèles d'appariement sélectif.

Mais pourquoi les effectifs de salariés en contrats atypiques diminuent-ils ? Cela reflète une moindre contractualisation des établissements lorsque ces derniers connaissent des épisodes de chômage partiel. Ce phénomène se traduit par une baisse simultanée des taux d'entrée et de sortie en CDD. En effet, quelque le modèle économétrique utilisé les taux d'entrées en CDD diminuent de 3% et les taux de sortie de 1,4%(cf. annexe 20 et 22). Les entrées diminuant plus rapidement que les sorties, il en résulte une baisse des effectifs en CDD.

Dans les établissements qui recourent au chômage partiel cette baisse d'effectifs n'est pas spécifique aux CDD et à l'intérim. Elle concerne également les salariés en CDI⁵¹. Ainsi le

51 Nous avons également vérifié si le chômage partiel autorisé conduit à une augmentation ou une diminution de l'utilisation des formes de contrats à durée limitée. Pour cette raison nous avons défini un taux des contrats à durée limitée (voir annexe 16) comme le rapport entre la somme du taux d'évolution de l'emploi en CDD et en intérim et le taux d'évolution de l'emploi en CDI. Autrement dit, quelle est la part des contrats à durée limitée dans les contrats « traditionnels ». A partir de ce taux nous avons construit une variable dichotomique qui est égale à 1 si $|T_{CDL}| \geq 1$ alors $T_{CDL}=1$, sinon $T_{CDL}=0$. Sans aucune surprise on détermine avec l'aide des modèles à effets fixes et d'appariement sélectif que les autorisations de chômage partiel n'ont pas d'impact sur le taux de contrats à durée limitée. De plus on se pose la question si le chômage partiel marque le début d'une trajectoire de contrats à durée limitée pour les établissements? Pour vérifier cela on a mis en place des régressions

chômage partiel implique une baisse de 2,4% du taux d'évolution de l'emploi en CDI (cf. tableau 25) provenant d'une diminution de 1% des entrées une hausse de le même ordre de grandeur des sorties (cf. annexes 21 et 23). Cette tendance pose la question du licenciement économique notamment suite au recours au chômage partiel qui sera traitée dans la prochaine section.

Globalement, le chômage partiel conduit à une diminution de 4% des entrées et des sorties de l'établissement quel que soit le test économétrique utilisé (cf. tableaux 26 et 27). Cette réduction des flux traduit un moindre renouvellement de la main d'œuvre au sein des établissements recourant au chômage partiel de manière récurrente. De ce point de vue, ce résultat tendrait à montrer que le chômage partiel joue son rôle stabilisateur de maintien en emploi des salariés. Néanmoins, en décomposant les flux, nous remarquons que la réduction des flux globaux associée au chômage partiel provient de la chute des flux de CDD (4%) mais n'est pas retrouvée pour les CDI. Il ne s'agirait donc pas d'un maintien dans l'emploi du cœur du métier.

où les autorisations de chômage partiel sont prises en t-1 et les autres variables sont en t. de ce fait nous avons introduit un retard. Les coefficients sont encore une fois nuls.

Tableau 26 : Impact du chômage partiel autorisé sur le renouvellement de la main d'œuvre (modèles à effets fixes)

Variables	FLUX_TOTAL					
	Total		NR		R	
	Naïf	E F	Naïf	E F	Naïf	E F
Constante	0.19 ***	Ns	0.13 ***	Ns	0.26 ***	Ns
chômage partiel	-0.04 ***	-0.05 ***	Ns	-0.07 ***	-0.05 ***	-0.04 ***
RTT	-0.02 **	Ns	Ns	Ns	-0.05 ***	Ns
Type établissement (Réf. usage récurrent)	0.04 ***					
% femmes	0.40 ***	Ns	0.65 ***	Ns	0.24 ***	Ns
Conjoncture	Ns	Ns	Ns	Ns	Ns	Ns
Secteur activité						
Industrie	Réf		Réf		Réf	
Construction	0.10 ***		0.17 ***		0.06 ***	
Tertiaire	0.68 ***		0.63 ***		0.68 ***	
Taille établissement						
[50,100]	0.05 ***	0.03 **	Ns	Ns	0.06 ***	Ns
]100,250]	Réf	Réf	Réf	Réf	Réf	Réf
]250,500]	-0.03 **	Ns	Ns	Ns	-0.05 ***	Ns
]500 et plus	-0.06 ***	Ns	-0.07 *	Ns	-0.06 ***	Ns

Source : Fichier issu de l'appariement 1) du panel des autorisations annuelles de chômage partiel reconstitué à partir des fichiers mensuels d'autorisation de chômage partiel de 1995 à 2005 (DARES, DDTEFP) ; 2) le fichier « Accords 35 heures » (DARES, URSSAF) ; 3) les fichiers BRN de 1994 à 2003 (INSEE) ; 4) les fichiers DMMO de 1996 à 2004 (INSEE, DARES) ; 5) les fichiers UNEDIC de 1995 à 2003
 Champ : 885 établissements de France métropolitaine de 50 salariés et plus, ayant eu recours au chômage partiel entre 1995 et 2000 et appartenant aux secteurs d'activité suivants : industrie, construction et tertiaire
 La significativité : *** à 1% ; ** à 5% ; * à 10% et Ns = non significatif
 Lecture : Total = échantillon total ; NR = sous-échantillon des établissements ayant un usage non récurrent des autorisations de chômage partiel ; R = sous-échantillon des établissements ayant un usage récurrent des autorisations de chômage partiel.

Tableau 27 : Impact du chômage partiel autorisé sur le renouvellement de la main d'œuvre (modèles d'appariement sélectif - estimateur à noyau)

Effet moyen	FLUX_TOTAL		
	Total	NR	R
Global	-0.0535 ***	Ns	-0.0486 ***
Non-traités	-0.0547 ***	Ns	-0.0498 ***
Traités	-0.0456 ***	Ns	-0.0438 ***

Source : Fichier issu de l'appariement 1) du panel des autorisations annuelles de chômage partiel reconstitué à partir des fichiers mensuels d'autorisation de chômage partiel de 1995 à 2005 (DARES, DDTEFP) ; 2) le fichier « Accords 35 heures » (DARES, URSSAF) ; 3) les fichiers BRN de 1994 à 2003 (INSEE) ; 4) les fichiers DMMO de 1996 à 2004 (INSEE, DARES) ; 5) les fichiers UNEDIC de 1995 à 2003
 Champ : 885 établissements de France métropolitaine de 50 salariés et plus, ayant eu recours au chômage partiel entre 1995 et 2000 et appartenant aux secteurs d'activité suivants : industrie, construction et tertiaire
 La significativité : *** à 1% ; ** à 5% ; * à 10% et Ns = non significatif
 Lecture : Total = échantillon total ; NR = sous-échantillon des établissements ayant un usage non récurrent des autorisations de chômage partiel ; R = sous-échantillon des établissements ayant un usage récurrent des autorisations de chômage partiel.

IV- L'impact des autorisations de chômage partiel sur les licenciements économiques

Le chômage partiel autorisé diminue-t-il les licenciements économiques⁵² ? Son efficacité dépend-t-elle de la récurrence avec laquelle il est mobilisé ? Nous répondons à ces questions en analysant les licenciements économiques entre 1996 et 2004.

IV-1- La démarche empirique

Encore une fois, estimer l'impact du chômage partiel sur les licenciements économiques implique de résoudre le problème de l'hétérogénéité inobservée et du biais de sélection. Comme dans la partie précédente, des modèles à effets fixes et des modèles d'appariement sélectif sont estimés. La méthode empirique est néanmoins sensiblement différente. En effet, les licenciements économiques sont décrits à la fois par des variables qualitatives et quantitatives (discrètes et continues). La première mesure (*LE*) indique s'il y a licenciement économique ou non (variable qualitative dichotomique). La deuxième mesure (*NBLE*) donne le nombre des licenciements économiques. Dans notre échantillon, les licenciements économiques ne sont jamais massifs. Cette variable quantitative discrète doit donc être considérée comme bornée. Enfin, le taux de sortie par licenciements économiques (*TS_LE*) et la proportion que ces derniers occupent dans les sorties (*%sortie_LE*) sont des variables continues. Fort heureusement, peu d'établissements licencient. Dans de nombreux cas la valeur de ces variables est donc nulle. Différents modèles économétriques sont de ce fait mis en œuvre pour prendre en compte la spécificité des variables endogènes étudiées.

Ce type de modélisation permet de tenir compte des caractéristiques observables et inobservables qui restent stables dans le temps dans le cas où la variable endogène est une variable dichotomique (*LE*) (cf. encadré 2). Nous utilisons comme variables de contrôle les variables présentées dans l'annexe 19. Un modèle logistique à effets fixes retardé est également mis en œuvre (le chômage partiel est à la date $t-1$ et les autres variables sont à la date t).

⁵² Même si les licenciements pour motif personnel sont trois fois plus importants que les licenciements économiques et que l'on considère qu'ils tendent à se substituer aux licenciements économiques, nous avons décidé de travailler exclusivement avec l'indicateur des licenciements économiques. Ce choix a été conditionné par le fait qu'on ne peut pas identifier l'usage dévoilé des licenciements pour motif personnel.

IV-1-1 Les modèles logistiques à effets fixes

Encadré 2 : Les modèles logistiques à effets fixes

Ils ont comme variable expliquée une variable dichotomique. Pour $i = 1, \dots, 885$ et $t = 1996, \dots, 2004$, y_{it} représente la valeur de la variable dépendante pour l'individu i à la date t et y est contraint à prendre les valeurs 0 ou 1. Soit p_{it} la probabilité que $y_{it} = 1$. Il est convenable de supposer que la dépendance de p_{it} sur les variables explicatives est décrite par un modèle de régression logistique :

$$\log\left(\frac{p_{it}}{1-p_{it}}\right) = \mu_t + \beta x_{it} + \gamma z_i + \alpha_i$$

Où z_i est un vecteur colonne des variables qui décrivent les établissements mais qui ne varient pas dans le temps et x_{it} est un vecteur colonne des variables qui varient dans le temps pour chaque individu. Dans cette équation, μ_t est une constante qui peut varier dans le temps et β et γ sont des vecteurs ligne de coefficients. α_i représente toutes les différences entre les établissements qui sont stables dans le temps et pas autrement expliquées par z_i . On considère ainsi les α_i comme des paramètres individuels fixes.

IV-1-2 Les modèles de comptage

Dans le cas des variables quantitatives discrètes (*NBLE*), les modèles économétriques les plus adaptés sont les modèles de comptage (voir encadré 3 pour présentation). Les modèles de comptage développés dans cette section sont plus précisément construits à partir des lois négatives binomiales⁵³. Ils permettent de contrôler l'hétérogénéité non-observée. Nous mettons en place des modèles de comptage retardés ou non-retardés. Une limite de ce type de modèle est qu'il ne prend pas en compte la présence d'un nombre élevé de 0 (dans 75 % des cas *NBLE* prend la valeur 0).

Encadré 3 : Les modèles de comptage

Le modèle de base de la littérature économétrique pour la représentation et l'analyse des données de comptage est le modèle de Poisson. La variable endogène, par exemple, le nombre de mouvements de sortie par licenciement économique pour l'établissement i durant la période 1996-2004, noté $NBLE_i$ est supposé suivre une loi de Poisson. La probabilité pour qu'un établissement i ait $NBLE$ mouvements de sortie par licenciement économique est :

$$\text{Prob}(NBLE_i = NBLE) = \frac{e^{-\lambda_i} \lambda_i^{NBLE}}{NBLE!} ; NBLE \in \mathbb{N} ; \lambda_i > 0 ; i = 1, \dots, n$$

où λ est le paramètre de la distribution de Poisson tel que : $E(NBLE_i) = \text{Var}(NBLE_i) = \lambda$.

⁵³ Généralement les modèles de comptage sont utilisés pour des valeurs discrètes pas trop élevées. Pour respecter cela, nous considérons que pour des valeurs supérieures ou égales à 10, $NBLE=10$.

Ce paramètre est lié à p variables exogènes par la forme log-linéaire $\log NBLE_i = x_i \beta$; $i = 1, \dots, n$. x_i est un vecteur (1,p) associé au vecteur de paramètre β (p,1). Le choix de la spécification log-linéaire s'explique par la nécessité essentielle d'avoir des paramètres λ_i positifs.

IV-1-3 Les modèles Tobit simples

Ces modèles sont très adaptés lorsqu'on travaille avec des variables continues mais limitées, c'est-à-dire qui présentent beaucoup de valeurs 0 (voir encadré 4 pour la présentation du modèle). C'est le cas des variables TS_LE et %sortie_LE. Nous mettons en place non seulement des modèles Tobit simples mais également des modélisations Tobit avec biais de sélection et des autres modélisations Tobit avec biais de sélection et avec effets fixes. Les modèles Tobit avec biais de sélection ont été réalisés en deux étapes. D'abord on explique le fait de bénéficier des autorisations de chômage partiel par rapport à un ensemble de variables de contrôle (les variables de l'annexe 19). Ensuite, on récupère les probabilités estimées (\hat{p}) et on calcule la différence entre les réalisations de *chômage partiel* (p) et les \hat{p} . Après dans le modèle Tobit au lieu de travailler avec la variable dichotomique *chômage partiel* nous utilisons cette différence. Le modèle Tobit avec biais de sélection et effets fixes est construit de la même manière sauf quand on récupère les \hat{p} on tient compte des caractéristiques observables et non-observables qui sont stables dans le temps.

Encadré 4 : Les modèles Tobit simples

Du fait d'une proportion importante d'absence de mouvements de sortie par licenciement économique (valeur nulle des variables endogènes TS_LE et %sortie_LE), une estimation fondée sur les modèles linéaires du type MCO n'est pas adaptée à l'analyse de l'impact des autorisations de chômage partiel sur les licenciements économiques. En revanche, le modèle Tobit (Tobin, 1958) se prête à des variables dépendantes continues avec un nombre élevé de valeurs 0 en cas de non participation (comme dans le cas des variables TS_LE et %sortie_LE). Ces deux variables ont des valeurs nulles car les établissements n'ont pas eu des mouvements de sortie par licenciement économique sur la période étudiée. Pour ces établissements nous avons des informations sur le fait d'avoir bénéficié des autorisations de chômage partiel mais pas d'observations sur les licenciements économiques : un échantillon censuré. Pour tenir compte des biais potentiels de sélection, nous avons également mis en place des modélisations Tobit avec biais de sélection mais que ne seront pas présentés. Le modèle Tobit simple est défini de la manière suivante:

$$y_i^* = x_i \beta + \varepsilon_i, \quad \forall i = 1, \dots, N$$

$$y_i = \begin{cases} y_i^* & \text{si } y_i^* > 0 \\ 0 & \text{sinon} \end{cases}$$

où $x_i = (x_i^1 \dots x_i^K)$ avec $i = 1, \dots, N$ désigne un vecteur de caractéristiques observables et où $\beta = (\beta_1 \dots \beta_K)' \in \mathbb{R}^K$ est un vecteur de paramètres inconnus et où les perturbations ε_i sont distribuées selon une loi $N(0, \sigma_\varepsilon^2)$.

IV-1-4 Les modèles d'appariement sélectif

Les modèles d'appariement sélectif utilisés dans cette partie sont plus complexes que ceux utilisés jusqu'à présent. Premièrement nous testons des modèles d'appariement sur des différences premières afin de prendre en compte les effets individuels inobservés. Nous les avons mis en place sur les variables *TS_LE* et *%sortie_LE* afin d'étudier la robustesse des résultats. Deuxièmement, des modèles multitraitement sont mis en œuvre⁵⁴. (cf. encadré 5).

Encadré 5 : Les modèles d'appariement sélectif avec multitraitement

L'accès à un des N traitements est représenté par la variable aléatoire $T \in \{1, \dots, N\}$ où $N > 1$. A ces N traitements correspondent N variables de résultat (Y_1, \dots, Y_N) , plus la variable de résultat associée à l'absence de traitement (Y_0) . Seule l'une de ces $N+1$ variables de résultats potentiels est observée. L'hypothèse principale est que l'affectation des traitements est aléatoire par rapport à un nombre de variables de contrôle : $(Y_0, Y_1, \dots, Y_N) \perp T | X$. Comme

conséquence $(Y_N, Y_{N'}) \perp \Pi^{N/N'}(X), \forall \{N, N'\}$, avec $\Pi^{N/N'}(X) = \frac{\Pi^N(X)}{\Pi^N(X) + \Pi^{N'}(X)}$ et

$\Pi^N(X) = \Pr(T = N | X)$. Nous comparons plus particulièrement chaque traitement avec la situation sans traitement. Estimation en appariant le résultat pour chaque bénéficiaire du traitement N avec la moyenne pondérée des résultats des non-bénéficiaires sur la base du score conditionnel $\Pi^{N/0}(X)$.

IV-1-5 Résumé des tests économétriques

Finalement, pour mesurer l'impact du chômage partiel sur les licenciements économiques ces estimations nous allons comparer les résultats obtenus par ces différentes méthodes. Le tableau 28 résume l'ensemble des tests effectués.

Dans la prochaine section, nous ne présentons pas l'ensemble des résultats, mais nous nous concentrons, d'une part sur le licenciement économique comme variable dichotomique (il y a licenciement économique ou non) et, d'autre part sur les deux ratios suivants : le nombre de

⁵⁴ Cette présentation s'appuie sur Fougère (2005).

licenciements économiques rapportés aux effectifs et le nombre de licenciements économiques rapportés aux sorties. Autrement dit, les tableaux 29 à 32 présentent un modèle logistique à effets fixes, des modèles Tobit simples et des modèles d'appariement sélectif⁵⁵. Dans l'ensemble des régressions sont prises en compte les variables de taille, secteur et conjoncture.

Tableau 28: Synthèse des tests menés pour l'étude du lien entre chômage partiel et les licenciements économiques

Nom de la variable expliquée	Nature de la variable expliquée	Les modèles utilisés	Les échantillons utilisés
LE	Qualitative Dichotomique	- Modèles logistiques - Modèles logistiques à effets fixes (simultanément et retardé) - Modèle d'appariement sélectif	- Echantillon total - Echantillon usage non récurrent de chômage partiel - Echantillon usage récurrent de chômage partiel
NBLE	Quantitative Discrète ≥0	- Modèles comptage - Modèles comptage à effets fixes (simultanément et retardé)	- Echantillon total - Echantillon usage non récurrent de chômage partiel - Echantillon usage récurrent de chômage partiel
TS_LE, %sorties_LE	Continue limitée (part importante de valeurs nulles)	-Modèle Tobit simple -Modèle Tobit avec biais de sélection -Modèle Tobit avec biais de sélection et à effets fixes (2 ^{ème} étape) - Modèle d'appariement Sélectif - Modèle d'appariement sélectif sur des variations (uniquement sur l'échantillon global) - Modèle d'appariement sélectif avec multitraitement (sur l'échantillon global et sur la variable <i>TS_LE</i>)	- Echantillon total - Echantillon usage non récurrent de chômage partiel - Echantillon usage récurrent de chômage partiel

⁵⁵ Les autres modélisations sont présentées dans les annexes.

IV-2- Les résultats

Quel que soit le type de régression utilisé, les résultats sont identiques : les autorisations de chômage partiel augmentent les licenciements économiques. Ce résultat interroge l'efficacité du chômage partiel en termes de protection de l'emploi. Notons néanmoins que lorsque nous ne contrôlons pas la « sélectivité », l'impact des autorisations de chômage partiel sur les licenciements économiques est beaucoup plus faible (tableau 29 par rapport au tableau 30). En effet, il existe entre le chômage partiel et les licenciements économiques une relation causale difficile à expliquer. Les établissements qui bénéficient d'autorisations de chômage partiel pour une année donnée le font du fait de graves difficultés (économiques la plupart du temps), et en même temps, ces difficultés expliquent le recours aux licenciements économiques. Lorsqu'on tente de contrôler ce biais (voir aussi les annexes 26 et 27 sur les modélisations Tobit avec biais de sélection), la relation entre les deux phénomènes reste positive mais très faible. En retardant d'une année la présence des autorisations de chômage partiel, cette liaison reste également positive (cf. annexe 26 et 27 modélisation Tobit avec biais de sélection retardé d'une année). Cela souligne la robustesse des résultats.

Le tableau 30 présente les résultats des modèles d'appariement sélectif. Les effets moyens pour les traités, les non traités et globalement sont calculés pour la variable dichotomique et les deux ratios. Nous obtenons un effet moyen positif quelle que la modélisation choisie.

Il est logique d'obtenir les valeurs les plus élevées pour la variable *dichotomique* car ici on ne mesure pas l'intensité des licenciements économiques mais uniquement le fait d'avoir connu des mouvements de licenciement économique. Nous observons que la présence du chômage partiel conduit à une augmentation de 1% de la part des mouvements de licenciements dans l'effectif de l'établissement. Même si nous retrouvons un impact positif des autorisations de chômage partiel, cela est pourtant très faible. Les effets moyens de l'impact du chômage partiel sur la part des licenciements économiques dans le total des mouvements de sortie sont de l'ordre de 4%.

Tableau 29 : L'impact du chômage partiel sur les licenciements économiques avec des modélisations logistiques à effets fixes et des modélisations Tobit simples

Variables	LE avec logit à effets fixes			TS_LE Tobit simple			%sortie_LE Tobit simple		
	Total	NR	R	Total	NR	R	Total	NR	R
<i>Constante</i>	Ns	Ns	-1.12 ***	-0.12 ***	-0.10 ***	-0.13 ***	-0.38 ***	-0.33 ***	-0.41 ***
<i>chômage partiel</i>	0.79 ***	0.84 ***	0.80 ***	0.03 ***	0.03 ***	0.03 ***	0.12 ***	0.11 ***	0.12 ***
<i>RTT</i>	0.30 **	Ns	0.34 **	0.01 ***	Ns	0.02 ***	0.05 ***	Ns	0.07 ***
<i>Type établissement (Réf. usage récurrent)</i>				-0.008 **			-0.02 **		
<i>% femmes</i>	1.64 *	Ns	Ns	0.04 ***	0.02 **	0.01 ***	0.10 ***	Ns	0.14 ***
<i>Conjoncture</i>	Ns	Ns	Ns	Ns	Ns	Ns	Ns	Ns	Ns
<i>Secteur activité</i>									
Industrie				0.02 ***	0.02 ***	Ns	0.10 ***	0.08 ***	0.10 **
Construction				Ns	Ns	Ns	Ns	Ns	Ns
Tertiaire				Réf	Réf	Réf	Réf	Réf	Réf
<i>Taille établissement</i>									
[50,100]	0.70 ***	Ns	1.04 ***	Ns	Ns	Ns	Ns	Ns	Ns
]100,250]	Réf	Réf	Réf	Réf	Réf	Réf	Réf	Réf	Réf
]250,500]	Ns	0.76 **	-0.63 ***	0.01 ***	0.01 ***	Ns	0.05	0.07 ***	0.04 **
]500 et plus	Ns	Ns	Ns	Ns	Ns	Ns	Ns	Ns	Ns

Source : Fichier issu de l'appariement 1) du panel des autorisations annuelles de chômage partiel reconstitué à partir des fichiers mensuels d'autorisation de chômage partiel de 1995 à 2005 (DARES, DDTEFP) ; 2) le fichier « Accords 35 heures » (DARES, URSSAF) ; 3) les fichiers BRN de 1994 à 2003 (INSEE) ; 4) les fichiers DMMO de 1996 à 2004 (INSEE, DARES) ; 5) les fichiers UNEDIC de 1995 à 2003
 Champ : 885 établissements de France métropolitaine de 50 salariés et plus, ayant eu recours au chômage partiel entre 1995 et 2000 et appartenant aux secteurs d'activité suivants : industrie, construction et tertiaire

La significativité : *** à 1% ; ** à 5% ; * à 10 % et Ns = non significatif

Lecture : Total = échantillon total ; NR = sous-échantillon des établissements ayant un usage non récurrent des autorisations de chômage partiel ; R = sous-échantillon des établissements ayant un usage récurrent des autorisations de chômage partiel.

En outre pour les deux taux (TS_LE et POUR_LE), les effets sont plus importants lorsqu'on utilise les échantillons des établissements récurrents : dans ce cas, on prend en compte l'intensité des licenciements. En revanche, pour la variable LE, l'effet le plus fort est enregistré sur l'échantillon des établissements non-récurrents car on considère la fréquence d'apparition des licenciements.

Il existe deux limites à ces résultats : d'une part, puisque nous travaillons sur un échantillon où l'apparition du chômage partiel est surévaluée (et les établissements sont donc pérennes sur la période d'analyse), les établissements connaissent plus souvent des difficultés économiques. Ainsi, même si le chômage partiel a pour but d'éviter les licenciements, on peut

supposer que certains établissements sont obligés de licencier malgré tout une partie des effectifs. D'autre part, nous ne contrôlons pas les biais liés à la différence de temporalité des phénomènes : le chômage partiel est un outil conjoncturel qui se manifeste pour des courtes périodes (maximum quatre semaines), alors que les licenciements économiques sont agrégés au niveau annuel. Par conséquent, nous ne pouvons pas observer les éventuels délais de licenciement liés au recours au chômage partiel au cours d'une année.

Tableau 30 : L'impact du chômage partiel sur les licenciements économiques avec les modèles d'appariement sélectif (estimateur à noyau)

Effet moyen	LE			TS_LE			POUR_LE		
	Total	NR	R	Total	NR	R	Total	NR	R
Global	0.0964 ***	0.0900 ***	0.0911 ***	0.0096 ***	0.0056 ***	0.0083 ***	0.0425 ***	0.0314 ***	0.0418 ***
Non-traités	0.0936 ***	0.0860 ***	0.0862 ***	0.0094 ***	0.0055 ***	0.0079 ***	0.0422 ***	0.0312 ***	0.0411 ***
Traités	0.1065 ***	0.1333 ***	0.1023 ***	0.0101 ***	0.0068 ***	0.0092 ***	0.0438 ***	0.0332 ***	0.0434 ***

Source : Fichier issu de l'appariement 1) du panel des autorisations annuelles de chômage partiel reconstitué à partir des fichiers mensuels d'autorisation de chômage partiel de 1995 à 2005 (DARES, DDTEFP) ; 2) le fichier « Accords 35 heures » (DARES, URSSAF) ; 3) les fichiers BRN de 1994 à 2003 (INSEE) ; 4) les fichiers DMMO de 1996 à 2004 (INSEE, DARES) ; 5) les fichiers UNEDIC de 1995 à 2003
 Champ : 885 établissements de France métropolitaine de 50 salariés et plus, ayant eu recours au chômage partiel entre 1995 et 2000 et appartenant aux secteurs d'activité suivants : industrie, construction et tertiaire
 La significativité : *** à 1% ; ** à 5% ; * à 10 % et Ns = non significatif
 Lecture : Total = échantillon total ; NR = sous-échantillon des établissements ayant un usage non récurrent des autorisations de chômage partiel ; R = sous-échantillon des établissements ayant un usage récurrent des autorisations de chômage partiel.

Nous voulons affiner l'analyse de l'impact du chômage partiel sur les licenciements économiques (pour la variable *TS_LE*). Pour cela nous mettons en place un modèle d'appariement sélectif avec multitraitement. Dans ce cas nous prenons en compte l'intensité de l'utilisation des autorisations de chômage partiel et plus précisément nous travaillons avec la durée d'affectation par salariés du chômage partiel (mesurée en jours de chômage partiel autorisés) :

$$Durée_{it} = \frac{NJA_{CP_{it}}}{NB_{SAL_{it}}}$$

Où *NJA_chômage partiel* définit le nombre de jours autorisés de chômage partiel et *NB_SAL* définit le nombre de salariés affectés par les autorisations de chômage partiel.

Le multitraitement s'écrit de la manière suivante⁵⁶ :

⁵⁶ Les valeurs de la variable de traitement sont déterminées hors absence du traitement en fonction des quartiles de la variable *Durée*.

$$T = \begin{cases} 0 & \text{si } durée = 0 \\ 1 & \text{si } 0 < durée \leq 3 \\ 2 & \text{si } 3 < durée \leq 5 \\ 3 & \text{si } 5 < durée \leq 8 \\ 4 & \text{si } durée > 8 \end{cases}$$

Dans ce cas, les scores sont obtenus à l'aide d'un logit polytomique ordonné. En comparant chaque modalité de 1 à 4 par rapport à 0 (au cas d'absence du traitement), on obtient les résultats du tableau 31. Il semble mettre en évidence le résultat suivant : plus la durée de chômage partiel par salarié est longue, moins les licenciements économiques sont importants (0,0062 contre 0,005).

Tableau 31: L'impact du chômage partiel (variable polytomique) sur les licenciements économiques (*TS_LE*) avec les modèles d'appariement sélectif (estimateur à noyau)

Effet moyen	Comparaison 1 vs.0	Comparaison 2 vs.0	Comparaison 3 vs.0	Comparaison 4 vs.0
Global	0.0078 ***	0.0066 ***	0.0056 ***	0.0056 ***
Non-traités	0.0080 ***	0.0067 ***	0.0056 ***	0.0057 ***
Traités	0.0062 ***	0.0052 ***	0.0052 ***	0.0050 ***

Source : Fichier issu de l'appariement 1) du panel des autorisations annuelles de chômage partiel reconstitué à partir des fichiers mensuels d'autorisation de chômage partiel de 1995 à 2005 (DARES, DDTEFP) ; 2) le fichier « Accords 35 heures » (DARES, URSSAF) ; 3) les fichiers BRN de 1994 à 2003 (INSEE) ; 4) les fichiers DMMO de 1996 à 2004 (INSEE, DARES) ; 5) les fichiers UNEDIC de 1995 à 2003
 Champ : 885 établissements de France métropolitaine de 50 salariés et plus, ayant eu recours au chômage partiel entre 1995 et 2000 et appartenant aux secteurs d'activité suivants : industrie, construction et tertiaire
 La significativité : *** à 1% ; ** à 5% ; * à 10% et Ns = non significatif
 Lecture : Total = échantillon total ; NR = sous-échantillon des établissements ayant un usage non récurrent des autorisations de chômage partiel ; R = sous-échantillon des établissements ayant un usage récurrent des autorisations de chômage partiel.

Les modèles d'appariement sélectif ne tiennent généralement pas compte de l'hétérogénéité non-observée. Il peut ainsi exister un biais lorsqu'on mesure l'impact des autorisations de chômage partiel directement sur le niveau des variables de résultat (cf. Brodaty, Crépon et Fougère, 2005). Pour tenter de corriger de ce biais, les mêmes estimations sont mises en place sur les différences premières des variables *TS_LE* et *%sortie_LE*. De cette manière nous contrôlons des caractéristiques non-observables. Les méthodes d'appariement appliquées aux variations des variables de résultat marchent bien mais leur bonne performance dépend néanmoins de la richesse des variables de conditionnement : il subsiste en général un biais qui, bien qu'il ne soit pas le plus important, représente une fraction significative de la valeur

de l'effet du traitement. Les nouvelles variables endogènes se calculent à partir des formules suivantes :

$$DIF_TS_LE_t = TS_LE_t - TS_LE_{t-1}$$

$$DIF_ \%sortie_LE_t = \%sor_LE_t - \%sor_LE_{t-1}$$

Les résultats des modèles d'appariement sélectif à partir de ces deux variables sont présentés dans le tableau 32 et ils concernent l'échantillon des 885 établissements. Par rapport aux résultats du tableau 30, ceux-ci sont plus faibles. Dans l'annexe 24 nous présentons les résultats à partir d'un modèle Tobit avec biais de sélection dans lequel nous tenons compte des effets fixes. Pourtant le signe est toujours positif.

Tableau 32 : L'impact de la présence des autorisations de chômage partiel sur les licenciements économiques (en différences premières) avec les modèles d'appariement sélectif (estimateur à noyau)

<i>Effet moyen</i>	<i>DIF_TS_LE</i>	<i>DIF_%sortie_LE</i>
Global	0.0079 ***	0.0319 ***
Non-traités	0.0078 ***	0.0315 ***
Traités	0.0083 ***	0.0335 ***

Source : Fichier issu de l'appariement 1) du panel des autorisations annuelles de chômage partiel reconstitué à partir des fichiers mensuels d'autorisation de chômage partiel de 1995 à 2005 (DARES, DDTEFP) ; 2) le fichier « Accords 35 heures » (DARES, URSSAF) ; 3) les fichiers BRN de 1994 à 2003 (INSEE) ; 4) les fichiers DMMO de 1996 à 2004 (INSEE, DARES) ; 5) les fichiers UNEDIC de 1995 à 2003
 Champ : 885 établissements de France métropolitaine de 50 salariés et plus, ayant eu recours au chômage partiel entre 1995 et 2000 et appartenant aux secteurs d'activité suivants : industrie, construction et tertiaire
 La significativité : *** à 1% ; ** à 5% ; * à 10% et Ns = non significatif
 Lecture : Total = échantillon total ; NR = sous-échantillon des établissements ayant un usage non récurrent des autorisations de chômage partiel ; R = sous-échantillon des établissements ayant un usage récurrent des autorisations de chômage partiel.

En résumé, quelle que soit la méthode employée, le chômage partiel est associé à davantage des licenciements économiques. En outre, ce résultat concerne des établissements pérennes sur la période. Que se passe-t-il lorsqu'on intègre les établissements non-pérennes ?

Nous répondons à cette question de manière purement descriptive. Pour identifier la disparition d'un établissement, nous utilisons les fichiers annuels de l'UNEDIC couvrant la période 1996-2004, soit un fichier de plus de 2,3 millions d'établissements pour lesquels nous déterminons la dernière date d'apparition. Comme l'information est disponible jusqu'en 2003, si un établissement apparaît l'année 2003 cela signifie qu'il est toujours en « vie ». Si la dernière date d'apparition de l'établissement est antérieure à 2003, nous considérons que l'établissement a disparu. Nous apparions les fichiers UNEDIC avec le panel des autorisations

de chômage partiel et finalement nous détenons des informations pour 63 000 établissements (des 93 000 du panel du départ) qui ont bénéficié au moins une fois des autorisations de chômage partiel entre 1995 et 2005.

Environ 37 000 établissements (58 %) ont eu des autorisations de chômage partiel et sont toujours en vie en 2003. Le reste des établissements est classé en deux catégories : ceux pour lesquels il y a des incohérences entre le panel des autorisations de chômage partiel et les fichiers UNEDIC⁵⁷ (5 000 établissements) et ceux qui ont véritablement disparu⁵⁸. Un résultat fort qui se dégage en termes de statistiques descriptives est que 9 200 établissements (43 %) disparaissent l'année t en sachant qu'ils ont bénéficié des autorisations de chômage partiel en $t-1$ et/ou en t ⁵⁹.

⁵⁷ Même si les fichiers UNEDIC spécifiaient que les établissements n'existaient plus une année donnée, dans le panel chômage partiel on retrouve des autorisations après cette date.

⁵⁸ Pour ces établissements après la date de disparition trouvée avec l'aide des fichiers UNEDIC on ne retrouve plus d'informations quant à des autorisations dans le panel « chômage partiel ».

⁵⁹ Dans un travail futur on souhaite tout en contrôlant des biais de sélection de mesurer l'impact de ce type d'usage des autorisations de chômage partiel sur la disparition des établissements au niveau de l'économie (établissements du secteur privé industriel et commercial).

Conclusion partie III

Dans la partie précédente, nous avons constaté qu'en augmentant les marges de flexibilité interne, la réduction du temps de travail s'était substituée au chômage partiel. Constatant le besoin accru de flexibilité, dans cette partie, nous nous sommes interrogés sur les relations que le chômage partiel entretient avec les outils de flexibilité externe, notamment le recours aux contrats atypiques (intérim et CDD). Comme attendu, le chômage partiel apparaît substituable à l'intérim et aux CDD. Lorsqu'un établissement connaît des épisodes de chômage partiel, il ralentit ses « recrutements flexibles ». Néanmoins, cette relation de substitution est très faible lorsqu'on contrôle les effets fixes et les biais de sélection. Ce résultat souligne l'utilité du dispositif de chômage partiel. Il signifie que les établissements n'utilisent pas le chômage partiel dans le but de subventionner une stratégie de flexibilité. Ce dispositif semblerait plutôt pallier l'insuffisance des outils de flexibilité externe (CDD, intérim) qui ne permettraient pas de surmonter des difficultés conjoncturelles non-anticipées. Ce résultat est aussi valable pour les établissements ayant un usage récurrent du chômage partiel.

Par ailleurs, le chômage partiel remplit un rôle de stabilisation de la main d'œuvre dans l'emploi. En effet, les flux de main d'œuvre diminuent avec le recours au chômage partiel. Il ne peut donc pas être considéré comme un outil « subventionné » de renouvellement de la main d'œuvre. Néanmoins, ce résultat ne signifie pas pour autant qu'il protège du licenciement économique. Si les sorties de salariés diminuent globalement quand un établissement recourt au chômage partiel, ce n'est pas pour préserver les salariés du cœur de métier de l'établissement. En effet, la diminution des sorties semble davantage être liée à une moindre contractualisation en CDD, alors que les licenciements économiques augmentent. Cela remet-il en cause l'efficacité du chômage partiel ?

Nous avons cherché à déterminer l'impact du chômage partiel sur les licenciements économiques. Cela a nécessité de mettre en œuvre des modèles économétriques avancés qui contrôlent l'inobservabilité du comportement des employeurs et les biais de sélection, notamment la mauvaise conjoncture économique. Il ressort que le chômage partiel ne protège pas du licenciement économique. En ce sens, il freinerait le déclin des établissements en difficulté et ne serait pas efficace. Il convient cependant de relativiser cette interprétation en

termes d'efficacité. En effet, travailler sur un échantillon cylindré comme nous l'avons fait, ne permet pas d'appréhender le processus de survie des établissements. Par ailleurs, pour juger de l'efficacité du dispositif de chômage partiel, il faudrait pouvoir mener des analyses en termes de coût, ce qui n'est pas permis par les données mobilisées.

Bibliographie

- ABOWD JM., ALLAIN L., (1997), «The Washington State Short-Time Compensation Program and its Implication for European Work Share Programs», Working paper.
- ALLISON PD., (2005), Fixed Effects Regression Methods for Longitudinal Data Using SAS, SAS Institute, p. 168.
- ASKENAZY P., (2005), « Les effets emplois des 35 heures : une rapide revue critique des évaluations ex post », version préliminaire, sur le site CNAM.
- ASKENAZY P., BLOCH-LONDON C., ROGER M., (2004), « La réduction du temps de travail 1997-2003 : dynamique de construction des lois « Aubry » et premières évaluations », *Economie et Statistique*, n° 376-377, p.153- 171.
- ASKENAZY P., (2003), « La dynamique de l'organisation du travail lors de la réduction du temps de travail », *Economie et Prévision*, 158, p. 27-46.
- ATKINSON J. & MEAGER N., (1986), *Changing working patterns: How companies achieve flexibility to meet new needs*, NEDO, London.
- BECKER SO., ICHINO A., (2002), "Estimation of average treatment effects based on propensity scores", *The Stata Journal*, 2(4), 358-377.
- BERAUD M., (1994), « Le chômage partiel, un dispositif de protection de l'emploi, comparaison dans quatre pays européens », *Travail et emploi*, n° 61, p. 4-22.
- BERAUD M., LEFEVRE G., SIDHOUM N., (1994), *Le recours des entreprises au chômage partiel*, La Documentation française, 187 p.
- BILLOT A., BOURBONNAIS R., PORLIER P., (1996), « Stratégie de gestion de la main d'œuvre et configuration productive : une typologie » - *Les marchés internes du travail : de la microéconomie à la macroéconomie*, Economica, Paris, p.147-175.
- BLOCH-LONDON C., PHAM TH., ZILBERMAN S., (2003), «La mise en oeuvre des 35 heures», *Donées sociales 2002-2003*, Insee.

- BOYER R., (1986), *La flexibilité du travail en Europe*, Edition la Découverte, Paris.
- BRODATY T., CREPON B., FOUGERE D., (2005), «Les méthodes micro économétriques d'évaluation : développements récents et application aux politiques actives de l'emploi », *Economie et prévision*, à paraître.
- BRUNHES B., (1989), « La flexibilité du travail : Réflexions sur les modèles européens », *Droit social*, n° 3, p. 251-255.
- BUNEL M., (2006), « L'utilisation des modes de flexibilité par les établissements français », *Travail et Emploi*, n° 106, p. 7-24.
- BUNEL M., (2004), « Arbitrage entre flexibilité interne et externe : une étude empirique », *Document d'étude de la DARES*, n° 86.
- BUNEL M., (2004), « Aides incitatives et déterminants des embauches des établissements passés aux 35 heures », *Economie et Statistique*, n° 376-377, p.91-115.
- BUNEL M., (2004), « Les pratiques de flexibilité en 1999 : davantage complémentaires que substituables », *Premières Synthèses*, n°33.1, août.
- CAHUC P., (2004), « L'évaluation de la RTT : un apport méthodologique pour un bilan incertain », commentaire, *Economie et Statistique*, n° 376-377, p.199-203.
- CALAVREZO O., DUHAUTOIS R., WALKOWIAK E., (2007), "The Effect of Working Time Reduction on Short-Time Compensation: a French Empirical analysis", Document de travail, CEE, n°88, juillet.
- CALAVREZO O., DUHAUTOIS R., WALKOWIAK E., (2006), « Le chômage partiel: quelles tendances », Document de travail CEE, n°68, septembre, 42 p.
- CAVACO S., CORNU PAUCHET M., (2005), « L'effet des allègements de la loi Aubry 2 sur l'emploi : une évaluation microéconomique ex-post à partir des données URSSAF », version provisoire.
- CHOUVEL F., (1995), « Durée du travail et conjoncture : Problématique et impact du chômage partiel », *Premières Synthèses*, Dares, n°82, février.

- CREPON B., LECLAIR M., ROUX S., (2004), « RTT, productivité et emploi : nouvelles estimations sur données d'entreprises », *Economie et Statistique*, n° 376-377, pp. 55-89.
- CREPON B., DESPLATZ R., (2001), *Economie et Statistique*, n° 348, pp. 3-34.
- COUTROT T., (2000), « Les facteurs de recours aux contrats temporaires », *Premières Synthèses*, n°25.3.
- 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 ».
- DAVIS SJ., HALTIWANGER J., (1998), "Gross Job Flows", *Handbook of Labour Economics*, vol. 3 et4, Orley and Card eds.
- DOISNEAU L., (2000), « Les conventions de réduction du temps de travail de 1998 à 2000 : embaucher, maintenir les rémunérations, se réorganiser », *Premières Synthèses*, n° 45, novembre.
- DUHAUTOIS R., GONZALEZ L., (2006), « Hétérogénéité des contrats de travail dans les entreprises françaises », Rapport final, Convention CEE-DARES.
- DUHAUTOIS R., (2002), « Les réallocations d'emplois en France sont-elles en phase avec le cycle? », *Economie et Statistique*, n° 351, p. 87-103.
- EVEN K., KLEIN T., (2006), « La politique spécifique de l'emploi et de la formation professionnelle : un profit à moyen terme pour les participants ? Les exemples du CIE, du CES et du SIFE », *Document d'étude*, Dares, n° 113, avril.
- EVERAERE C., (1997), *Management de la flexibilité*, Economica, Paris, 203 p.
- FIOLE M., ROGER M., (2003), « Les effets sur l'emploi de la loi du 11 juin 1996 sur la réduction du temps de travail », *Economie et Statistique*, n° 357-358, pp. 117-148.
- GOUDSWAARD A. & de NANTEUIL M. (2000), «Flexibility and Working Conditions: a qualitative and comparative study in seven EU Member States», European Foundation for the Living and Working Conditions.

- GUBIAN A., JUGNOT S., LERAIS F., PASSERON V., (2004), « Les effets de la RTT sur l'emploi : des simulations ex ante aux évaluations ex post », *Economie et Statistique*, n° 376-377, p.25-54.
- HECKMAN J., ICHIMURA H., TODD P., (1997) “Matching as an econometric evaluation estimator: evidence from evaluating a job training program”, *Review of Economic Studies*, 64(4):605-654
- HECKMAN J., ICHIMURA H., TODD P., (1998) “Matching as an econometric evaluation estimator”, *Review of Economic Studies*, 65(2):261-294.
- HECKMAN J., SMITH J., 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.
- HOUSEMAN S.N., ABRAHAM K., (1995), Institutional Frameworks and Labour Market Performance: Comparative Views on the U.S. and German Economies, F. Buttler et al., eds., London, Routledge.
- LALLEMENT M., LEFEVRE G., (1996), « Le recours des entreprises françaises et allemandes au chômage partiel », *Premières Synthèses*, Dares, n° 131, avril.
- LALLEMENT M., LEFEVRE G., (1995), Le chômage partiel en France et en Allemagne, *Premières Synthèses*, Dares, n° 118.5, décembre
- LE CORRE V., (1998), « Les heures supplémentaires, le chômage partiel et la modulation du temps de travail – Trois modes d'ajustement au volume d'activité des entreprises », *Premières Synthèses*, Dares, n° 30.2.
- LEFRESNE F., TUCHSZIRER C., (2001), « Activités occasionnelles et dynamiques d'insertion des chômeurs : une comparaison de quatre pays européens (Belgique, Danemark, Pays-Bas, Royaume-Uni) », *Premières Synthèses*, Dares, n° 24.1, juin.
- MAC GUCKIN, R., STIROH, K., (1999), “Understanding Productivity Growth: Entry, Survival and the Competitive Process”, Research Report, The Conference Board, February, pp. 1-12.

- MOSLEY H. (1995), « Les dispositifs de chômage partiel en France, en Allemagne, en Italie et en Espagne : de l'intervention cyclique à l'intervention structurelle », *Observatoire de l'Emploi, Politiques*, n° 52, Hiver, MISEP, Bruxelles.
- PHAM H., (2002), « Les modalités de passage à 35 heures en 2000 », *Premières Synthèses*, n° 06.3, février.
- ROSEN S. (1985), « Implicit Contracts, a Survey », *Journal of Economic Literature*, 23 (3), p. 1144-1175.
- RUBIN D. (1974), “Estimating causal effects of treatments in randomized and non randomized studies”, *Journal of Educational Psychology*, 66:688-701.
- RUBIN D., ROSENBAUM P.R., (1983), “The Central Role of the Propensity Score in Observational Studies for Causal Effects”, *Biometrika*, 70 (1), pp.41-55.
- SOBEL ME., (2000), “Causal Inference in the Social Sciences “, *Journal of the American Statistical Association*, 95, 647-651.
- TARONDEAU J-C., (1999), *La flexibilité des entreprises*, Que sais-je, Paris, 127 p.
- TOMASINI M., (2003), « Depuis 10 ans, le turnover est en phase avec l'activité économique », *Premières Synthèses*, n°38.1, septembre.
- VALDELIEVRE H., (2005), « Forte baisse du recours au chômage partiel en 2004 », *Premières Synthèses*, Dares, n°50.2, décembre.
- WRIGHT R., (1991), « The labour market implications of unemployment insurance and short-term compensation », *Quarterly Review, Federal Reserve Bank of Minneapolis*, issue Sum, p.11-19.

Annexes

Annexe 1 : Structure des autorisations de chômage partiel en fonction des causes invoquées (/ nombre de jours de chômage partiel autorisés)

	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005
<i>Conjoncture économique</i>	89,6%	92,4%	93,1%	91,7%	90,1%	69,7%	77,9%	89,4%	92,4%	90,2%	90,4%
<i>Difficultés d'approvisionnement</i>	2,6%	1,0%	1,2%	1,7%	2,1%	3,2%	3,4%	1,5%	1,0%	0,8%	1,2%
<i>Sinistre</i>	0,8%	0,8%	1,0%	1,7%	1,6%	6,1%	5,0%	3,5%	2,0%	4,8%	3,6%
<i>Intempéries exceptionnelles</i>	1,1%	0,3%	1,1%	0,6%	1,3%	7,3%	1,0%	0,6%	1,8%	0,8%	0,4%
<i>Modernisation, restructuration, transformation</i>	0,7%	0,5%	0,7%	1,5%	2,0%	4,2%	2,8%	0,9%	0,8%	1,4%	1,3%
<i>Autre circonstance exceptionnelle</i>	4,8%	5,1%	2,9%	2,9%	2,9%	9,4%	10,0%	4,1%	2,0%	2,1%	3,2%
<i>Erreur saisie</i>	0,4%										

Source : DDTEFP et DARES

Champ : Etablissements de la France métropolitaine ayant des autorisations de chômage partiel
(tous les secteurs et tailles confondus ; privé et public)

Annexe 2 : Structure des autorisations de chômage partiel en fonction de forme prise par le dispositif (/ nombre de jours de chômage partiel autorisés)

	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005
<i>Réduction horaire</i>	91,6%	91,5%	91,6%	91,3%	92,4%	87,1%	84,5%	87,4%	91,2%	91,7%	89,7%
<i>dont tout l'établissement</i>	16,4%	15,6%	13,3%	10,8%	15,3%	16,3%	15,7%	30,2%	27,2%	27,2%	30,9%
<i>dont une partie de l'établissement</i>	75,2%	75,9%	78,3%	80,5%	77,0%	70,8%	68,9%	57,2%	64,0%	64,5%	58,8%
<i>Arrêt temporaire</i>	8,4%	8,4%	8,3%	8,5%	7,5%	12,6%	15,3%	12,6%	8,8%	8,3%	10,3%
<i>dont tout l'établissement</i>	2,5%	2,0%	1,6%	2,2%	2,0%	5,4%	5,0%	5,2%	4,0%	4,3%	4,6%
<i>dont une partie de l'établissement</i>	5,8%	6,4%	6,8%	6,2%	5,5%	7,2%	10,3%	7,4%	4,8%	4,1%	5,6%
<i>Autre cas</i>	0,0%	0,1%	0,1%	0,3%	0,1%	0,3%	0,1%				

Source : DDTEFP et DARES

Champ : Etablissements de la France métropolitaine ayant des autorisations de chômage partiel
(tous les secteurs et tailles confondus ; privé et public)

Annexe 3 : Structure des autorisations de chômage partiel en fonction de recours antérieur au dispositif (/ nombre de jours de chômage partiel autorisés)

	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005
<i>Aucun recours depuis 3 ans</i>	25,1%	20,3%	17,3%	17,4%	19,2%	34,4%	34,2%	33,9%	31,3%	27,0%	25,7%
<i>Recours au chômage partiel au cours des 3 années précédentes</i>	69,2%	79,1%	82,7%	82,6%	80,8%	65,6%	65,8%	62,9%	66,3%	69,8%	72,7%
<i>Non renseigné</i>	5,3%	0,6%	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%	3,1%	2,4%	3,2%	1,7%
<i>Erreur saisie</i>	0,4%										

Source : DDTEFP et DARES

Champ : Etablissements de la France métropolitaine ayant des autorisations de chômage partiel
(tous les secteurs et tailles confondus ; privé et public)

Observation : on remarque que sur la période d'analyse, les établissements qui en pourcentage ont couvert le plus du nombre de jours de chômage partiel autorisés sont les établissements qui au cours de trois années précédentes ont déjà bénéficié au moins une fois des autorisations de chômage partiel (cette catégorie d'établissements correspond aux établissements récurrents selon la deuxième définition de la récurrence). Ainsi on observe que les gros bénéficiaires des autorisations en volume, sont finalement ceux qui sont passés auparavant par le dispositif. Cela interroge sur l'usage uniquement conjoncturel de l'instrument stipulé dans les textes de loi.

Annexe 4 : Répartition sectorielle en 2004 (/ nombre de jours de chômage partiel autorisés)

	%
Agriculture, sylviculture et pêche	1
Industrie (total)	84
<i>Industries agricoles et alimentaires</i>	4
<i>Industrie des biens de consommation</i>	17
<i>dont: Habillement, cuir</i>	9
<i>Edition, imprimerie, reproduction</i>	2
<i>Industries des équipements du foyer</i>	6
<i>Industrie automobile</i>	4
<i>Industrie des biens d'équipement</i>	19
<i>dont: Construction navale, aéronautique et ferroviaire</i>	1
<i>Industries des équipements mécaniques</i>	13
<i>Industries des équipements électriques et électroniques</i>	4
<i>Industrie des biens intermédiaires</i>	40
<i>dont: Industries des produits minéraux</i>	3
<i>Industrie textile</i>	10
<i>Industrie du bois et du papier</i>	4
<i>Chimie, caoutchouc, plastiques</i>	5
<i>Métallurgie et transformation des métaux</i>	13
<i>Industrie des composants électriques et électroniques</i>	4
Construction	3
Tertiaire (total)	11
<i>Commerce</i>	4
<i>Transports</i>	1
<i>Services rendus aux entreprises</i>	4
<i>Services rendus aux particuliers</i>	2
<i>Education, Santé, Action sociale</i>	1

Note : seule la nomenclature de l'industrie est détaillée au niveau de la NAF 36.

Répartition en fonction de la taille en 2004 (/ nombre de jours de chômage partiel autorisés)

	%
Etablissements de [1, 20) salariés	21
Etablissements de [20, 50) salariés	21
Etablissements de [50, 500) salariés	44
Etablissements de 500 salariés et plus	14
Erreur saisie	1

Source : DDTEFP et DARES

Champ : Etablissements de la France métropolitaine ayant des autorisations de chômage partiel (tous les secteurs et tailles confondus ; privé et public)

Annexe 5 : Structure des effectifs salariés concernés par les autorisations de chômage partiel selon des formes d'aménagement et la réduction du temps de travail (/ nombre salariés touchés par les autorisations de chômage partiel)

	2002	2003	2004	2005
<i>Cadre général</i>	82,5%	79,5%	79,1%	81,6%
<i>Modulation</i>	14,1%	18,0%	17,6%	16,7%
<i>Jours RTT</i>	2,7%	2,1%	2,7%	1,3%
<i>Forfait H./hebdo</i>	0,1%	0,0%	0,1%	0,1%
<i>Forfait H./mensuel</i>	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%
<i>Forfait heures/an</i>	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%
<i>Forfait jours/an</i>	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%
<i>Equivalence</i>	0,3%	0,2%	0,2%	0,1%
<i>Autres</i>	0,3%	0,3%	0,3%	0,2%

Source : DDTEFP et DARES

Champ : Etablissements de la France métropolitaine ayant des autorisations de chômage partiel
(tous les secteurs et tailles confondus ; privé et public)

Annexe 6 : Les dispositifs sur l'aménagement et la réduction du temps de travail

La loi Robien

La loi du 11 juin 1996 dite « Robien » prévoit des aides incitatives (sous la forme des allègements de cotisations sociales proportionnels aux salaires) pour les entreprises qui mettent en œuvre une réduction du temps de travail. Cette loi est construite autour de deux volets : un volet offensif et un autre défensif.

L'objectif du volet offensif est de réduire le temps de travail dans l'entreprise tout en créant des nouveaux emplois. Pour que la firme bénéficie des aides elle doit réduire d'au moins 10 % (ou d'au moins 15 %) son temps de travail et d'augmenter également de 10 % (respectivement d'au moins 15 %) sa masse salariale. Une autre condition d'éligibilité aux aides est le maintien, pour au moins deux ans, du nouveau niveau d'emploi. Les aides sont accordées pour sept ans. Pour une réduction du temps de travail de 10 % elles sont de 40 % pour la première année et pour la suite de 30 %⁶⁰. Les aides incitatives peuvent être majorées en fonction de l'ampleur de la RTT et de la création d'emplois.

Le volet défensif de la loi « Robien » prévoit des aides incitatives pour les firmes qui en réduisant leur temps de travail évitent les licenciements économiques. Dans ce cas la réduction du temps de travail doit être d'au moins 10 % et de plus l'employeur s'engage à garder son niveau d'emploi pendant une durée déterminée par convention.

La loi « Aubry 1 »

La loi du 13 juin 1998 dite « Aubry 1 » fixe la durée légale du travail à 35 heures hebdomadaires au 1^{er} janvier 2000 pour les entreprises de plus de 20 salariés et au 1^{er} janvier 2002 pour les autres. Elle institue un système d'aides incitatives aux entreprises qui procèdent à une réduction collective du temps de travail afin de réduire de manière significative le chômage, avant le passage à la durée légale à 35 heures. Ce dispositif est proche de la loi « Robien ». On retrouve le volet offensif et le volet défensif.

Dans le volet offensif, l'entreprise doit s'engager à augmenter ses effectifs de 6 % en cas de réduction du temps de travail de 10 % (ou de 9 % pour une réduction du temps de travail de 15 %). L'aide est attribuée par convention entre l'entreprise et l'Etat pour une durée de 5 ans.

Le volet défensif est conforme à celui de la loi « Robien ». L'aide est attribuée par convention entre l'entreprise et l'Etat pour une durée initiale de 3 ans. Elle peut être prolongée par avenant pour 2 ans.

Pour bénéficier des aides incitatives, un accord entre les partenaires sociaux doit être conclu au niveau de l'établissement, de l'entreprise ou dans certains cas de la branche. Les aides incitatives prévues par cette loi dépendent de la date d'entrée en vigueur de la réduction du temps de travail prévue par l'accord. Dans le cas de la loi « Aubry 1 », les allègements sont forfaitaires et dégressifs. L'aide est attribuée pour chacun des salariés auxquels s'applique la réduction du temps de travail,

ainsi que pour les nouveaux embauchés. Cette aide se déduit du montant global des cotisations à la charge de l'employeur pour la période considérée. Le montant de l'aide peut être majoré si l'entreprise prend des engagements en termes d'emploi supérieurs au minimum obligatoire, en spécial s'il s'agit d'une petite entreprise ou si l'entreprise embauche le maximum possible prévu par la loi. Les aides sont également augmentées si les contrats proposés par la firme sont des CDI ou si l'entreprise est dite de « main d'œuvre »⁶¹. Le montant peut aussi être majoré si l'entreprise prend des engagements spécifiques en faveur d'emploi des jeunes, des personnes handicapées ou des chômeurs de longue durée.

La loi « Aubry 2 »

La loi de 19 janvier 2000 dite « Aubry 2 » confirme l'abaissement de la durée légale du travail à 35 heures hebdomadaires et précise les modalités de mise en œuvre (heures supplémentaires, temps de travail des cadres, modulation, temps partiel, Smic). La loi « Aubry 2 » remplace l'aide incitative par une aide pérenne. Les seules conditions d'obtention de cette aide pérenne sont le passage aux 35 heures (ou son équivalent annuel de 1600 heures) et la négociation d'un accord majoritaire et/ou d'un référendum sur le passage à 35 heures et également au respect à la garantie mensuelle de salaire. Cette aide a pris la forme d'un allègement annuel unique de cotisations sociales et associe deux composantes : une aide pérenne aux 35 heures et la ristourne « Juppé » sur les bas salaires alors en vigueur. L'allègement est donc dégressif : pour les salaires proches du Smic, l'allègement maximum est de 21 500 francs par an et par salarié. A partir de 1,8 fois le Smic, une aide forfaitaire de 4 000 francs par an est octroyée.

L'allègement dit « Aubry 2 » est cumulable, pour un même salarié, avec l'aide incitative dite « Aubry 1 » et « Robien ». L'aide structurelle instaurée par la loi « Aubry 2 » n'impose aucune obligation en termes de volume d'emplois créés ou préservés. Cet allègement a été remplacé à compter du 2003 par la réduction dite « Fillon ».

La loi « Fillon »

La loi de 17 janvier 2003 dite « Fillon » est une loi « relative aux salaires, au temps de travail et au développement de l'emploi » qui introduit des assouplissements à la législation sur les 35 heures. Cette loi, entre autres dispositions, simplifié le régime des heures supplémentaires, issu des lois « Aubry », avec le relèvement du plafond annuel d'heures supplémentaires, de 130 à 180, et une modulation de leur paiement selon la taille et le secteur d'activité des entreprises. Cette loi encourage les branches professionnelles à négocier, plutôt qu'à recourir à des dispositions réglementaires et législatives. Elle a également supprimé, en faisant

⁶⁰ Pour une diminution du temps de travail de 15 % ces aides sont plus importantes : de 50 % pour la première année et de 40 % pour le reste de 6 ans.

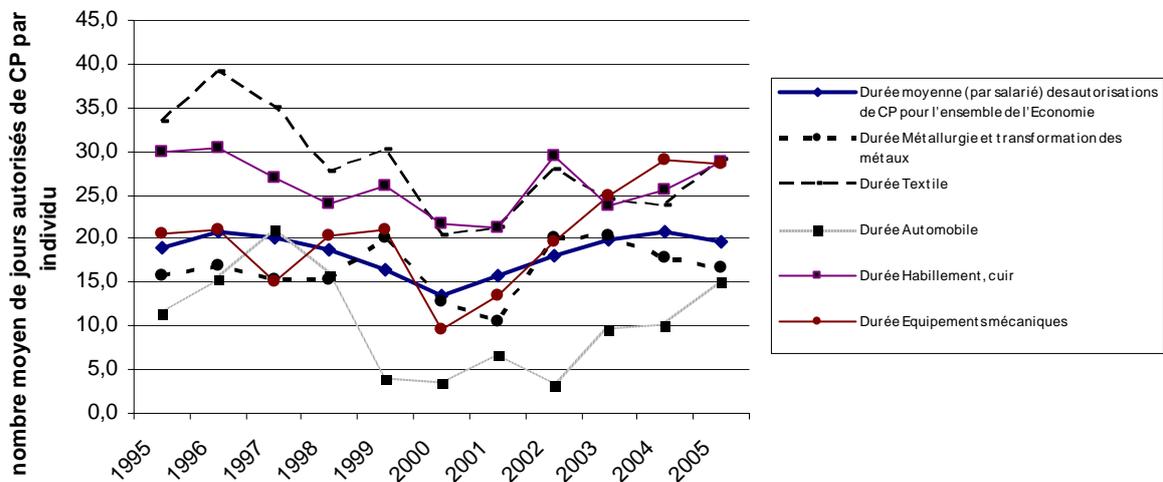
⁶¹ Une entreprise dite de « main d'œuvre » doit être composée de 70 % de salariés ayant un salaire inférieur à 1,5 fois le SMIC et dont l'effectif est composé à 60 % d'ouvriers.

converger, les différents Smic nés de l'application des lois Aubry.

La loi de 31 mars 2005

La loi de 31 mars 2005 réforme « l'organisation du temps de travail dans l'entreprise », monétarise le compte épargne-temps (CET) et propose de placer jusqu'à 6 jours de congés annuels ou de repos compensateurs, obtenus au-delà de vingt-quatre jours ouvrables de congés. Cette loi propose également de repousser les limites du contingent annuel d'heures supplémentaires. Les entreprises de moins de 20 salariés ont temps jusqu'à 31 décembre 2008 d'appliquer un taux de bonification de 10 % aux heures supplémentaires, au lieu de 25 % dans le cadre général. La loi permet de recourir plus largement au CET et crée un régime d'heures choisies.

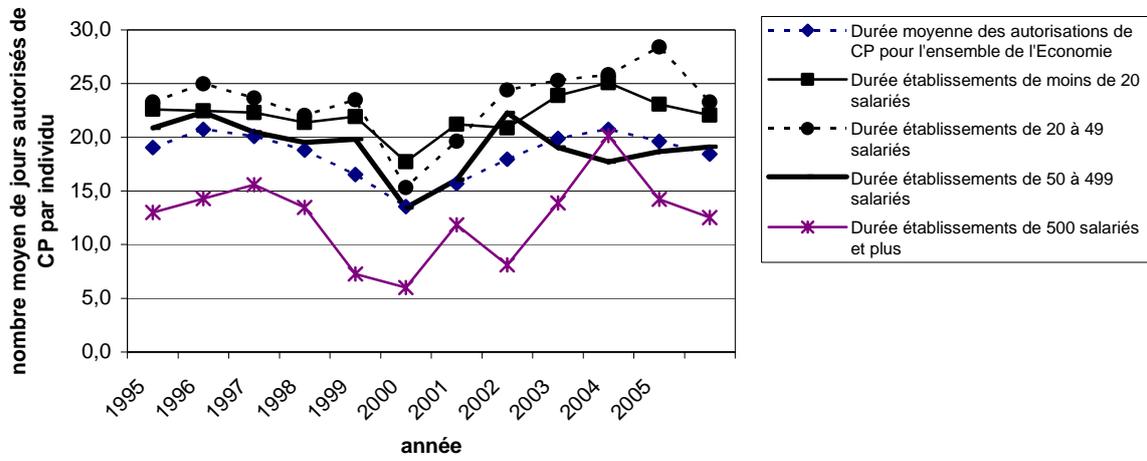
Annexe 7 : La durée moyenne des autorisations du recours au chômage partiel par salarié, en fonction des principaux secteurs utilisateurs



Source : DDTEFP et DARES

Champ : Etablissements de la France métropolitaine ayant des autorisations de chômage partiel (toutes les tailles confondues ; privé et public)

Annexe 8 : L'évolution des durées moyennes des autorisations de chômage partiel en fonction de la taille de l'établissement

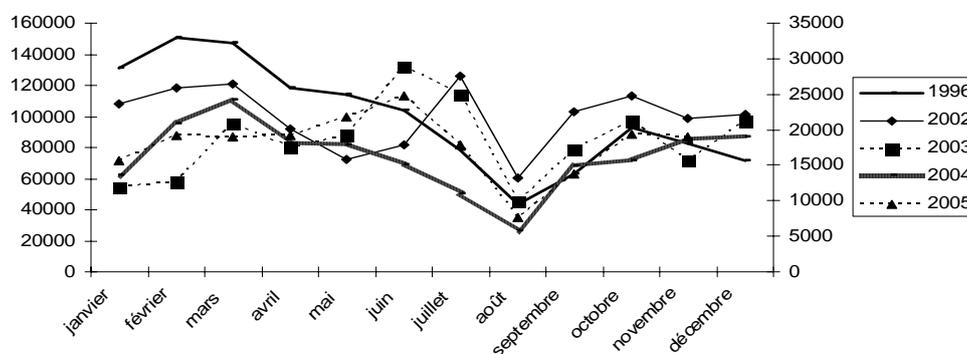


Source : DDTEFP et DARES

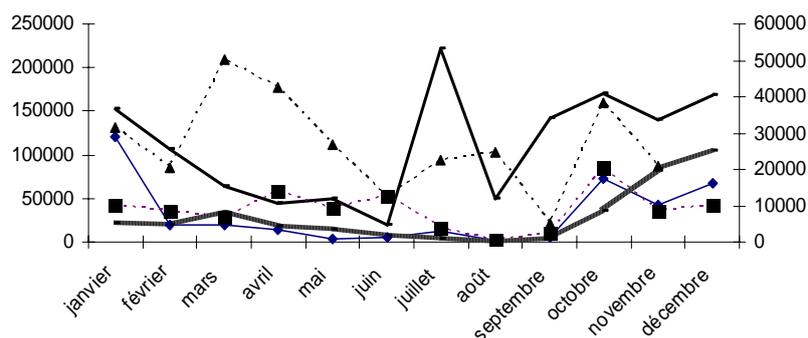
Champ : Etablissements de la France métropolitaine ayant des autorisations de chômage partiel (tous les secteurs et tailles confondus ; privé et public)

Annexe 9: La saisonnalité des autorisations du recours au chômage partiel entre 2002 et 2005 et l'année 1996 (NJA), par rapport à trois secteurs d'activité

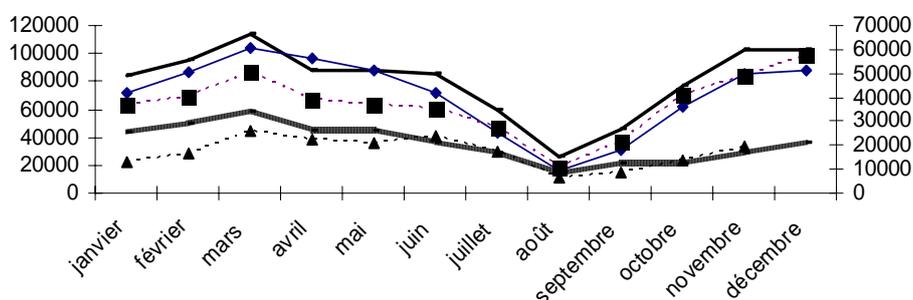
Textile



Automobile



Métallurgie et transformation des métaux



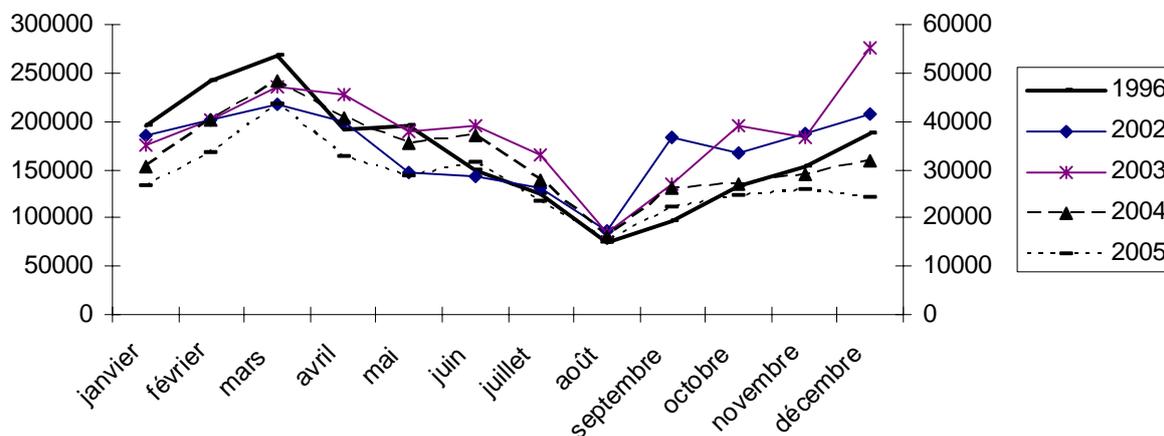
Source : DDTEFP et DARES

Champ : Etablissements de la France métropolitaine ayant des autorisations de chômage partiel

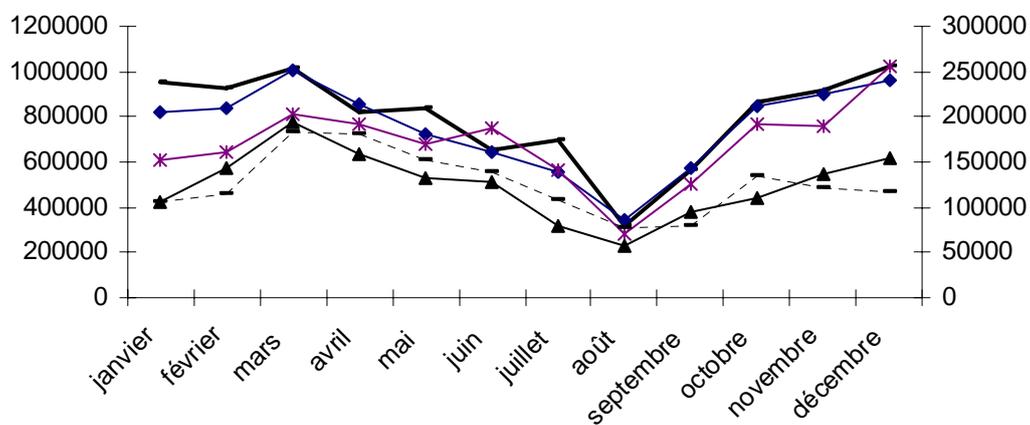
(textile, automobile et métallurgie et transformation des métaux et toutes les tailles confondues ; privé et public)

Annexe 10: La saisonnalité des autorisations de recours au chômage partiel pour la période 2002-2005 et 1996 (NJA)

Les établissements de moins de 20 salariés



Les établissements de plus de 20 salariés



Source : DDTEFP et DARES

Champ : Etablissements de la France métropolitaine ayant des autorisations de chômage partiel (tous les secteurs et tailles confondus ; privé et public)

Annexe 11 : Etablissements récurrents selon les trois définitions de la récurrence, par secteur et par taille entre 1995 et 2005

Secteur	Etablissements récurrents	Etablissements récurrents	Etablissements récurrents
	Définition 1 (%)	Définition 2 (%)	Définition 3 (%)
<i>Agriculture</i>	2,9	3,6	1,8
<i>Industrie</i>	46,7	51,6	57,5
<i>dont automobile</i>	1	1,0	1,3
<i>dont textile</i>	5	6,0	8,1
<i>dont métallurgie</i>	7,6	9,1	9,3
<i>Tertiaire</i>	33,7	30,8	24,8
<i>Construction</i>	16,8	14,0	15,9
Taille			
<i>moins de 20 salariés</i>	68,2	65,7	59,7
<i>de 20 à 49 salariés</i>	16,2	17,2	19,6
<i>de 50 à 499 salariés</i>	14,5	15,9	19,2
<i>au moins 500 salariés</i>	1	1,2	1,5
Nombre d'établissements	26 091	14904	5354

Source : DDTEFP et DARES

Champ : Etablissements récurrents de la France métropolitaine ayant des autorisations de chômage partiel entre 1995 et 2005 (tous les secteurs et tailles confondus ; privé et public)

Annexe 12 : Estimation de l'impact de la RTT : « anticipateurs » et « sans réduction du travail »

Mesure	AUTCP ₁	AUTCP ₂	AUTCP ₃	VARNA ₁	VARNA ₂	VARNA ₃	VARSAL ₁	VARSAL ₂	VARSAL ₃	VARPS ₁	VARPS ₂	VARPS ₃	VARD ₁	VARD ₂	VARD ₃	
Echantillon total																
Naïf	ns	0.20	0.41	-93.36	-157.02	-174.27	ns	ns	ns	-0.02	ns	0.08	ns	ns	0.77	
Noya	Global	0.02	0.07	-69.61	-136.36	-153.51	ns	ns	-0.02	ns	0.10	ns	ns	0.91	0.60	
	Traités	0.05	0.09	ns	-157.87	-198.19	ns	ns	ns	ns	0.11	ns	0.51	1.07	0.82	
	Non-traités	ns	0.06	-74.19	-125.91	-131.28	-4.34	-7.37	ns	-0.03	ns	0.09	ns	ns	0.83	ns
Rayon	ns	0.06	0.12	ns	ns	ns	ns	ns	ns	-0.03	ns	0.11	ns	0.64	1.30	
Première définition de la récurrence																
Naïf	ns	ns	ns	-214.02	-298.18	-396.05	ns	-23.91	ns	-0.06	-0.04	ns	ns	ns	ns	
Noya	Global	ns	ns	ns	ns	-343.11	-9.69	-22.94	-19.25	-0.06	-0.04	ns	ns	ns	ns	
	Traités	ns	ns	ns	ns	-511.72	ns	-30.53	ns	-0.04	ns	ns	ns	ns	ns	
	Non-traités	-0.03	ns	-171.83	ns	ns	-11.76	-18.65	-14.83	-0.07	-0.05	ns	ns	ns	ns	
Rayon	ns	ns	-16.00	-0.05	-0.05	ns	ns	ns	0.98							
Deuxième définition de la récurrence																
Naïf	-0.64	-0.52	-0.31	-365.00	-623.86	-727.83	-20.43	-33.85	ns	-0.11	-0.11	-0.08	ns	-0.99	-1.05	
Noya	Global	-0.12	-0.12	-0.09	-361.46	-626.16	-725.11	-19.23	-28.22	-31.62	-0.11	-0.11	-0.09	-0.83	-0.97	-1.08
	Traités	-0.11	-0.11	-0.07	-450.45	-854.55	-1052.79	ns	-33.56	ns	-0.09	-0.10	-0.09	-0.82	-0.96	-0.94
	Non-traités	-0.14	-0.12	-0.10	-300.74	-470.94	-504.63	-21.72	-24.82	-26.13	-0.13	-0.11	-0.08	-0.84	-0.98	-1.17
Rayon	-0.13	-0.09	ns	ns	ns	ns	ns	ns	ns	-0.10	-0.09	ns	ns	ns	ns	
Les cinq secteurs les plus bénéficiaires des autorisations de chômage partiel																
Echantillon total																
Naïf	-0.57	-0.58	ns	ns	-549.54	-606.68	ns	-34.86	-69.68	-0.07	-0.12	-0.07	-0.80	-1.32	-1.20	
Noya	Global	-0.08	ns	-256.89	-543.14	-549.64	-12.53	-35.68	ns	-0.07	-0.10	ns	ns	-1.02	ns	
	Traités	-0.08	ns	-394.10	-819.12	ns	ns	ns	ns	-0.06	-0.12	ns	ns	-1.60	-1.31	
	Non-traités	-0.09	ns	ns	-397.15	-444.87	-12.50	-27.36	-33.30	-0.07	-0.10	ns	ns	ns	ns	
Rayon	ns	-0.07	ns	-318.23	-549.27	ns	-15.50	ns	ns	-0.11	-0.16	-0.12	-0.91	-1.43	-1.05	
Première définition de la récurrence																
Naïf	-0.83	-0.58	ns	ns	ns	-1074.32	ns	-49.03	ns	-0.10	-0.13	-0.10	-1.05	ns	-1.54	
Noya	Global	-0.11	-0.09	ns	ns	ns	-844.45	ns	-43.45	ns	-0.10	-0.13	-0.08	ns	ns	
	Traités	-0.11	ns	ns	ns	ns	-1282.16	ns	ns	ns	-0.08	-0.12	ns	ns	-1.61	
	Non-traités	-0.12	ns	ns	ns	ns	-554.92	-18.38	-30.49	-27.57	-0.11	-0.14	ns	ns	ns	
Rayon	ns	-107.70	-133.66	ns	ns	ns	ns	ns	-1.66							

Source : Fichier issu de l'appariement 1) du panel des autorisations annuelles de chômage partiel reconstitué à partir des fichiers mensuels d'autorisation de chômage partiel de 1995 à 2005 (DARES, DDTEFP) ; 2) le fichier « Accords 35 heures » (DARES, URSSAF) ; 3) les fichiers BRN de 1994 à 2003 (INSEE)

Champ : établissements « anticipateurs » et « sans réduction de la durée effective du travail » de France métropolitaine, rattachés à des entreprises de 50 salariés et plus, ayant eu recours au chômage partiel entre 1995 et 2000, quel que soit leur secteur d'activité.

La significativité est considérée au seuil de 10 %.

Lecture : Echantillon total - pour les établissements qui ont anticipé la réduction du travail, l'écart entre le nombre de jours de chômage partiel autorisés trois années après la réduction et celui trois années avant est inférieur à l'écart observé sur les « sans réduction » de 198 jours d'après l'estimateur à noyau (sur les traités) par rapport à 174 jours selon l'estimateur naïf.

Annexe 13 : Estimation de l'impact de la RTT : « anticipateurs » et « non-anticipateurs » pour les entreprises de plus de 50 salariés

Mesure	AUTCP ₁	AUTCP ₂	AUTCP ₃	VARNJ ₁	VARNJ ₂	VARNJ ₃	VARSA ₁	VARSA ₂	VARSA ₃	VARPS ₁	VARPS ₂	VARPS ₃	VAR ₁	VAR ₂	VAR ₃
Echantillon total															
Naïf	-0.49	-0.37	ns	-143.05	-347.13	-518.93	-9.56	-21.11	-18.80	-0.06	-0.11	-0.10	-0.62	-1.09	-1.35
Noyau	Global	-0.08	-0.03	-171.05	-388.69	-522.45	-12.25	-24.84	-21.11	-0.07	-0.12	-0.12	-0.74	-1.37	-1.64
	Traités	-0.07	ns	-151.96	-390.14	-593.80	-11.09	-27.61	-19.36	-0.05	-0.11	-0.10	-0.60	-1.21	-1.54
	Non-traités	-0.08	-0.04	-178.12	-388.37	-496.57	-12.66	-23.82	-21.78	-0.07	-0.13	-0.12	-0.79	-1.43	-1.68
Rayon	-0.04	-0.05	ns	-129.97	-383.89	-581.93	-7.17	-23.77	-28.92	-0.05	-0.10	-0.08	-0.56	-0.94	-1.13
Première définition de la récurrence															
Naïf	-0.49	-0.43	-0.30	-275.05	-650.03	-899.97	-18.45	-45.21	-40.57	-0.09	-0.16	-0.17	-1.00	-1.45	-1.56
Noyau	Global	-0.11	-0.08	-269.75	-651.79	-849.82	-21.72	-42.66	-41.51	-0.11	-0.19	-0.20	-1.12	-1.68	-1.84
	Traités	-0.09	-0.07	-286.29	-761.90	-1134.92	ns	-56.07	-54.25	-0.07	-0.15	-0.17	-0.96	-1.48	-1.71
	Non-traités	-0.11	-0.08	-263.63	-611.57	-744.80	-21.50	-37.69	-36.80	-0.12	-0.21	-0.21	-1.18	-1.75	-1.83
Rayon	-0.08	-0.09	-0.06	ns	-494.94	-692.21	ns	-31.09	-30.82	-0.11	-0.19	-0.18	-1.03	-1.62	-1.35
Deuxième définition de la récurrence															
Naïf	-0.34	-0.26	ns	-379.00	-554.02	-759.37	-25.30	-36.25	ns	-0.12	-0.09	-0.08	-1.07	ns	ns
Noyau	Global	-0.07	-0.07	ns	-363.80	-472.27	-564.64	-26.69	-29.25	ns	-0.14	-0.12	-0.11	-1.10	ns
	Traités	ns	ns	ns	ns	-650.65	-869.92	-27.02	ns	ns	-0.09	-0.07	-0.07	-0.82	ns
	Non-traités	-0.08	-0.08	ns	-361.87	-403.43	-450.60	-26.51	-24.00	ns	-0.15	-0.14	-0.12	-1.21	ns
Rayon	-0.06	ns	ns	ns	-672.07	-765.33	-25.72	-42.03	ns	-0.10	ns	ns	ns	ns	ns
Les cinq secteurs les plus bénéficiaires des autorisations de chômage partiel															
Echantillon total															
Naïf	-1.03	-0.98	-0.62	ns	-794.05	-1270.50	-17.07	-52.86	-56.58	-0.09	-0.19	-0.23	-1.07	-1.79	-2.69
Noyau	Global	-0.16	-0.13	ns	-710.38	-1079.25	-17.22	-44.78	-55.89	-0.09	-0.18	-0.22	-0.97	-1.69	-2.53
	Traités	-0.16	-0.14	ns	-944.28	-1479.41	-24.53	-69.30	-85.09	-0.09	-0.19	-0.23	-1.07	-1.92	-2.62
	Non-traités	-0.16	-0.13	ns	-632.88	-951.62	-14.92	-36.97	-46.47	-0.09	-0.18	-0.22	-0.93	-1.61	-2.42
Rayon	-0.06	-0.11	-0.08	-296.52	-1175.37	-1652.79	-17.54	-66.39	-84.59	-0.10	-0.20	-0.23	-0.89	-1.73	-2.44
Première définition de la récurrence															
Naïf	-0.81	-0.78	-0.54	ns	-894.89	-1519.04	ns	-66.58	-69.48	-0.09	-0.19	-0.23	-1.04	-1.74	-2.82
Noyau	Global	-0.13	-0.17	-0.13	ns	-747.13	-1077.17	ns	-32.29	ns	-0.10	-0.21	-0.22	-1.16	-1.71
	Traités	-0.12	-0.18	-0.16	ns	-764.26	-1138.25	ns	ns	ns	-0.07	-0.19	-0.22	-1.18	-1.67
	Non-traités	-0.13	-0.17	-0.12	ns	-739.39	-1053.38	-14.26	-29.46	-24.20	-0.11	-0.22	-0.22	-1.16	-1.73
Rayon	-0.08	-0.12	ns	ns	-788.88	-1028.79	ns	-22.48	-24.22	-0.13	-0.20	-0.23	ns	-1.54	

Source : Fichier issu de l'appariement 1) du panel des autorisations annuelles de chômage partiel reconstitué à partir des fichiers mensuels d'autorisation de chômage partiel de 1995 à 2005 (DARES, DDTEFP) ; 2) le fichier « Accords 35 heures » (DARES, URSSAF) ; 3) les fichiers BRN de 1994 à 2003 (INSEE)

Champ : établissements « anticipateurs » et « non anticipateurs » de France métropolitaine, rattachés à des entreprises de 50 salariés et plus, ayant eu recours au chômage partiel entre 1995 et 2000, quel que soit leur secteur d'activité.

La significativité est considérée au seuil de 10 %

Lecture : Echantillon total - pour les établissements qui ont anticipé la réduction du travail, l'écart entre le nombre de jours de chômage partiel autorisés une année après la réduction et celui une année avant est inférieur à l'écart observé sur les « sans réduction » de 151 jours d'après l'estimateur à noyau (sur les traités) par rapport à 143 jours selon l'estimateur naïf.

Annexe 14 : Estimation de l'impact de la RTT : « anticipateurs » et « non-anticipateurs » sans restriction de taille

Mesure	AUTCP ₁	AUTCP ₂	AUTCP ₃	VARNA ₁	VARNA ₂	VARNA ₃	VARSAL ₁	VARSAL ₂	VARSAL ₃	VARPS ₁	VARPS ₂	VARPS ₃	VARD ₁	VARD ₂	VARD ₃	
Echantillon total																
Naïf	-0.32	-0.25	-0.08	-78.55	-180.30	-247.87	-4.14	-8.88	-7.41	-0.04	-0.08	-0.09	-0.47	-1.00	-1.14	
Noyau	Global	-0.03	-0.05	-0.02	-122.73	-241.35	-296.21	-6.42	-12.66	-9.36	-0.07	-0.11	-0.11	-0.73	-1.34	-1.49
	Traités	-0.03	-0.05	-0.03	-79.58	-172.74	-224.58	-4.14	-10.08	-6.12	-0.06	-0.09	-0.09	-0.63	-1.19	-1.28
	Non-traités	-0.03	-0.05	-0.02	-148.76	-282.42	-339.28	-7.78	-14.21	-11.32	-0.07	-0.12	-0.12	-0.79	-1.43	-1.62
Rayon	-0.03	-0.04	-0.02	-69.52	-157.21	-213.84	-3.50	-7.37	-5.82	-0.04	-0.07	-0.07	-0.50	-0.93	-1.00	
Première définition de la récurrence																
Naïf	-0.39	-0.35	-0.26	-151.51	-354.00	-461.33	-8.21	-20.53	-17.68	-0.09	-0.15	-0.15	-1.11	-1.63	-1.51	
Noyau	Global	-0.06	-0.07	-0.06	-226.81	-408.39	-499.86	-13.24	-23.98	-19.94	-0.11	-0.17	-0.16	1.34	-1.87	-1.65
	Traités	-0.05	-0.05	-0.04	-168.51	-346.14	-461.35	-11.20	-25.89	-19.60	-0.09	-0.13	-0.12	-1.18	-1.54	-1.31
	Non-traités	-0.06	-0.08	-0.07	-258.81	-441.84	-520.79	-14.35	-22.96	-20.14	-0.12	-0.19	-0.18	-1.43	-2.05	-1.82
Rayon	-0.06	-0.07	-0.06	-167.24	-362.77	-463.96	-6.90	-20.70	-17.33	-0.09	-0.14	-0.14	-1.31	-1.75	-1.56	
Deuxième définition de la récurrence																
Naïf	-0.32	-0.28	-0.20	-252.03	-353.84	-455.17	-13.56	-20.42	-15.47	-0.13	-0.11	-0.09	-1.64	-1.12	-0.75	
Noyau	Global	-0.07	-0.07	-0.05	-301.71	-408.77	-434.57	-17.74	-23.48	-16.16	-0.16	-0.13	-0.09	-1.98	-1.26	-0.87
	Traités	-0.05	-0.05	-0.04	-229.82	-383.14	-427.70	-15.38	-27.08	-16.74	-0.11	-0.07	-0.05	-1.73	-0.94	-0.70
	Non-traités	-0.08	-0.09	-0.06	-339.28	-422.28	-438.27	-18.98	-21.61	-15.84	-0.18	-0.15	-0.11	-2.11	-1.43	-0.96
Rayon	-0.08	-0.08	-0.06	-233.62	-371.47	-484.35	-14.93	-24.25	-19.04	-0.15	-0.12	-0.09	-1.92	-1.29	-0.88	
Troisième définition de la récurrence																
Naïf	ns	-0.42	-0.27	-469.67	-811.06	-838.92	-17.62	-42.68	-36.23	-0.15	-0.21	-0.14	-1.66	-2.45	-1.41	
Noyau	Global	-0.06	-0.09	ns	-541.18	-880.31	-816.78	-20.57	-37.95	-26.88	-0.17	-0.23	-0.12	-2.10	-2.28	-0.90
	Traités	ns	ns	ns	-436.98	-835.77	-808.18	-16.67	-47.33	-38.03	-0.13	-0.18	-0.09	-1.59	-2.06	ns
	Non-traités	-0.07	-0.11	ns	-597.20	-903.22	-822.94	-22.69	-32.91	-20.99	-0.20	-0.25	-0.14	-2.37	-2.40	ns
Rayon	ns	ns	ns	-670.19	-1193.99	-1192.35	-26.45	-70.78	-65.69	-0.20	-0.27	-0.14	-2.32	-2.96	-1.61	
Les cinq secteurs les plus bénéficiaires des autorisations de chômage partiel																
Echantillon total																
Naïf	-0.54	-0.53	-0.39	-130.23	-447.44	-703.04	-9.33	-25.55	-25.62	-0.08	-0.15	-0.18	-0.96	-1.58	-2.15	
Noyau	Global	-0.08	-0.11	-0.09	-185.98	-439.66	-709.11	-10.66	-21.79	-23.19	-0.09	-0.16	-0.18	-1.07	-1.71	-2.16
	Traités	-0.08	-0.10	-0.11	-151.19	-443.88	-741.01	ns	-27.63	-30.11	-0.07	-0.13	-0.16	-0.83	-1.39	-1.84
	Non-traités	-0.09	-0.12	-0.09	-200.55	-437.86	-696.27	-10.36	-19.43	-20.42	-0.10	-0.17	-0.19	-1.16	-1.84	-2.29
Rayon	-0.07	-0.10	-0.08	ns	-337.25	-627.53	-8.23	-14.21	-22.18	ns	-0.14	-0.18	-1.19	-1.60	-2.07	
Première définition de la récurrence																
Naïf	-0.52	-0.58	-0.43	ns	-560.66	-945.75	ns	-37.85	-39.70	-0.11	-0.19	-0.20	-1.30	-1.81	-2.22	
Noyau	Global	-0.11	-0.15	-0.11	-249.14	-657.02	-872.03	-13.37	-31.92	-32.93	-0.13	-0.23	-0.22	-1.55	-1.89	-2.31
	Traités	-0.10	-0.12	-0.11	ns	-690.73	-883.16	ns	-47.25	-52.52	-0.10	-0.17	-0.19	-1.32	-1.55	-1.80
	Non-traités	-0.12	-0.16	-0.11	-277.72	-639.88	-867.78	-12.82	-25.11	-24.17	-0.14	-0.25	-0.24	-1.64	-2.04	-2.54
Rayon	-0.08	-0.13	-0.11	ns	-404.88	-785.33	ns	ns	ns	-0.12	-0.20	-0.21	-1.57	-2.13	-2.61	

Source : Fichier issu de l'appariement 1) du panel des autorisations annuelles de chômage partiel reconstitué à partir des fichiers mensuels d'autorisation de chômage partiel de 1995 à 2005 (DARES, DDTEFP) ; 2) le fichier « Accords 35 heures » (DARES, URSSAF) ; 3) les fichiers BRN de 1994 à 2003 (INSEE) ; Champ : établissements « anticipateurs » et « non anticipateurs » de France métropolitaine, ayant eu recours au chômage partiel entre 1995 et 2000 ; pas de restrictions de taille ou de secteur d'activité. La significativité est considérée au seuil de 10 % ; Lecture : Echantillon total - pour les établissements qui ont anticipé la réduction du travail, l'écart entre le nombre de jours de chômage partiel autorisés deux années après la réduction et celui deux années avant est inférieur à l'écart observé sur les « sans réduction » de 172 jours d'après l'estimateur à noyau (sur les traités) par rapport à 180 jours selon l'estimateur naïf.

Annexe 15 : Le nettoyage des fichiers DMMO

Il existe deux types de fichiers construits à partir des DMMO : un fichier *établissements* et un fichier *mouvements*. Le premier recense le nombre de mouvements effectués chaque trimestre (un fichier de stock en fin de trimestre) et le second recense chaque mouvement (un fichier de flux).

Afin de pouvoir apparier les DMMO avec les fichiers de chômage partiel et les fichiers d'entreprises (BRN), nous transformons les fichiers trimestriels en données annuelles. Ainsi, chaque année entre 1996 et 2004, on fait la somme de l'ensemble des mouvements trimestriels pour les types d'entrées et de sorties. Avant de sommer, nous utilisons trois règles de sélection pour éliminer les erreurs éventuelles :

1) On élimine les établissements pour lesquels les informations sur les mouvements ne sont pas disponibles sur au moins deux trimestres dans l'année. Pour les établissements où il n'existe qu'un seul trimestre manquant, on vérifie si la somme des mouvements est bien nulle dans le fichier *établissements*. Si c'est le cas, cela signifie que l'établissement n'a pas eu de mouvements. Dans le cas contraire, on élimine cet établissement car il existe une contradiction entre les deux fichiers.

2) On élimine les établissements pour lesquels il manque soit les mouvements soit les informations relatives aux établissements, c'est-à-dire qu'il existe encore une contradiction entre les deux fichiers.

3) On élimine les établissements pour lesquels le nombre total de mouvements (calculé avec les fichiers *mouvements*) n'est pas égal au nombre de mouvements issu du fichier *établissements* : on effectue l'opération sur les entrées et les sorties. En outre, les établissements ayant des effectifs moyens annuels égaux à 0 sont supprimés.

Annexe 16 : Les mesures utilisées

Nous utilisons les notations suivantes : i définit l'établissement ; $i = 1, \dots, 885$; t définit l'année ; $t = 1996, \dots, 2004$; *EFFECTIF* définit l'effectif de l'établissement ; *NBLE* définit le nombre de mouvements de sortie par licenciement économique ; *NBLA* définit le nombre de mouvements de sortie par licenciement autre qu'économique ; *NBRT* définit le nombre de mouvements de sortie en départ à la retraite ; *TYPE* définit le type de mouvement. Celui-ci peut être :

- *TOT* – associé aux mouvements totaux d'entrée et de sortie :
 - *NBE* définit le nombre total de mouvements d'entrée
 - *NBS* définit le nombre total de mouvements de sortie
 - *CDD* – associé aux mouvements d'entrée et de sortie de CDD
 - *NBRD* définit le nombre de mouvements d'entrée en CDD
 - *NBFD* définit le nombre de mouvements de sortie de CDD
 - *CDI* – associé aux mouvements d'entrée et de sortie de CDI⁶²
 - *NBRI* définit le nombre de mouvements d'entrée en CDI
 - *SORCDI* définit le nombre de mouvements de sortie de CDI initié par l'employeur
- *INTERIM* définit le stock moyen d'intérimaires

Le tableau A-16 détaille l'ensemble des indicateurs construits pour la troisième partie du rapport.

⁶² Par rapport aux sorties de CDI, nous nous positionnons du point de vue des mouvements de sortie initiés par l'employeur. Ce type de mouvement peut prendre une des formes suivantes : licenciement économique, autre licenciement qu'économique et départ à la retraite (anticipé ou non) *SORCDI* définit ainsi le nombre de mouvements de sortie de CDI initiés par l'employeur ($SORCDI = NBLE + NBLA + NBRT$). Pour les départs à la retraite, nous ne pouvons pas identifier réellement ce qui est initié par l'employeur. Comme ce type de sortie est faiblement représenté dans les DMMO nous avons préféré de le prendre en compte dans le calcul des indicateurs.

Tableau A-16 : La construction des indicateurs de mouvements de main d'œuvre

Nom de l'indicateur	Formule
Taux d'entrée	$TE_{TYPE,it} = \frac{MOUV_ENTREE_{TYPE,it}}{EFFECTIF_{it}}$ où $TYPE = TOT, CDD, CDI$
Taux de sortie	$TS_{TYPE,it} = \frac{MOUV_SORTIE_{TYPE,it}}{EFFECTIF_{it}}$ où $TYPE = TOT, CDD, CDI$
Flux	$FL_{TYPE,it} = TE_{TYPE,it} + TS_{TYPE,it}$ où $TYPE = TOT, CDD, CDI$
Taux de variation	$FL_{TYPE,it} = TE_{TYPE,it} - TS_{TYPE,it}$ où $TYPE = TOT, CDD, CDI$
Part des CDD dans les embauches	$\%CDD_dans_embauche_{it} = \frac{Nbrd_{it}}{Nbrd_{it} + Nbri_{it}}$
Taux de transformation des CDD	$taux_transformation_CDD_{it} = 1 - \frac{Nbfd_{it}}{Nbrd_{it}}$
Taux de sortie par licenciement économique	$TS_{LE,it} = \frac{Nble_{it}}{EFFECTIF_{it}}$
Part de licenciements économiques dans les sorties	$\%sorties_{LE,it} = \frac{Nble_{it}}{Nbs_{it}}$
Nombre des licenciements économiques	$NBLE_{it}$
Indicateur des licenciements économiques	$LE_{it} = \begin{cases} 1 & \text{si licenciements économiques} \\ 0 & \text{sinon} \end{cases}$
Taux d'intérim	$\%intérim_{it} = \frac{Intérim_{it}}{Effectif_{it} + Intérim_{it}}$
Variation de l'intérim	$var_intérim_{it} = \frac{2(Intérim_{it} - Intérim_{it-1})}{Effectif_{it} + Intérim_{it} + Effectif_{it-1} + Intérim_{it-1}}$
Taux des contrats à durée limitée	$T_CDL_{it} = \frac{TEV_{CDD,it} + var_intérim_{it}}{TEV_{CDI,it}}$
Taux de chômage partiel autorisé	$TCP_{it} = \frac{Nb_sal_autorisations_de_CP_{it}}{EFFECTIF_{it}}$
Indicateur de chômage partiel	$CP_{it} = \begin{cases} 1 & \text{si salariés CP} \\ 0 & \text{sinon} \end{cases}$

Annexe 17 : Moyennes des mouvements d'entrée et de sortie entre 1997-2004⁶³

1997				1998			
Indicateurs	Valeur moyenne sur l'échantillon			Indicateurs	Valeur moyenne sur l'échantillon		
	(a)	(b)	(c)		(a)	(b)	(c)
TE_{tot}	30.65	14.94	12.25	TE_{tot}	32.84	16.44	13.44
TS_{tot}	30.28	15.33	14.44	TS_{tot}	31.95	15.86	16.28
FL_{tot}	60.94	30.27	26.69	FL_{tot}	64.80	32.30	29.73
TEV_{tot}	0.36	-0.39	-2.18	TEV_{tot}	0.88	0.57	-2.84
TE_{CDD}	22.51	10.76	8.77	TE_{CDD}	23.75	11.28	9.21
TS_{CDD}	18.91	8.11	7.19	TS_{CDD}	19.78	8.12	6.80
FL_{CDD}	41.43	18.88	15.96	FL_{CDD}	43.53	19.41	16.02
TEV_{CDD}	3.59	2.65	1.57	TEV_{CDD}	3.96	3.15	2.41
%CDD_dans_embauche	79.90	77.10	75.19	%CDD_dans_embauche	78.33	71.92	74.09
taux_transformation_CDD	15.98	24.63	17.95	taux_transformation_CDD	16.70	27.98	26.22
TE_{CDI}	5.66	3.19	2.89	TE_{CDI}	6.57	4.40	3.22
TS_{CDI}	3.43	3.40	3.76	TS_{CDI}	3.29	3.38	4.60
FL_{CDI}	9.10	6.60	6.65	FL_{CDI}	9.86	7.78	7.83
TEV_{CDI}	2.22	-0.20	-0.86	TEV_{CDI}	3.27	1.02	-1.38
TS_{LE}	0.89	0.98	1.26	TS_{LE}	0.69	0.77	1.54
%sorties _{LE}	2.94	6.44	8.72	%sorties _{LE}	2.16	4.90	9.49
Nombre observations	25 174	885	308	Nombre observations	24 174	885	194
1999				2000			
Indicateurs	Valeur moyenne sur l'échantillon			Indicateurs	Valeur moyenne sur l'échantillon		
	(a)	(b)	(c)		(a)	(b)	(c)
TE_{tot}	35.07	16.06	11.80	TE_{tot}	39.63	19.81	15.45
TS_{tot}	34.05	15.71	14.38	TS_{tot}	36.47	16.85	15.85
FL_{tot}	69.12	31.78	26.19	FL_{tot}	76.11	36.67	31.31
TEV_{tot}	1.01	0.35	-2.57	TEV_{tot}	3.16	2.95	-0.40
TE_{CDD}	24.80	9.75	6.27	TE_{CDD}	27.06	12.10	8.49
TS_{CDD}	20.51	7.08	4.71	TS_{CDD}	21.20	7.34	5.69
FL_{CDD}	45.31	16.84	10.98	FL_{CDD}	48.27	19.45	14.84
TEV_{CDD}	4.29	2.66	1.56	TEV_{CDD}	5.85	4.76	2.80
%CDD_dans_embauche	76.22	63.73	55.99	%CDD_dans_embauche	72.58	63.53	56.00
taux_transformation_CDD	17.30	27.34	24.92	taux_transformation_CDD	21.63	39.36	33.00
TE_{CDI}	7.73	5.55	4.93	TE_{CDI}	10.21	6.94	6.67
TS_{CDI}	3.42	3.81	5.44	TS_{CDI}	3.12	2.90	3.05
FL_{CDI}	11.16	9.36	10.37	FL_{CDI}	13.34	9.85	9.72
TEV_{CDI}	4.30	1.73	-0.50	TEV_{CDI}	7.09	4.03	3.62
TS_{LE}	0.67	0.96	1.92	TS_{LE}	0.53	0.41	0.36
%sorties _{LE}	1.98	6.11	13.35	%sorties _{LE}	1.46	2.43	2.27
%intérim	3.92	7.30	6.83	%intérim	4.58	9.07	9.73
var_intérim _t				var_intérim _t	1.15	2.09	
Nombre observations	25 841	885	186	Nombre observations	28 565	885	80

⁶³ Pour les échantillons (c) on ne va pas calculer la variation de l'intérim car d'une année sur l'autre les établissements contenus dans ces fichiers changent largement.

2001	Valeur moyenne sur l'échantillon			2002	Valeur moyenne sur l'échantillon		
Indicateurs	(a)	(b)	(c)	Indicateurs	(a)	(b)	(c)
TE_{tot}	38.08	16.65	10.22	TE_{tot}	36.33	12.64	7.39
TS_{tot}	36.42	16.96	12.96	TS_{tot}	36.55	14.81	11.90
FL_{tot}	74.51	33.61	23.19	FL_{tot}	72.88	27.46	19.30
TEV_{tot}	1.65	-0.30	-2.74	TEV_{tot}	-0.21	-2.17	-4.50
TE_{CDD}	25.61	9.81	5.21	TE_{CDD}	25.39	7.62	4.48
TS_{CDD}	21.07	7.51	4.70	TS_{CDD}	21.65	6.04	4.15
FL_{CDD}	46.69	17.33	9.91	FL_{CDD}	47.04	13.66	8.64
TEV_{CDD}	4.53	2.30	0.50	TEV_{CDD}	3.73	1.58	0.33
%CDD_dans_embauche	72.38	61.45	52.59	%CDD_dans_embauche	75.39	63.80	65.58
taux_transformation_CDD	17.71	23.47	9.68	taux_transformation_CDD	14.70	20.72	7.54
TE_{CDI}	9.77	6.15	4.69	TE_{CDI}	8.28	4.32	2.32
TS_{CDI}	2.93	3.09	2.95	TS_{CDI}	3.37	3.37	3.27
FL_{CDI}	12.70	9.25	7.65	FL_{CDI}	11.66	7.69	5.62
TEV_{CDI}	6.84	3.06	1.73	TEV_{CDI}	4.90	0.95	-0.91
TS_{LE}	0.44	0.67	0.85	TS_{LE}	0.60	0.76	0.82
%sorties _{LE}	1.21	3.99	6.58	%sorties _{LE}	1.65	5.16	6.89
%intérim	4.15	7.69	4.46	%intérim	3.78	6.62	4.55
var_intérim _t	-0.50	-1.37		var_intérim _t	-0.20	-1.27	
Nombre observations	27 553	885	111	Nombre observations	29 540	885	129
2003	Valeur moyenne sur l'échantillon			2004	Valeur moyenne sur l'échantillon		
Indicateurs	(a)	(b)	(c)	Indicateurs	(a)	(b)	(c)
TE_{tot}	34.80	11.84	7.03	TE_{tot}	35.39	12.72	8.55
TS_{tot}	35.50	14.20	12.71	TS_{tot}	36.08	15.78	15.33
FL_{tot}	70.30	26.04	19.74	FL_{tot}	71.47	28.51	23.88
TEV_{tot}	-0.70	-2.35	-5.67	TEV_{tot}	-0.68	-3.05	-6.78
TE_{CDD}	24.59	7.27	3.94	TE_{CDD}	25.22	7.63	5.19
TS_{CDD}	21.27	5.59	3.84	TS_{CDD}	22.05	5.77	4.54
FL_{CDD}	45.86	12.86	7.78	FL_{CDD}	47.28	13.40	9.73
TEV_{CDD}	3.32	1.68	0.09	TEV_{CDD}	3.16	1.86	0.65
%CDD_dans_embauche	77.13	65.31	62.96	%CDD_dans_embauche	77.43	63.23	64.12
taux_transformation_CDD	13.50	23.14	2.52	taux_transformation_CDD	12.56	24.43	12.54
TE_{CDI}	7.28	3.86	2.31	TE_{CDI}	7.35	4.44	2.90
TS_{CDI}	3.65	3.94	5.18	TS_{CDI}	4.14	5.20	6.95
FL_{CDI}	10.94	7.81	7.50	FL_{CDI}	11.49	9.64	9.85
TEV_{CDI}	3.63	-0.08	-2.86	TEV_{CDI}	3.21	-0.76	-4.04
TS_{LE}	0.64	1.00	1.97	TS_{LE}	0.53	1.29	2.29
%sorties _{LE}	1.81	7.07	15.55	%sorties _{LE}	1.47	8.22	14.97
%intérim	4.05	7.66	3.92	%intérim	3.88	7.44	4.43
var_intérim _t	0.28	0.98		var_intérim _t	-0.09	-0.50	
Nombre observations	29 667	885	133	Nombre observations	31 106	885	109

Source : (a) : fichier DMMO nettoyé (INSEE, DARES) ; (b) Fichier issu de l'appariement 1) du panel des autorisations annuelles de chômage partiel reconstitué à partir des fichiers mensuels d'autorisation de chômage partiel de 1995 à 2005 (DARES, DDTEFP) ; 2) le fichier « Accords 35 heures » (DARES, URSSAF) ; 3) les fichiers BRN de 1994 à 2003 (INSEE) ; 4) les fichiers DMMO de 1996 à 2004 (INSEE, DARES) ; 5) les fichiers UNEDIC de 1995 à 2003 ; (c)

Uniquement les établissements ayant bénéficié des autorisations de chômage partiel. **Champ** : établissements de France métropolitaine de 50 salariés et plus, appartenant aux secteurs d'activité suivants : industrie, construction et tertiaire.

Annexe 18 : Corrélations entre le chômage partiel autorisé (à la date t-1) et les mouvements de main d'œuvre (à la date t)

Indicateurs	TCP_t	CP_t
TE_{tot}	-0.07 ***	-0.05 ***
TS_{tot}	-0.03 ***	-0.01 ***
FL_{tot}	-0.05 ***	-0.03 ***
TEV_{tot}	-0.07 ***	-0.07 ***
TE_{CDI}	-0.11 ***	-0.08 ***
TS_{CDI}	0.06 ***	0.07 ***
FL_{CDI}	-0.04 ***	0
TEV_{CDI}	-0.13 ***	-0.11 ***
TE_{CDD}	-0.04 ***	-0.03 ***
TS_{CDD}	-0.04 ***	-0.03 ***
FL_{CDD}	-0.04 ***	-0.03 ***
TEV_{CDD}	-0.01 *	-0.01 ***
$\%CDD_dans_embauche$	0.04 ***	0.04 ***
$taux_transformation_CDD$	0	0
$\%intérim$	-0.09 ***	-0.07 ***
$var_intérim_t$	0.07 ***	0.07 ***
TS_{LE}	-0.09 ***	-0.07 ***
$\%sorties_{LE}$	0.07 ***	0.07 ***

Source : Fichier issu de l'appariement 1) du panel des autorisations annuelles de chômage partiel reconstitué à partir des fichiers mensuels d'autorisation de chômage partiel de 1995 à 2005 (DARES, DDTEFP) ; 2) le fichier « Accords 35 heures » (DARES, URSSAF) ; 3) les fichiers BRN de 1994 à 2003 (INSEE) ; 4) les fichiers DMMO de 1996 à 2004 (INSEE, DARES) ; 5) les fichiers UNEDIC de 1995 à 2003

Champ : 885 établissements de France métropolitaine de 50 salariés et plus, ayant eu recours au chômage partiel entre 1995 et 2000 et appartenant aux secteurs d'activité suivants : industrie, construction et tertiaire

Observation : nous travaillons sur l'empilement des 9 années pour les 885 établissements.

La significativité : *** à 1% ; ** à 5% ; * à 10 % et Ns = non significatif

Annexe 19 : Les variables de contrôle

Dans les modélisations économétriques six variables de contrôle sont utilisées :

- la taille des établissements (quatre classes de taille : [50, 100] salariés,]100, 250] salariés,]250, 500] salariés et]500 salariés, et plus[)
- le secteur d'activité (nous travaillons au niveau agrégé NAF 4 -tertiaire, industrie et construction)
- le type d'établissement en termes de la récurrence des autorisations de chômage partiel (usage « récurrent » et usage « non récurrent »)
- la situation à l'égard de la réduction de la durée effective du temps de travail ($RETT_{it} = 1$ si l'établissement i a réduit sa durée effective du temps de travail et $RETT_{it} = 0$ sinon)
- le taux de féminisation de l'établissement (le pourcentage des femmes dans l'effectif de l'établissement)
- un contrôle de la situation économique (pour assurer une symétrie avec la deuxième partie du rapport, nous avons retenu le même indicateur de conjoncture, c'est-à-dire la variation de la valeur ajoutée prise à la date $t-1$)⁶⁴.

Dans le tableau A-19, nous détaillons pour l'année 1996 la distribution des établissements par classes de taille et secteurs d'activité (au niveau fin, NAF 36).

⁶⁴ Nous avons choisi de travailler la variation de la valeur ajoutée en $t-1$ afin d'éviter des problèmes d'endogénéité ou de simultanéité très fortes qu'on n'aurait pas pu contrôler si on avait considéré cette valeur à la date t .

Tableau A-19 : La distribution des établissements par taille et par secteur

Variable	Pourcentage %
<i>Secteur activité</i>	
Industrie agricole et alimentaire	3.62
Habillement, cuir	3.05
Edition, imprimerie, reproduction	1.58
Pharmacie, parfumerie, entretien	0.23
Industrie des équipements du foyer	6.89
Industrie automobile	4.41
Construction navale, aéronautique	1.36
Industrie des équipements mécaniques	10.40
Industrie des équipements électriques	3.05
Industrie des produits minéraux	4.75
Industrie textile	6.44
Industrie du bois et du papier	7.01
Chimie, caoutchouc	9.72
Métallurgie	13.90
Industrie des composantes électriques	5.76
<i>Total industrie</i>	<i>82.15</i>
<i>Construction</i>	<i>10.85</i>
Commerce et réparations automobile	0.11
Commerce de gros	1.13
Commerce de détail, réparations	0.79
Transports	1.36
Postes et télécommunications	0.11
Conseils et assistance	0.45
Services opérationnels	1.58
Hôtels et restaurants	0.79
Activités récréatives	0.23
Services personnels et domestiques	0.23
Santé, action sociale	0.23
<i>Total tertiaire</i>	<i>7.01</i>
<i>Classe de taille</i>	
[50, 100]	29.60
]100, 250]	45.88
]250, 500]	17.18
]500, et plus[7.34

Source : Fichier issu de l'appariement 1) du panel des autorisations annuelles de chômage partiel reconstitué à partir des fichiers mensuels d'autorisation de chômage partiel de 1995 à 2005 (DARES, DDTEFP) ; 2) le fichier « Accords 35 heures » (DARES, URSSAF) ; 3) les fichiers BRN de 1994 à 2003 (INSEE) ; 4) les fichiers DMMO de 1996 à 2004 (INSEE, DARES) ; 5) les fichiers UNEDIC de 1995 à 2003

Champ : 885 établissements de France métropolitaine de 50 salariés et plus, ayant eu recours au chômage partiel entre 1995 et 2000 et appartenant aux secteurs d'activité suivants : industrie, construction et tertiaire ; distributions détaillées pour l'année 1996.

Annexe 20 : Impact du chômage partiel autorisé sur les taux d'entrée, de sortie et les flux de CDD avec des modèles linéaires à effets fixes

Variables	TE_CDD						TS_CDD						FLUX_CDD					
	Total		NR		R		Total		NR		R		Total		NR		R	
	Naïf	E F	Naïf	E F	Naïf	E F	Naïf	E F	Naïf	E F	Naïf	E F	Naïf	E F	Naïf	E F	Naïf	E F
<i>Constante</i>	0.03 ***	0.01 ***	Ns	Ns	0.07 ***	Ns	0.01 **	Ns	Ns	Ns	0.04 ***	Ns	0.05 ***	Ns	Ns	Ns	0.11 ***	Ns
<i>chômage partiel</i>	-0.02 ***	-0.03 ***	Ns	-0.04 ***	-0.02 ***	-0.02 ***	-0.01 *	-0.01 ***	Ns	-0.01 **	-0.01 ***	-0.01 ***	-0.03 ***	-0.04 ***	Ns	-0.06 ***	-0.04 ***	-0.04 ***
<i>RTT</i>	-0.01 ***	Ns	Ns	Ns	-0.03 ***	Ns	-0.01 **	-0.01 **	Ns	Ns	-0.02 ***	Ns	-0.03 ***	Ns	Ns	Ns	-0.05 ***	Ns
<i>Type établissement</i> (Réf. usage récurrent)	0.01 ***						0.01 ***						0.03 ***					
<i>% femmes</i>	0.20 ***	Ns	0.31 ***	Ns	0.14 ***	Ns	0.18 ***	Ns	0.28 ***	Ns	0.12 ***	Ns	0.39 ***	Ns	0.59 ***	Ns	0.26 ***	Ns
<i>Conjoncture</i>	Ns	Ns	Ns	Ns	Ns	Ns	Ns	Ns	Ns	0.01 **	Ns	Ns	Ns	Ns	Ns	Ns	Ns	Ns
<i>Secteur activité</i>																		
Industrie	Réf		Réf		Réf		Réf		Réf		Réf		Réf		Réf		Réf	
Construction	0.01 *		0.05 ***		Ns		Ns		0.03 **		-0.01 *		Ns		0.08 ***		Ns	
Tertiaire	0.26 ***		0.25 ***		0.23 ***		0.20 ***		0.18 ***		0.21 ***		0.46 ***		0.43 ***		0.45 ***	
<i>Taille établissement</i>																		
[50,100]	0.01 **	Ns	Ns	Ns	0.01 **	Ns	0.01 **	Ns	Ns	Ns	0.01 ***	-0.01 ***	0.02 **	Ns	Ns	Ns	0.02 ***	-0.03 **
]100,250]	Réf	Réf	Réf	Réf	Réf	Réf	Réf	Réf	Réf	Réf	Réf	Réf	Réf	Réf	Réf	Réf	Réf	Réf
]250,500]	Ns	Ns	Ns	Ns	-0.02 ***	0.02 **	Ns	Ns	Ns	Ns	-0.01 ***	Ns	Ns	Ns	Ns	Ns	-0.04 ***	0.04 **
]500 et plus	-0.02 **	Ns	Ns	Ns	-0.02 **	Ns	Ns	Ns	Ns	Ns	-0.01 *	Ns	-0.03 *	Ns	Ns	Ns	-0.03 **	Ns

Source : Fichier issu de l'appariement 1) du panel des autorisations annuelles de chômage partiel reconstitué à partir des fichiers mensuels d'autorisation de chômage partiel de 1995 à 2005 (DARES, DDTEFP) ; 2) le fichier « Accords 35 heures » (DARES, URSSAF) ; 3) les fichiers BRN de 1994 à 2003 (INSEE) ; 4) les fichiers DMMO de 1996 à 2004 (INSEE, DARES) ; 5) les fichiers UNEDIC de 1995 à 2003

Champ : 885 établissements de France métropolitaine de 50 salariés et plus, ayant eu recours au chômage partiel entre 1995 et 2000 et appartenant au secteurs d'activité suivants : industrie, construction et tertiaire
La significativité : *** à 1% ; ** à 5% ; * à 10 % et Ns = non significatif

Lecture : Total = échantillon total ; NR = sous-échantillon des établissements ayant un usage non récurrent des autorisations de chômage partiel ; R = sous-échantillon des établissements ayant un usage récurrent des autorisations de chômage partiel.

Annexe 21 : Impact du chômage partiel autorisé sur les taux d'entrée, de sortie et les flux de CDI avec des modèles linéaires à effets fixes

Variables	TE_CDI						TS_CDI						FLUX_CDI					
	Total		NR		R		Total		NR		R		Total		NR		R	
	Naïf	E F	Naïf	E F	Naïf	E F	Naïf	E F	Naïf	E F	Naïf	E F	Naïf	E F	Naïf	E F	Naïf	E F
<i>Constante</i>	0.05 ***	Ns	0.05 ***	Ns	0.05 ***	Ns	0.03 ***	Ns	0.03 ***	Ns	0.03 ***	Ns	0.08 ***	Ns	0.08 ***	Ns	0.08 ***	Ns
<i>chômage partiel</i>	-0.01 ***	-0.009 ***	-0.01 *	-0.01 **	-0.01 ***	-0.009 ***	0.008 ***	Ns	Ns	Ns	0.008 **	Ns	Ns	Ns	Ns	Ns	Ns	Ns
<i>RTT</i>	Ns	0.009 ***	Ns	0.01 ***	Ns	Ns	0.006 ***	Ns	0.006 **	Ns	0.006 **	Ns	Ns	0.01 **	Ns	0.02 ***	Ns	Ns
<i>Type établissement (Réf. usage récurrent)</i>	0.005 **						-0.004 **						Ns					
<i>% femmes</i>	-0.01 ***	-0.07 ***	Ns	-0.17 ***	-0.02 ***	-0.04 *	0.01 **	-0.06 *	Ns	Ns	0.01 *	-0.08 *	Ns	-0.14 ***	Ns	-0.17 *	-0.01 *	-0.12 **
<i>Conjoncture</i>	Ns	Ns	0.008 ***	Ns	Ns	Ns	Ns	Ns	Ns	Ns	Ns	Ns	Ns	Ns	0.01 ***	Ns	Ns	Ns
<i>Secteur activité</i>																		
<i>Industrie</i>	Réf		Réf		Réf		Réf		Réf		Réf		Réf		Réf		Réf	
<i>Construction</i>	0.04 ***		0.04 ***		0.04 ***		Ns		Ns		Ns		0.04 ***		0.04 ***		0.04 ***	
<i>Tertiaire</i>	0.08 ***		0.07 ***		0.11 ***		Ns		Ns		Ns		0.08 ***		0.07 ***		0.10 ***	
<i>Taille établissement</i>																		
<i>[50,100]</i>	Ns	Ns	Ns	Ns	0.006 *	Ns	0.01 ***	0.04 ***	0.007 **	0.02 ***	0.01 ***	0.06 ***	0.01 ***	0.04 ***	Ns	Ns	0.02 ***	0.06 ***
<i>]100,250]</i>	Réf	Réf	Réf	Réf	Réf	Réf	Réf	Réf	Réf	Réf	Réf	Réf	Réf	Réf	Réf	Réf	Réf	Réf
<i>]250,500]</i>	Ns	Ns	Ns	Ns	Ns	Ns	-0.007 ***	-0.03 ***	-0.006 *	Ns	-0.009 **	-0.07 ***	-0.01 ***	-0.03 ***	Ns	Ns	-0.01 **	-0.06 ***
<i>]500 et plus</i>	Ns	Ns	Ns	Ns	Ns	Ns	-0.01 ***	-0.04 ***	-0.01 **	Ns	-0.01 **	-0.07 ***	-0.01 **	-0.04 ***	Ns	Ns	-0.01 *	-0.05 **

Source : Fichier issu de l'appariement 1) du panel des autorisations annuelles de chômage partiel reconstitué à partir des fichiers mensuels d'autorisation de chômage partiel de 1995 à 2005 (DARES, DDTEFP) ; 2) le fichier « Accords 35 heures » (DARES, URSSAF) ; 3) les fichiers BRN de 1994 à 2003 (INSEE) ; 4) les fichiers DMMO de 1996 à 2004 (INSEE, DARES) ; 5) les fichiers UNEDIC de 1995 à 2003

Champ : 885 établissements de France métropolitaine de 50 salariés et plus, ayant eu recours au chômage partiel entre 1995 et 2000 et appartenant au secteurs d'activité suivants : industrie, construction et tertiaire
La significativité : *** à 1% ; ** à 5% ; * à 10 % et Ns = non significatif

Lecture : Total = échantillon total ; NR = sous-échantillon des établissements ayant un usage non récurrent des autorisations de chômage partiel ; R = sous-échantillon des établissements ayant un usage récurrent des autorisations de chômage partiel.

Annexe 22 : Impact du chômage partiel autorisé sur les taux d'entrée, de sortie et les flux de CDD avec les modèles d'appariement sélectif (estimateur à noyau)

Effet moyen	TE_CDD			TS_CDD			FLUX_CDD		
	Total	NR	R	Total	NR	R	Total	NR	R
<i>Global</i>	-0.0295 ***	Ns	-0.0258 ***	-0.0164 ***	Ns	-0.0133 ***	-0.0468 ***	Ns	-0.0425 ***
<i>Non-traités</i>	-0.0298 ***	Ns	-0.0254 ***	-0.0167 **	Ns	-0.0136 ***	-0.0475 ***	Ns	-0.0433 ***
<i>Traités</i>	-0.0271 ***	Ns	-0.0242 ***	-0.0142 ***	Ns	-0.0122 ***	-0.0422 ***	Ns	-0.0393 ***

Source : Fichier issu de l'appariement 1) du panel des autorisations annuelles de chômage partiel reconstitué à partir des fichiers mensuels d'autorisation de chômage partiel de 1995 à 2005 (DARES, DDTEFP) ; 2) le fichier « Accords 35 heures » (DARES, URSSAF) ; 3) les fichiers BRN de 1994 à 2003 (INSEE) ; 4) les fichiers DMMO de 1996 à 2004 (INSEE, DARES) ; 5) les fichiers UNEDIC de 1995 à 2003

Champ : 885 établissements de France métropolitaine de 50 salariés et plus, ayant eu recours au chômage partiel entre 1995 et 2000 et appartenant aux secteurs d'activité suivants : industrie, construction et tertiaire

La significativité : *** à 1% ; ** à 5% ; * à 10 % et Ns = non significatif

Lecture : Total = échantillon total ; NR = sous-échantillon des établissements ayant un usage non récurrent des autorisations de chômage partiel ; R = sous-échantillon des établissements ayant un usage récurrent des autorisations de chômage partiel.

Annexe 23 : Impact du chômage partiel autorisé sur les taux d'entrée, de sortie et les flux de CDI avec les modèles d'appariement sélectif (estimateur à noyau)

Effet moyen	TE_CDI			TS_CDI			FLUX_CDI		
	Total	NR	R	Total	NR	R	Total	NR	R
Global	-0.0148 ***	-0.0180 ***	-0.0110 ***	0.0081 ***	Ns	0.0071 ***	Ns	Ns	Ns
Non-traités	-0.0149 ***	-0.0181 ***	-0.0108 ***	0.0079 ***	Ns	0.0069 **	Ns	Ns	Ns
Traités	-0.0142 ***	-0.0154 ***	-0.0118 ***	0.0091 ***	Ns	0.0075 **	Ns	Ns	Ns

Source : Fichier issu de l'appariement 1) du panel des autorisations annuelles de chômage partiel reconstitué à partir des fichiers mensuels d'autorisation de chômage partiel de 1995 à 2005 (DARES, DDTEFP) ; 2) le fichier « Accords 35 heures » (DARES, URSSAF) ; 3) les fichiers BRN de 1994 à 2003 (INSEE) ; 4) les fichiers DMMO de 1996 à 2004 (INSEE, DARES) ; 5) les fichiers UNEDIC de 1995 à 2003

Champ : 885 établissements de France métropolitaine de 50 salariés et plus, ayant eu recours au chômage partiel entre 1995 et 2000 et appartenant aux secteurs d'activité suivants : industrie, construction et tertiaire

La significativité : *** à 1% ; ** à 5% ; * à 10 % et Ns = non significatif

Lecture : Total = échantillon total ; NR = sous-échantillon des établissements ayant un usage non récurrent des autorisations de chômage partiel ; R = sous-échantillon des établissements ayant un usage récurrent des autorisations de chômage partiel.

Annexe 24 : Impact du chômage partiel autorisé sur la variable LE (modèles logit simples et à effets fixes, retardés et non retardés)

Variables	LE Logit simple			LE Logit simple retardé		
	Total	NR	R	Total	NR	R
<i>Constante</i>	-1.53 ***	-1.54 ***	-1.55 ***	-1.65 ***	-1.66 ***	-1.66 ***
<i>chômage partiel</i>	0.57 ***	0.66 ***	0.56 ***	0.52 ***	0.64 ***	0.50 ***
<i>RTT</i>	Ns	-0.15 *	Ns	Ns	Ns	Ns
<i>% femmes</i>	0.59 ***	0.58 ***	0.59 ***	0.62 ***	0.63 ***	0.62 ***
<i>Conjoncture</i>	Ns	Ns	Ns	Ns	Ns	Ns
<i>Secteur activité</i>						
Industrie	0.17 ***	0.16 **	0.15 *	0.23 ***	0.21 ***	0.21 **
Construction	Ns	Ns	Ns	-0.21 **	Ns	-0.27 **
Tertiaire	Réf	Réf	Réf	Réf	Réf	Réf
<i>Taille établissement</i>						
[50,100]	-0.18 ***	-0.25 **	Ns	-0.15 **	-0.22 **	Ns
]100,250]	Réf	Réf	Réf	Réf	Réf	Réf
]250,500]	0.39 ***	0.45 ***	0.36 ***	0.40 ***	0.43 ***	0.38 ***
]500 et plus	0.31 ***	0.43 **	0.27 **	0.30 ***	0.40 **	0.26 **

Variables	LE Logit effets fixes			LE Logit retardé effets fixes		
	Total	NR	R	Total	NR	R
<i>Constante</i>	Ns	Ns	Ns	Ns	Ns	Ns
<i>chômage partiel</i>	0.79 ***	0.84 ***	0.80 ***	0.62 ***	0.70 ***	0.60 ***
<i>RTT</i>	0.30 **	Ns	0.34 **	0.33 ***	Ns	0.40 **
<i>% femmes</i>	1.64 *	Ns	Ns	Ns	3.58 *	Ns
<i>Conjoncture</i>	Ns	Ns	Ns	-0.33 ***	Ns	-0.49 ***
<i>Secteur activité</i>						
Industrie						
Construction						
Tertiaire						
<i>Taille établissement</i>						
[50,100]	0.70 ***	Ns	1.04 ***	0.76 ***	Ns	1.14 ***
]100,250]	Réf	Réf	Réf	Réf	Réf	Réf
]250,500]	Ns	0.76 **	-0.63 ***	Ns	0.98 **	-0.61 **
]500 et plus	Ns	Ns	Ns	Ns	1.41 *	Ns

Source : Fichier issu de l'appariement 1) du panel des autorisations annuelles de chômage partiel reconstitué à partir des fichiers mensuels d'autorisation de chômage partiel de 1995 à 2005 (DARES, DDTEFP) ; 2) le fichier « Accords 35 heures » (DARES, URSSAF) ; 3) les fichiers BRN de 1994 à 2003 (INSEE) ; 4) les fichiers DMMO de 1996 à 2004 (INSEE, DARES) ; 5) les fichiers UNEDIC de 1995 à 2003
 Champ : 885 établissements de France métropolitaine de 50 salariés et plus, ayant eu recours au chômage partiel entre 1995 et 2000 et appartenant aux secteurs d'activité suivants : industrie, construction et tertiaire

Annexe 25 : Impact du chômage partiel autorisé sur la variable NBLE (modèles de comptage – négatif binomial- retardés et non retardés)

Variables	NBLE Modèle négatif binomial non-retardé			NBLE Modèle négatif binomial retardé		
	Total	NR	R	Total	NR	R
<i>Constante</i>	-1.81 ***	-1.86 ***	-1.75 ***	-1.85 ***	-1.88 ***	-1.73 ***
<i>chômage partiel</i>	0.34 ***	0.41 ***	0.34 ***	0.32 ***	0.40 ***	0.29 ***
<i>RTT</i>	0.18 ***	Ns	0.23 ***	0.17 ***	Ns	0.22 ***
<i>% femmes</i>	0.40 ***	0.43 ***	0.39 ***	0.45 ***	0.48 ***	0.42 ***
<i>Conjoncture</i>	Ns	Ns	Ns	-0.20 **	Ns	-0.20 **
<i>Secteur activité</i>						
Industrie	0.16 *	0.19 *	Ns	0.19 **	0.20 *	Ns
Construction	Ns	Ns	Ns	Ns	Ns	Ns
Tertiaire	Réf	Réf	Réf	Réf	Réf	Réf
<i>Taille établissement</i>						
[50,100]	-0.13 ***	-0.20 **	Ns	-0.11 **	-0.18 **	Ns
]100,250]	Réf	Réf	Réf	Réf	Réf	Réf
]250,500]	0.27 ***	0.32 ***	0.24 ***	0.28 ***	0.32 ***	0.26 ***
]500 et plus	0.22 ***	0.30 **	0.19 **	0.22 ***	0.29 **	

Source : Fichier issu de l'appariement 1) du panel des autorisations annuelles de chômage partiel reconstitué à partir des fichiers mensuels d'autorisation de chômage partiel de 1995 à 2005 (DARES, DDTEFP) ; 2) le fichier « Accords 35 heures » (DARES, URSSAF) ; 3) les fichiers BRN de 1994 à 2003 (INSEE) ; 4) les fichiers DMMO de 1996 à 2004 (INSEE, DARES) ; 5) les fichiers UNEDIC de 1995 à 2003
 Champ : 885 établissements de France métropolitaine de 50 salariés et plus, ayant eu recours au chômage partiel entre 1995 et 2000 et appartenant aux secteurs d'activité suivants : industrie, construction et tertiaire

Annexe 26: Impact du chômage partiel autorisé sur la variable TS_LE (modèles Tobit)

Variables	TS_LE Tobit avec biais de sélection			TS_LE Tobit avec biais de sélection retardé		
	Total	NR	R	Total	NR	R
<i>Constante</i>	-0.10 ***	***	***	-0.10 ***	***	***
<i>chômage partiel</i>	0.03 ***	0.02 ***	0.03 ***	0.03 ***	0.02 ***	0.03 ***
<i>RTT</i>	0.01 ***	Ns	0.02 ***	0.01 ***	Ns	0.02 ***
<i>% femmes</i>	0.04 ***	0.01 **	0.05 ***	0.04 ***	0.02 **	0.06 ***
<i>Conjoncture</i>	Ns	Ns	Ns	-0.01 ***	Ns	-0.06 ***
<i>Secteur activité</i>						
Industrie	0.01 ***	0.01 *	Ns	0.01 **	Ns	Ns
Construction	Ns	Ns	Ns	Ns	Ns	Ns
Tertiaire	Réf	Réf	Réf	Réf	Réf	Réf
<i>Taille établissement</i>						
[50,100]	-0.01 **	-0.01 **	Ns	-0.01 **	-0.01 *	Ns
]100,250]	Réf	Réf	Réf	Réf	Réf	Réf
]250,500]	0.01 **	0.01 ***	Ns	0.01 **	0.01 ***	Ns
]500 et plus	Ns	Ns	Ns	Ns	Ns	Ns

Variables	TS_LE Tobit avec biais de sélection effets fixes deuxième étape			TS_LE Tobit avec biais de sélection effets fixes deuxième étape retardé		
	Total	NR	R	Total	NR	R
<i>Constante</i>	-0.11 ***	Ns	-0.13 ***	-0.11 **	Ns	-0.13 **
<i>chômage partiel</i>	0.03 ***	0.02 ***	0.04 ***	0.03 ***	0.01 ***	0.03 ***
<i>RTT</i>	0.01 **	Ns	0.01 **	0.01 **	Ns	0.02**
<i>% femmes</i>	Ns	0.11 *	Ns	Ns	ns	Ns
<i>Conjoncture</i>	Ns	-0.01 *	Ns	-0.01 ***	-0.01 *	Ns
<i>Secteur activité</i>						
Industrie						
Construction						
Tertiaire						
<i>Taille établissement</i>						
[50,100]	0.02 ***	Ns	0.04 ***	0.02 ***	Ns	0.04 ***
]100,250]	Réf	Réf	Réf	Réf	Réf	Réf
]250,500]	-0.04 ***	Ns	-0.08 ***	-0.04 ***	Ns	-0.08 ***
]500 et plus	-0.04 ***	Ns	-0.09 ***	-0.04 **	Ns	-0.09 ***

Source : Fichier issu de l'appariement 1) du panel des autorisations annuelles de chômage partiel reconstitué à partir des fichiers mensuels d'autorisation de chômage partiel de 1995 à 2005 (DARES, DDTEFP) ; 2) le fichier « Accords 35 heures » (DARES, URSSAF) ; 3) les fichiers BRN de 1994 à 2003 (INSEE) ; 4) les fichiers DMMO de 1996 à 2004 (INSEE, DARES) ; 5) les fichiers UNEDIC de 1995 à 2003
 Champ : 885 établissements de France métropolitaine de 50 salariés et plus, ayant eu recours au chômage partiel entre 1995 et 2000 et appartenant aux secteurs d'activité suivants : industrie, construction et tertiaire

Annexe 27: Impact du chômage partiel autorisé sur la variable %sortie_LE (modèles Tobit)

Variables	%sortie_LE Tobit avec biais de sélection			%sortie_LE Tobit avec biais de sélection retardé		
	Total	NR	R	Total	NR	R
Constante	-0.39 ***	-0.32 ***	-0.40 ***	-0.38 ***	-0.31 ***	-0.37 ***
chômage partiel	0.13 ***	0.11 ***	0.12 ***	0.12 ***	0.10 ***	0.11 ***
RTT	0.04 ***	Ns	0.06 ***	0.04 ***	Ns	0.06 ***
% femmes	0.11 ***	Ns	0.15 ***	0.11 ***	Ns	0.15 ***
Conjoncture	Ns	Ns	Ns	-0.04 ***	Ns	-0.16 ***
Secteur activité						
Industrie	0.12 ***	0.08 ***	0.11 ***	0.12 ***	0.08 ***	0.10 **
Construction	0.05 *	Ns	Ns	Ns	Ns	Ns
Tertiaire	Réf	Réf	Réf	Réf	Réf	Réf
Taille établissement						
[50,100]	Ns	-0.03 *	Ns	Ns	Ns	Ns
]100,250]	Réf	Réf	Réf	Réf	Réf	Réf
]250,500]	0.06 ***	0.07 ***	0.05 **	0.06 ***	0.07 ***	0.05 ***
]500 et plus	Ns	Ns	Ns	Ns	Ns	Ns

Variables	%sortie_LE Tobit avec biais de sélection effets fixes deuxième étape			%sortie_LE Tobit avec biais de sélection effets fixes deuxième étape retardé		
	Total	NR	R	Total	NR	R
Constante	-0.47***	Ns	-0.52***	-0.46***	Ns	-0.52***
chômage partiel	0.13***	0.12***	0.14***	0.11***	0.10***	0.11***
RTT	0.04**	Ns	0.04*	0.04***	Ns	0.05**
% femmes	Ns	Ns	Ns	Ns	Ns	Ns
Conjoncture	Ns	Ns	Ns	-0.03***	Ns	-0.11***
Secteur activité						
Industrie	0.46**	Ns	0.52***	0.50***	Ns	0.57***
Construction	Ns	Ns	Ns	Ns	Ns	Ns
Tertiaire	Réf	Réf	Réf	Réf	Réf	Réf
Taille établissement						
[50,100]	0.12***	Ns	0.18***	0.13***	Ns	0.20***
]100,250]	Réf	Réf	Réf	Réf	Réf	Réf
]250,500]	-0.06**	0.07*	-0.15***	-0.05*	0.09**	-0.14***
]500 et plus	-0.11**	Ns	-0.17**	Ns	Ns	-0.15**

Source : Fichier issu de l'appariement 1) du panel des autorisations annuelles de chômage partiel reconstitué à partir des fichiers mensuels d'autorisation de chômage partiel de 1995 à 2005 (DARES, DDTEFP) ; 2) le fichier « Accords 35 heures » (DARES, URSSAF) ; 3) les fichiers BRN de 1994 à 2003 (INSEE) ; 4) les fichiers DMMO de 1996 à 2004 (INSEE, DARES) ; 5) les fichiers UNEDIC de 1995 à 2003
 Champ : 885 établissements de France métropolitaine de 50 salariés et plus, ayant eu recours au chômage partiel entre 1995 et 2000 et appartenant aux secteurs d'activité suivants : industrie, construction et tertiaire

- N° 1 *La négociation salariale de branche entre 1985 et 1993*, par Olivier BARRAT (DARES), septembre 1994.
- N° 2 *Créations et suppressions d'emplois en France. Une étude sur la période 1984-1992*, par S. LAGARDE (INSEE), E. MAURIN (DARES), C. TORELLI (INSEE), octobre 1994.
- N° 3 *L'impact du coût sur la substitution capital-travail*, par Ferhat MIHOUBI (DARES), novembre 1994.
- N° 4 *Éducation, expérience et salaire. Tendances et évolutions de long terme*, par D. GOUX (INSEE) et Eric MAURIN (DARES), novembre 1994.
- N° 5 *Origine sociale et destinée scolaire. L'inégalité des chances devant l'enseignement à travers les enquêtes FQP 1970, 1977, 1985 et 1993*, par D. GOUX (INSEE) et Eric MAURIN (DARES), décembre 1994.
- N° 6 *Perception et vécu des professions en relation avec la clientèle*, par Sabine GUYOT et Valérie PEZET (Institut pour l'amélioration des conditions de travail), déc. 1994.
- N° 7 *Collectifs, conflits et coopération dans l'entreprise*, par Thomas COUTROT (DARES), février 1995.
- N° 8 *Comparaison entre les établissements des PME des grandes entreprises à partir de l'enquête RÉPONSE*, par Anna MALAN (DARES) et Patrick ZOUARY (ISMA), septembre 1996.
- N° 9 *Le passage à une assiette valeur ajoutée pour les cotisations sociales : une approche sur données d'entreprises*, par Gilbert CETTE et Élisabeth KREMP (Banque de France), novembre 1996.
- N° 10 *Les rythmes de travail*, par Michel CÉZARD et Lydie VINK (DARES), décembre 1996.
- N° 11 *Le programme d'entretien auprès des 900 000 chômeurs de longue durée - Bilan d'évaluation*, par Marie RUAULT et René-Paul ARLANDIS (DARES), mars 1997.
- N° 12 *Créations et suppressions d'emplois et flux de main-d'oeuvre dans les établissements de 50 salariés et plus*, par Marianne CHAMBAIN et Ferhat MIHOUBI (DARES), avril 1997.
- N° 13 *Quel est l'impact du commerce extérieur sur la productivité et l'emploi ? Une analyse comparée des cas de la France, de l'Allemagne et des États-Unis*, par Olivier CORTES et Sébastien JEAN (CEPII), mai 1997.
- N° 14 *Bilan statistique de la formation professionnelle en 1995-1996* - DARES, mai 1997.
- N° 15 *Les bas salaires en France 1983-1997*, par Pierre CONCIALDI (IRES) et Sophie PONTHEUX (DARES), octobre 1997.
- N° 16 *Les jeunes en difficulté à travers le réseau des missions locales et des PAIO entre 1994 et 1996 - Résultats du panel TERSUD de 1997*, DARES et DIJ, janvier 1998.
- N° 17 *L'impact macro-économique d'une politique de RTT : l'approche par les modèles macro-économiques*, DARES (Mission analyse économique), SEMEF-BDF, OFCE, janvier 1998.
- N° 18 *L'opinion des Français face au chômage dans les années 80-90*, par Jacques CAPDEVIELLE et Arlette FAUGERES (CEVIPOF), janv. 1998.
- N° 19 *Intéressement et salaires : Complémentarité ou substitution ?* par Sylvie MABILE, DARES, mars 1998.
- N° 20 *L'impact économique de l'immigration sur les pays et régions d'accueil : modèles et méthodes d'analyse*, par Hubert JAYET, Université des sciences et technologies de Lille I, avril 1998.
- N° 21 *Analyse structurelle des processus de création et de suppression d'emplois*, par Frédéric KARAMÉ et Ferhat MIHOUBI, DARES, juin 1998.
- N° 22 *Quelles place pour les femmes dans les dispositifs de la politique de l'emploi entre 1992 et 1996 ?*, par Franck PIOT, DARES, août 1998.
- N° 23 *Deux années d'application du dispositif d'incitation à la réduction collective du temps de travail*, par Lionel DOISNEAU, DARES, sept. 1998.
- N° 24 *Le programme « Nouveaux services-Emplois jeunes », d'octobre 1997 à octobre 1998*, par Françoise BOUYGARD, Marie-Christine COMBES, Didier GÉLOT, Carole KISSOUN, DARES, novembre 1998.
- N° 25 *Une croissance plus riche en emplois depuis le début de la décennie ? Une analyse en comparaison internationale*, par Sandrine DUCHÊNE et Alain JACQUOT, DARES et INSEE, mars 1999.
- N° 26 *Stratégies concurrentielles et comportements d'emploi dans les PME - Un état de la littérature*, par Philippe TROUVÉ, avril 1999.
- N° 27 *Effets sur les trajectoires des chômeurs d'un passage dans deux dispositifs de politique d'emploi (CES-SIFE), Rapport final pour la convention du 15/06/98 (n° 98020) passée entre le Gréquam et la Dares*, Christelle BARAILLER, mai 1999.
- N° 28 *Les inégalités salariales entre hommes et femmes dans les années 90*, par Dominique MEURS et Sophie PONTHEUX, ERMES- Paris II et DARES, juin 1999.
- N° 29 *Les allocataires du RMI et l'emploi*, par Dominique ARNOUT (Rapport de stage), juin 1999.
- N° 30 *Les stratégies des entreprises face à la réduction du temps de travail*, par Anne-Lise AUCOUTURIER, Thomas COUTROT (DARES) et Étienne DEBAUCHE (Université Paris X-Nanterre), septembre 1999.
- N° 31 *Le mandatement dans le cadre de la loi du 13 juin 1998*, par Christian DUFOUR, Adelheid HEGE, Catherine VINCENT et Mouna VIPREY (IRES), octobre 1999.
- N° 32 *L'effort financier des collectivités locales dans la lutte contre le chômage et pour l'aide à l'emploi*, par Jacques ABEN, Paul ALLIES, Mohammad-Saïd DARVICHE, Mohammed DJOULDEM, Muriel FROEHLICH, Luis DE LA TORRE, octobre 1999.
- N° 33 *La dynamique asymétrique des flux de création et de suppression d'emplois : une analyse pour la France et les États-Unis*, par Frédéric KARAMÉ (DARES), nov. 1999.
- N° 34 *Évaluation d'une mesure de politique pour l'emploi : la convention de conversion*, par Marc WEIBEL (rapport de stage), janvier 2000.
- N° 35 *Premières évaluations quantitatives des réductions collectives du temps de travail*, par Murielle FIOLE, Vladimir PASSERON et Muriel ROGER, janvier 2000.
- N° 36 *La durée annuelle et l'aménagement du temps de travail en 1994*, par Annie DELORT et Valérie LE CORRE, février 2000.
- N° 37 *Analyse des premiers accords conventionnés de passage à 35 heures - Étude monographique de 12 accords*, par Pierre BOISARD et Jérôme PELISSE, février 2000.
- N° 38 *Syndrome, miracle, modèle polder et autres spécificités néerlandaises : quels enseignements pour l'emploi en France ?*, par Sébastien JEAN (CEPII), août 2000.
- N° 39 *La mise en œuvre de la formation dans les contrats de qualification - Rapport final*, par Marie-Christine COMBES (GPI-MIS), octobre 2000.
- N° 40 *L'impact du développement des services sur les formes du travail et de l'emploi - Rapport final pour la Dares* -, par Christian du TERTRE et Pascal UGHETTO (IRIS-Université Paris-IX-Dauphine), novembre 2000.
- N° 41 *Le suivi du plan social par l'employeur au service de l'amélioration du processus décisionnel : l'apport de trois études de cas*, par Christophe CORNOLT, Yves MOULIN et Géraldine SCHMIDT (Université Nancy II), février 2001.
- N° 42 *L'impact des marchés financiers sur la gestion des ressources humaines : une enquête exportatrice auprès des grandes entreprises françaises*, par Sabine MONTAGNE et Catherine SAUVIAT (IRES), mars 2001.
- N° 43 *L'impact du traitement des activités occasionnelles sur les dynamiques d'emploi et de chômage (Convention d'étude Dares-Ires)*, par Hervé HUYGHUES DESPOINTE, Florence LEFRESNE et Carole TUCHSZIRER, mars 2001.
- N° 44 *L'adaptation des marchés du travail à l'évolution des systèmes de retraite*, par Antoine BOMMIER, Thierry MAGNAC et Muriel ROGER, avril 2001.
- N° 45 *Étude de la démographie des organismes de formation continue*, par Isabelle BAUDEQUIN, Annie CHANUT, Alexandre MELIVA (DARES et CEREQ), juin 2001.
- N° 46 *L'évolution des sorties d'emploi vers la retraite et la préretraite. Une approche par métiers*, par Agnès TOPIOL (DARES), juillet 2001.
- N° 47 *Prospective des métiers à l'horizon 2010 : une approche par familles d'activité professionnelles*, par Agnès TOPIOL (DARES), juin 2001.
- N° 48 *L'évolution des sorties d'emploi vers la retraite et la préretraite*, juillet 2001.
- N° 49 *L'information statistique sur la participation des entreprises à la formation continue : état des lieux et évolutions possibles*, août 2001.
- N° 50 *Base de données des comptes sociaux des entreprises commerciales (fichiers DIANE). Panel DIANE/UNEDIC, période 1991-1999*, par Anne SAINT-MARTIN (DARES), janvier 2002.
- N° 51 *Dynamique des métiers et usage de l'informatique : une approche descriptive*, par Thomas COUTROT (DARES) et Jennifer SIROTEAU, février 2002.
- N° 52 *Licenciements et marchés financiers : les illégitimités de la convention financière*, par Tristan BOYER (FORUM), avril 2002.
- N° 53 *Mécanisme du plan de licenciement : déconstruction d'argumentaires économiques de projets de licenciements*, par Tristan BOYER (FORUM), avril 2002.
- N° 54 *À la recherche du temps gagné : des salariés face aux 35 heures*, par Jérôme PELISSE (CEE), mai 2002.
- N° 55 *La réduction du temps de travail en Lorraine : enjeux, négociations et pratiques des entreprises*, par Lionel JACQUOT (LASTES) et Nora SETTI (GREE), avril 2002.
- N° 56 *Principaux résultats de l'enquête RTT et modes de vie*, par Marc-Antoine ESTRADE et Dominique MEDA (DARES), mai 2002.
- N° 57 *Enquête passages : projets, attitudes, stratégies et accords liés à la généralisation des 35 heures - Guide méthodologique et analyse préliminaires*, par Mathieu BUNEL, juillet 2002.
- N° 58 *Cohésion sociale, emploi et compétitivité : éléments pour un débat*, par Rachel BEAUJOLIN-BELLET, Marc-Antoine ESTRADE, Jean-Yves KERBOUC'H, Tristan KLEIN, Frédéric LERAI, Dominique MEDA, Anne SAINT-MARTIN, Frédéric TRIMOUILLE (DARES), août 2002.
- N° 59 *La politique de l'emploi au prisme des territoires*, par Thierry BERTHET, Philippe CUNTIGH (CERVL-CEREQ) et Christophe GUITTON (DARES), septembre 2002.
- N° 60 *Comparaison internationale de durée et de productivité*, par Odile CHAGNY et Mireille BRUYERE (Observatoire Français des Conjonctures Économiques), sept. 2002.
- N° 61 *L'effet des 35 heures sur la durée du travail des salariés à temps partiel*, par Aline OLIVEIRA (ENSAE) et Valérie ULRICH (DARES), sept. 2002.
- N° 62 *Les effets du dispositif d'intéressement sur l'insertion au marché du travail des bénéficiaires de l'allocation chômage*, par Nadia ALIBAY et Arnaud LEFRANC (Université de Cergy-Pontoise), octobre 2002.
- N° 63 *Normes d'emploi et marché du travail dans les métiers liés aux technologies de l'information*, par Yannick FONDEUR et Catherine SAUVIAT (DARES), nov. 2002.
- N° 64 *Enquête « RÉPONSE » 1998 - Questionnaire « Représentants du personnel » - De la participation au conflit*, par Daniel FURJOT (DARES), déc. 2002.
- N° 65 *Développement et dialogue social - Les TPE face aux 35 heures*, par Pascal CHARPENTIER (CNAM) et Benoît LEPLÉY (GIP-MIS), janvier 2003.
- N° 66 *La mobilité professionnelle et salariale des salariés âgés analysée à travers les DADS*, par Frédéric LAINÉ, mars 2003.
- N° 67 *Un indicateur régional d'évolution mensuelle d'emploi dans les établissements de 50 salariés ou plus*, par Magda TOMASINI, avril 2003.
- N° 68 *La réorganisation du travail et son impact sur les performances des entreprises industrielles : une analyse sur données françaises 1995-1999*, par Véronique JANOD et Anne Saint-Martin, avril 2003.
- N° 69 *Discrimination et emploi : revue de la littérature*, par Hélène GARNER-MOYER, mai 2003.
- N° 70 *Impact du traitement des activités occasionnelles sur les dynamiques d'emploi et de chômage - 2ème partie Espagne - Italie*, par Florence LEFRESNE (IRES) et Carole TUCHSZIRER (IRES), mai 2003.
- N° 71 *Souplesse et sécurité de l'emploi : Orientations d'études et de recherches à moyen terme*, coordination par Carole Yerochewski, juin 2003.
- N° 72 *Séries de données sur les mouvements de main-d'oeuvre 1996-2001*, par Lucile Richet-Mastain, juillet 2003.
- N° 73 *35 heures et mise en œuvre des dispositifs de modulation/annualisation dans les enquêtes REPONSE et PASSAGES*, par Matthieu Bunel, août 2003
- N° 74 *Le licenciement pour motif personnel : une catégorie juridique aux contours flous et difficiles à cerner par les statistiques administratives*, par Maria-Teresa Pignoni et Patrick Zouary (Si2S), octobre 2003
- N° 75 *Plan national d'action pour l'emploi 2003. Annexe statistique. Indicateurs de suivi et d'évaluation*, coordination Christine Charpail et Norbert Holcblat, octobre 2003.
- N° 76 *Les estimations mensuelles d'emploi salarié dans le secteur concurrentiel*, par Raphaël Cancé, octobre 2003.

- N° 77 *Les déterminants du jugement des salariés sur la RTT*, par Gilbert CETTE (CEDERS), Nicolas DROMEL (GREQAM) et Dominique Méda (DARES), novembre 2003.
- N° 78 *Trajectoires passées par un emploi à bas salaire. Une étude à partir du panel européen des ménages*, par Bertrand LHOMMEAU (DARES), novembre 2003.
- N° 79 *Evaluation des statistiques administratives sur les conflits du travail*, par Delphine BROCHARD (MATISSE-CNRS), novembre 2003.
- N° 80 *Les disparités de rémunération entre hommes et femmes : la situation de quatre branches professionnelles*, par Fathi FAKHFAKH (Université Paris II - ERMES), Séverine LEMIERE (Université de Littoral - MATISSE), Marie-Pierre MERLATEAU (Université Paris II - ERMES) et Dominique MEURS (Université Paris II - ERMES), janvier 2004.
- N° 81 *Arbitrage entre flexibilité interne et flexibilité externe : une analyse empirique*, par Matthieu BUNEL (IREGE - Université de Savoie), mai 2004.
- N° 82 *Dossier Age et emploi : synthèse des principales données sur l'emploi des seniors*, coordination Frédéric LERAIS et Pierre MARIONI, mai 2004.
- N° 83 *La contribution des femmes à la performance* : une revue de la littérature, par Sophie LANDRIEUX-KARTOCHIAN (Université Paris I - Panthéon Sorbonne, CERGORS), octobre 2004.
- N° 84 *En 2002, l'insertion de jeunes dans l'emploi se fait plus ou moins lentement selon les pays européens*, par François BRUNET, octobre 2004.
- N° 85 *Etude de qualité sur le questionnement relatif au temps de travail dans les enquêtes Acemo*, par l'ENSAE Junior Etudes, octobre 2004.
- N° 86 *Les processus de mise en oeuvre de l'offre de formation Unédic dans le cadre du PARE* (plan d'aide au retour à l'emploi), par Florence LEFRESNE et Carole TUCHSZI RER (IRES), avec la collaboration statistique de Hervé Huyghues Despointes, octobre 2004.
- N° 87 *Quels effets de la négociation salariale d'entreprise sur l'évolution des salaires entre 1999 et 2001 ?*, par Abdenor BRAHAMI et Catherine DANIEL, novembre 2004.
- N° 88 *Plan national d'action pour l'emploi 2004. Annexe statistique. Indicateurs de suivi et d'évaluation*, coordination Christine Charpail, novembre 2004.
- N° 89 *Les expositions aux risques professionnels par secteur d'activités - Résultats SUMER 2003*, par Dr R. ARNAUDO, Dr I. MAGAUD-CAMUS, Dr N. SANDRET (DRT - Inspection médicale du travail et de la main-d'oeuvre), M.-C. FLOURY, N. GUIGNON, S. HAMON-CHOLET, D. WALTISPERGER (Dares) et E. YILMAZ (stagiaire du DESS «Techniques statistiques et informatiques» Université Panthéon Assas Paris 2), décembre 2004.
- N° 90 *Les pouvoirs du temps. La transformation des régulations dans les organisations du travail après la RTT*, par Michel PEPIN, en collaboration avec Bernard DOERFLINGER, Yves JORAND, Myriam MAUFROY (ESSOR Consultants), janvier 2005.
- N° 91 *Mixité professionnelle et performance des entreprises, le levier de l'égalité*, par Catherine ACHIN, Dominique MEDA, Marie WIERINK, janvier 2005.
- N° 92 *La place du travail dans l'identité*, par Hélène GARNER, Dominique MEDA (Dares), et Claudia SENIK (Delta, Paris IV), janvier 2005.
- N° 93 *Audit de l'enquête sur les mouvements de main-d'oeuvre (EMMO)*, par Heidi WECHTLER, janvier 2005.
- N° 94 *Modalités de passage à 35 heures des TPE*, par Victor DE OLIVEIRA, février 2005.
- N° 95 *Evaluation des politiques d'emploi : la deuxième génération des panels des bénéficiaires*, par Christine CHARPAIL, Tristan KLEI, Serge ZILBERMAN, février 2005.
- N° 96 *Contribution Delalande : quels dispositifs similaires ou alternatifs en Europe du Nord*, par Violaine DELTEIL et Dominique REDOR (GIPMIS), février 2005.
- N° 97 *L'impact des conditions de travail sur la santé : une expérience méthodologique*, par Thomas COUTROT (Dares) et Loup Wolff (Centre d'étude de l'emploi), février 2005.
- N° 97bis *L'impact des conditions de travail sur la santé : une expérience méthodologique. Annexes*, par Thomas COUTROT (Dares) et Loup WOLFF (Centre d'étude de l'emploi), février 2005.
- N° 98 *La mixité professionnelle : les conditions d'un développement durable*, par Michèle FORTE, Myriam NISS, Marie-Claude REBEUH, Emmanuel TRIBY (BETA, Cereq, Université Louis Pasteur de Strasbourg), février 2005.
- N° 99 *Bilan d'activité 2003 des missions locales et des PAIO*, par Camille BONAÏTI (Dares) et Amaria SEKOURI (DGEFP), avril 2005.
- N° 100 *RTT et organisation du travail : l'incidence des lois Aubry II*, par P. CHARPENTIER (GRIOT-LISE, CNAM-CNRS), H. HUYGHUES DESPOINTES, M. LALLÉMENT (GRIOT-LISE, CNAM-CNRS), F. LEFRESNE (IRES et GRIOT-LISE, CNAM-CNRS), J. LOOS-BARON (BETA/LATTS-CNRS, CNAM-CNRS), N. TURPIN-HYARD (GRIOT-LISE, CNAM-CNRS), mai 2005.
- N° 101 *Éléments de bilan sur les travaux évaluant l'efficacité des allègements de cotisations sociales employeurs*, par Véronique REMY, juillet 2005.
- N° 102 *Les réticences à entrer dans le cadre légal des 35 heures*, par Y. JORAND et J.-M. GELIN (Selarj ESSOR), D. TONNEAU et F. FORT (CG.S), B. DOERFLINGER, M. PEPIN et M. MAUFROY (Essor Consultants), juillet 2005.
- N° 103 *Allègements généraux de cotisations sociales et emploi peu qualifié : de l'impact sectoriel à l'effet macro-économique*, par Stéphanie JAMET (Dares lors de la réalisation de l'étude), août 2005.
- N° 104 *La négociation de branche sur la formation professionnelle : les apports de la négociation de branche suite à la réforme de la formation professionnelle tout au long de la vie*, par Caroline RIVIER et Carine SEILER, sous la direction de Jean-Marie LUTTRINGER (Circé), septembre 2005.
- N° 105 *Après un contrat aidé : les conditions de vie s'améliorent*, par Emmanuel BERGER et Tristan KLEIN, septembre 2005.
- N° 106 *Difficultés d'emploi, santé et insertion sociale*, par François BRUN, Colette LEYMARIE, Emma MBIA, Patrick NIVOLLE (Centre d'études de l'emploi), collaboration extérieure : Marie MARIN, octobre 2005.
- N° 107 *La sécurisation des trajectoires professionnelles*, par Dominique MEDA et Bertrand MINAULT, octobre 2005.
- N° 108 *Le licenciement des salariés protégés. Processus et enjeux*, par Mario CORREIA (Institut du travail d'Aix-en-Provence, LEST) et Nicole MAGGI-GERMAIN (Institut des sciences sociales du travail, Université Paris I, Panthéon-Sorbonne, DCS), février 2006.
- N° 109 *Les expositions aux risques professionnels par secteur d'activité (nomenclature 2003 niveau 31) - Résultats SUMER 2003*, par Dr R. ARNAUDO, Dr I. MAGAUD-CAMUS, Dr N. SANDRET (DRT- Inspection médicale du travail et de la main-d'oeuvre), M.-C. FLOURY, N. GUIGNON, S. HAMON-CHOLET, D. WALTISPERGER (Dares), mars 2006.
- N° 110 *Les relations professionnelles dans les pays d'Europe centrale et orientale au tournant de l'entrée dans l'Union européenne. Survey de littérature*, par M. WIERINK, mars 2006.
- N° 111 *Renégocier la RTT. Les enseignements de 16 démarches d'entreprise*, par M. PEPIN, B. DOERFLINGER, Y. JORAND, P. NICOLAS (Essor Consultants) et D. TONNEAU (Ecole des Mines de Paris), avril 2006.
- N° 112 *La mesure d'un effet global du projet d'action personnalisé*, par Etienne DEBAUCHE et Stéphane JUGNOT, avril 2006.
- N° 113 *La politique spécifique de l'emploi et de la formation professionnelle : un profit à moyen terme pour les participants ? Les exemples du CIE, du CES et du SIFE*, par Karl EVEN et Tristan KLEIN, avril 2006.
- N° 114 *Stratégie européenne pour l'emploi. Évaluation des politiques de l'emploi et du marché du travail en France (2000-2004)*, coordination Christine CHARPAIL et Frédéric LERAIS, avril 2006.
- N° 115 *Les expositions aux risques professionnels - Les ambiances et contraintes physiques - Résultats SUMER 2003*, par Dr R. ARNAUDO, Dr I. MAGAUD-CAMUS, Dr N. SANDRET (DRT- Inspection médicale du travail et de la main-d'oeuvre), M.-C. FLOURY, N. GUIGNON, L. VINCK, D. WALTISPERGER (Dares), juillet 2006.
- N° 116 *Pourquoi les moins qualifiés se forment-ils moins ?*, par Camille BONAÏTI, Aurore FLEURET, Patrick POMMIER, Philippe ZAMORA, juillet 2006.
- N° 117 *Le CDD : un tremplin vers le CDI dans deux tiers des cas... mais pas pour tous*, par Bérangère JUNOD, juillet 2006.
- N° 118 *Les expositions aux risques professionnels - Les produits chimiques - Résultats SUMER 2003*, par Dr R. ARNAUDO, Dr I. MAGAUD-CAMUS, Dr N. SANDRET (DRT- Inspection médicale du travail et de la main-d'oeuvre), M.-C. FLOURY, N. GUIGNON, L. VINCK, D. WALTISPERGER (Dares), juillet 2006.
- N° 119 *Anticipation et accompagnement des restructurations d'entreprises : dispositifs, pratiques, évaluation*, par R. BEAUJOLIN-BELLET (coordination), Ch. CORNOLTI, J.-Y. KERBOUC'H, A. KUHN, Y. MOULIN (Reims Management School), et la collaboration de J.-M. BERGERE, F. BRUGGEMAN, B. GAZIER, D. PAUCARD, C.-E. TRIOMPHE, octobre 2006.
- N° 120 *Les expositions aux risques professionnels - Les contraintes organisationnelles et relationnelles - Résultats SUMER 2003*, par Dr R. ARNAUDO, Dr I. MAGAUD-CAMUS, Dr N. SANDRET (DRT- Inspection médicale du travail et de la main-d'oeuvre), M.-C. FLOURY, N. GUIGNON, L. VINCK, D. WALTISPERGER (Dares), octobre 2006.
- N° 121 *Les expositions aux risques professionnels par famille professionnelle - Résultats SUMER 2003*, par Dr R. ARNAUDO, Dr I. MAGAUD-CAMUS, Dr N. SANDRET (DRT- Inspection médicale du travail et de la main-d'oeuvre), M.-C. FLOURY, N. GUIGNON, L. VINCK, D. WALTISPERGER (Dares), décembre 2006.
- N° 122 *Intérim : comparaison de sources*, par Basma SAADAoui, en collaboration avec Nicolas de RICCARDIS, mars 2007.
- N° 123 *Allègements de cotisations sociales et coûts sectoriels. Une approche par les DADS*, par Bertrand LHOMMEAU et Véronique REMY, avril 2007.
- N° 124 *Séries de données régionales sur les mouvements de main-d'oeuvre entre 1996 et 2005*, par Bruno LUTINIER, mai 2007.
- N° 125 *Colloque "Age et emploi". Emploi et travail des seniors : des connaissances à l'action. Synthèse des principales données sur l'emploi des seniors*, coordination Pierre MARIONI, juin 2007.
- N° 126 *Accès à l'emploi et qualité de l'insertion professionnelle des travailleurs handicapés en milieu ordinaire de travail*, par Claire FANJEAU (Université Paris I et Centre d'études de l'emploi), juin 2007.
- N° 127 *Le poids du temps partiel dans les trajectoires professionnelles des femmes*, par Sophie RIVAUD (stagiaires à la Dares) et Valérie ULRICH, juillet 2007.
- N° 128 *Analyse de l'évolution des statistiques de demandeurs d'emploi inscrits à l'ANPE de la mi-2005 à la fin 2006*, par Etienne DEBAUCHE, Thomas DEROYON, Fanny MIKOL et Hélène VALDELIEVRE, août 2007.
- N° 129 *Les déterminants de l'emploi non-salarié en France depuis 1970*, par Grégoire LURTON (EnsaE) et Fabien TOUTLEMONDE (Dares), septembre 2007.
- N° 130 *Revue de littérature : organisations patronales en France et en Europe* par Marion RABIER (ENS/EHESS - Dares), décembre 2007.
- N° 131 *The social multiplier and labour market, participation of mothers*, par Eric MAURIN (PSE) et Julie MOSCHION (CES-Université Paris I, Dares), décembre 2007.
- N° 132 *L'influence causale du nombre d'enfants et de leur âge de première scolarisation sur l'activité des mères : une revue de la littérature*, par Julie MOSCHION (CES-Université Paris I, Dares), décembre 2007.
- N° 133 *Conséquences des fusions-acquisitions sur la gestion de la main-d'oeuvre : une analyse empirique sur les données françaises pour la vague de la fin des années 1990*, par Matthieu BUNEL (CEE, Université de technologie de Belfort-Montbéliard), Richard DUHAUTOIS (CEE, CREST, Université de Marne-la-Vallée), Lucie GONZALEZ (Dares-MAE), janvier 2008.
- N° 134 *Les politiques d'allègements ont-elles un effet sur la mobilité salariale des travailleurs à bas salaires ?*, par Bertrand LHOMMEAU et Véronique REMY, janvier 2008.
- N° 135 *Le recours au chômage partiel entre 1995 et 2005*, par Oana CALAVREZO (LEO et CEE), Richard DUHAUTOIS (CEE, CREST, Université de Marne-la-Vallée) et Emmanuelle WALKOWIAK (LEO et CEE), février 2008.