UNIVERSITÉ D'ORLÉANS

ÉCOLE DOCTORALE SCIENCES DE L'HOMME ET DE LA SOCIETÉ

LABORATOIRE D'ECONOMIE D'ORLEANS

THÈSE

présentée par :

Oana CALAVREZO

soutenue le : **30 novembre 2009**

pour obtenir le grade de : **Docteur de l'université d'Orléans**

Discipline : Sciences Economiques

Entre flexibilité et sécurité : l'accompagnement des entreprises et des mobilités professionnelles. Essais empiriques de microéconométrie du marché du travail

THÈSE dirigée par :

M. Christophe LAVIALLE	Maître de conférences-HDR, Université d'Orléans

RAPPORTEURS :

M. Jérôme GAUTIÉ	Professeur, Université Paris I
M. Yannick L'HORTY	Professeur, Université d'Evry Val d'Essonne

---

JURY :

M. Christophe HURLIN	Professeur - Université d'Orléans – *Président du jury*
M. Jérôme GAUTIÉ	Professeur - Université Paris I
Mme Dominique GOUX	Administratrice de l'INSEE - chercheuse au CREST
M. Christophe LAVIALLE	Maître de conférences-HDR - Université d'Orléans
M. Yannick L'HORTY	Professeur - Université d'Evry Val d'Essonne

L’Université d’Orléans n’entend donner aucune approbation ni improbation aux opinions émises dans les thèses ; elles doivent être considérées comme propres à leurs auteurs.

à Nicolas,

Remerciements

Je tiens tout d'abord à remercier Christophe Lavialle pour m'avoir donné l'occasion de poursuivre mes études de doctorat au Laboratoire d'Economie d'Orléans, pour son aide et ses conseils.

Je remercie Jérôme Gautié et Yannick L'Horty d'avoir eu l'obligeance de rapporter cette thèse et de prendre sur leur temps compté, ainsi que Dominique Goux et Christophe Hurlin d'avoir accepté de faire partie du jury, malgré leurs nombreuses préoccupations.

Mes remerciements vont ensuite à toute l'équipe du LEO et je tiens tout particulièrement à remercier Anne Lavigne et Patrick Villieu pour leur compréhension de ma présence « flexible » au sein du laboratoire. Merci également à l'équipe d'économétrie pour son soutien permanent.

Ensuite, mes pensées se tournent vers l'équipe du Centre d'Etudes de l'Emploi, ma deuxième « maison de recherche » où je suis si bien entourée. Je remercie Nathalie Greenan de m'avoir chaleureusement accueillie dans l'unité DOT, merci pour tous les bons conseils et ses encouragements. Ma venue au CEE a également été rendue possible grâce à Pierre Ralle auquel je lui suis très reconnaissante pour son aide précieuse et pour ses conseils justes.

J'exprime ma gratitude à ceux qui ont contribué directement aux articles utilisés dans cette thèse : Richard Duhautois, Francis Kramarz, Florent Sari et Emmanuelle Walkowiak.

Richard Duhautois, Emmanuelle Walkowiak et Sanja Pekovic ont tenu une place tout à fait particulière dans mon intégration au milieu de la recherche. Je leurs adresse ici toute mon affection, ma profonde reconnaissance et mes remerciements sont sûrement insuffisants pour tout ce qu'ils m'ont apporté. Je tiens à remercier Richard pour sa grande confiance, sa patience, pour tout ce qu'il m'a appris et pour m'avoir donné le goût de la recherche. Je remercie Emmanuelle de m'avoir aidée quand j'en avais le plus besoin, de m'encourager de manière permanente et de m'avoir ouvert la voie de la recherche. Je voudrais également remercier Sanja qui me supporte depuis toutes ces années, pour son amitié, ses conseils, son écoute et ses encouragements.

Je suis également redevable à Florent Sari pour son soutien si fort et ses conseils précieux pendant la thèse.

Un grand merci également à Fabrice Gilles, Yusuf Kocoglu et Mathieu Narcy pour leur soutien et bons conseils. Ils ont été toujours d'une très grande aide pendant et surtout à la fin de ma thèse.

Je suis par ailleurs très reconnaissante à tous ceux qui ont accepté de lire ce travail, me permettant ainsi de l'améliorer et notamment tous ceux que j'ai précédemment cités ainsi que : Thomas Amossé, Mélika Ben Salem, Isabelle Bensidoun, Guillemette de Larquier, Jacques

Freyssinet, Pauline Givord, Sylvie Hamon-Cholet, Joseph Lanfranchi, Héloïse Petit, Dominique Redor et Jérémie Rosanvallon.

Je voulais également exprimer ma reconnaissance aux personnes qui m'ont aidé au cours du projet DARES sur le chômage partiel : Hélène Valdelièvre, Lucie Gonzalez, Odile Chagny et Marie Reynaud.

Je remercie enfin ma famille de m'avoir donné la confiance et le soutien nécessaire dans ce travail. Merci Andra, Anton, Lidia, Gheorghe, Dan, Claudia, Despina, Gigi, Razvan, Stela, Marie-Hélène, Yves, Hélène, Delphine et Alexis.

Un grand merci également à Andrea, Karine, Guillaume, Cua, Mai Lan, Huy, Vân, Crisanda, Claudiu, Cécile, Jeremy, Céline et Stéphane. Merci également à tous mes amis que je n'ai pas pu citer ici pour m'avoir toujours soutenue.

Merci à celui qui m'apporte tellement et qui me fait avancer. Merci Nicolas.

Sommaire

Introduction générale 1

Partie I - Le chômage partiel : un instrument de flexicurité ? 21

Introduction de la première partie 23

Chapitre I - Le chômage partiel entre 1995 et 2005 : réglementation, littérature et faits stylisés 27

Chapitre II - Le chômage partiel : quelle flexibilité ? 95

Chapitre III - Chômage partiel et licenciements économiques : quelle protection, à court-terme, de l'emploi ? 137

Chapitre IV - Chômage partiel et disparition des établissements : quelle sécurisation, à moyen terme, de la relation d'emploi ? 203

Partie II - Trois transitions professionnelles : quelle sécurisation des parcours individuels? 267

Introduction de la deuxième partie 269

Chapitre V - La transition premier emploi-emploi : formes « particulières » d'emploi et insertion professionnelle initiale 273

Chapitre VI - La transition emploi-emploi : l'importance des « réseaux d'entreprises » 317

Chapitre VII - La transition chômage-emploi : les déterminants « spatiaux » . 391

Conclusion générale 449

Bibliographie 463

Table des matières 487

Table des illustrations 493

Introduction générale

Section 1 : Problématique et intérêt de la thèse

1.1 - La flexicurité...

Depuis le début des années 1990, un thème s'est installé au cœur des débats de politiques publiques concernant les reconfigurations des systèmes de protection sociale et du rapport salarial à envisager : celui de la « flexicurité »[1]. Ce thème a attiré l'attention de l'opinion publique suite au succès apparent des politiques de l'emploi qui semblaient s'en inspirer, en particulier dans les pays nordiques (Danemark, Pays-Bas notamment). En France, la réflexion menée autour des ces « réussites » a été relayée par de multiples rapports d'experts (cf. Fitoussi et al., 2000 ; Boyer, 2006 ; Aghion et al., 2007) ou par des articles scientifiques (par exemple, Gautié, 2006 et 2009). Certains travaux sur la flexicurité ont structuré la réflexion autour de la sécurité sociale professionnelle (Boissonnat, 1995 ; COE, 2007) et ont même alimenté la réflexion syndicale autour de ce concept (Le Duigou, 2005). Cette analyse a été enrichie par des travaux de juristes (Supiot, 1999), d'économistes sur les réformes d'indemnisation du chômage (Blanchard et Tirole, 2003) et sur les réformes du contrat de travail (Cahuc et Kramarz, 2004 ; Méda et Serverin, 2008), ainsi que par des rapports de synthèse sur les origines de l'instabilité des emplois en France (CERC, 2005). Animée par les réflexions des organisations syndicales et par de nombreuses conférences[2], la flexicurité a fait l'objet d'un large débat public jusqu'aux négociations collectives sur la modernisation du marché du travail (commencées en juillet 2007) qui se donnent explicitement pour objet de trouver les voies d'une « flexicurité à la française » (Fabre et al., 2008). D'ailleurs, l'accord national interprofessionnel du 11 janvier 2008 s'est principalement attaqué au contrat du travail, à la formation continue ainsi qu'à l'assurance chômage. La crise

[1] Ce néologisme a été utilisé d'une manière particulièrement importante à partir des années 2000, par exemple par le Conseil Européen (2003) ou encore par l'OCDE (2004). En français, cette notion peut emprunter plusieurs variantes différentes : flexicurité, flexécurité, flexsécurité, flex-sécurité, flexisécurité, flexi-sécurité. Dans ce travail, nous privilégions le terme « flexicurité ».

[2] Par exemple, la conférence « Flexicurité en France » qui a d'ailleurs donné naissance à un numéro spécial de Travail et Emploi (n°113, 2008).

économique débutée fin 2008, loin de vider de toute actualité cette thématique, est au contraire une nouvelle occasion de se saisir de ce débat, dans la perspective des scénarii à construire pour « l'après-crise » (CAS, 2009).

Le concept de flexicurité, volontairement et utilement « flou » (Freyssinet, 2009), évoque l'idée d'une articulation possible entre, d'une part, les exigences « entrepreneuriales » qui veulent que les « réformes » du rapport salarial et des politiques sociales soient pensées dans le sens d'une plus grande « flexibilité » de la relation d'emploi et d'une plus grande adaptabilité et mobilité dans la relation de travail ; et d'autre part, les revendications salariées que ces réformes garantissent le maintien d'une forme ou d'une autre de « sécurisation des parcours professionnels »[3]. La quête de flexicurité apparaît dès lors comme un nouvel avatar de la recherche d'une hypothétique « troisième voie » (Gautié, 2003a)[4].

Le débat autour du thème de la flexicurité convoque logiquement trois dimensions (Lavialle, 2008). *Une première dimension est relative à l'entreprise*. 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 une revendication accrue de « flexibilité ». Ainsi, les entreprises doivent, d'une part, moduler le volume du travail pour faire face aux fluctuations temporelles de la demande et, d'autre part, adapter la qualité de la main d'œuvre aux évolutions technologiques de production ou de gestion et aux évolutions qualitatives de la demande. Cette déstabilisation des « marchés internes » a pour corollaire une certaine « re-marchandisation » du travail (Gautié, 2003b) avec une double conséquence : précarisation de la relation *d'emploi* pour certains salariés ;

[3] Cette vision est néanmoins très réductrice car la flexicurité n'est pas le résultat d'une compensation, si équilibrée soit-elle, entre davantage de flexibilité, qui profiterait aux employeurs, et plus de sécurité, qui bénéficierait aux salariés. Les deux concepts de flexibilité et sécurité concernent tant les employeurs que les salariés. La flexibilité pour les salariés s'exprime par une meilleure conciliation entre vie professionnelle et vie personnelle, ou encore la recherche d'une mobilité professionnelle ascendante et, pour les entreprises, par une plus grande capacité d'adaptation. Côté sécurité, les salariés ont besoin d'une sécurisation des parcours professionnels ; les entreprises, elles, doivent pouvoir avoir des assurances en matière juridique de la relation d'emploi car l'entreprise revendique ex ante une plus grande assurance sur les conditions dans lesquelles elle pourra mettre fin à cette condition d'emploi (cf. Fabre, Lefresne et Tuchszirer, 2008). Pour résumer, en ce qui concerne l'entreprise, elle demande donc de la flexibilité qui se décline sous la forme d'une assurance sur les termes du contrat et des conditions de sa rupture.

[4] La recherche de la « troisième voie » est ancienne. On en retrouve les traces dès la fin du 19ème siècle chez tous ceux qui ont pu inspirer l'émergence de ce que l'on appelle aujourd'hui le domaine de l'économie sociale (Charles Gide, Léon Bourgeois,...). Selon Gautié (2003a), « la première voie, celle du libéralisme classique, prône la dérégulation du marché du travail et le retrait de l'Etat providence ; la deuxième, qui s'inscrit plutôt dans le double héritage de Marx et Keynes, promeut un retour au fordisme : renforcement des réglementations sur le marché du travail pour éviter les dérives de la flexibilité, politique salariale active, maintien, voire extension de l'Etat-providence traditionnel ; une troisième … rejette la solution libérale sans pour autant préconiser un retour en arrière ».

introduction, avec l'extension de la logique de compétence et de service, de la logique marchande au sein même de la relation *de travail*. Dans les études françaises, il est montré que ce sont les formes les plus « précarisantes » de l'emploi qui se sont développées[5]. En revanche, à cause d'une absence de données, ces études informent peu sur l'éventuel déficit de flexibilité ressenti par les entreprises (L'Horty, 2006).

Une deuxième dimension est relative à l'individu. Une opinion très répandue aujourd'hui est que depuis la fin du fordisme et l'affaiblissement des marchés internes d'entreprises, les carrières se seraient radicalement transformées et que chacun serait désormais obligé de changer d'entreprise, de région, de métier, de statut plusieurs fois au cours de sa vie active. Cette instabilité ferait à son tour que l'insécurité aurait augmenté et représenterait désormais une sorte « d'horizon partagé ». Dans des enquêtes d'opinion auprès des Français, il apparaît clairement une montée du sentiment d'insécurité professionnelle[6]. En revanche, empiriquement, ces questions restent controversées : certaines études concluent qu'il n'y a pas de hausse généralisée de l'instabilité (Auer et Cazes, 2003 ; Fougère, 2003 ; L'Horty, 2004 ; Ramaux, 2006 ; de Larquier et Remillon, 2008), d'autres constatent le phénomène contraire (Germe et al., 2003 ; Behaghel, 2003 ; Givord et Maurin, 2003) et enfin certaines apportent des réponses bimodales (Amosse, 2002) [7]. Une étude du CERC (2005) met en lumière la distinction entre l'instabilité et l'insécurité de l'emploi. Globalement, ce qui a été montré est que les trajectoires professionnelles sont de plus en plus discontinues et marquées fréquemment par des périodes de non emploi. Ces discontinuités traduisent un risque croissant de chômage de longue durée ou d'enfermement dans des emplois précaires qui pèse particulièrement sur les salariés les moins qualifiés (cf. Méda et Minault, 2005). Tout l'enjeu de la flexicurité est alors, sous son volet « sécurisation des trajectoires », de passer d'une culture de l'accident à une culture de la transition professionnelle (Kaisergruber, 2006).

Une troisième dimension enfin est celle des politiques publiques qui doivent s'efforcer de concilier les deux dimensions précédemment citées : elle est donc transversale, « médiatrice ». Cette dimension couvre la réflexion sur la mise en place de la flexicurité en France et les expériences de la flexicurité à l'étranger (par exemple, Boyer, 2006). Elle est alimentée par les négociations collectives commencées en juillet 2007 : la modernisation du

[5] Pour les CDD et l'intérim voir Insee, Liaisons Sociales, Dares 2001, Ires 2005 et pour la sous-traitance voir Perraudin et al., 2007.
[6] Voir l'étude de Postel-Vinay et Saint-Martin (2005) qui relie les indicateurs du sentiment de sécurité de l'emploi à l'indicateur OCDE de rigueur de la législation sur la protection de l'emploi pour la fin des années 90.
[7] Pour un récapitulatif des études empiriques sur l'insécurité en France, voir L'Horty (2004).

marché du travail, la gestion prévisionnelle des emplois et des compétences, l'indemnisation du chômage et la formation professionnelle continue (Fabre, Lefresne et Tuchszirer, 2008 ; CAS, 2009).

1.2 -... un problème d'économie appliquée

Cette thèse s'inscrit dans ce débat sur la flexicurité. Elle souhaite le faire :

(1) sur le plan analytique, en revendiquant ne pas vouloir traiter de l'intégralité des questions posées par cette thématique, mais en s'attachant à deux points particuliers mais essentiels.

- Le premier est celui des conditions dans lesquelles un dispositif de politique publique est effectivement utilisé ou non par les acteurs privés, et comment les conditions de son usage correspondent (ou non) à la règle publique et à l'intuition qui animait son édiction. Delors et Dollé (2009), parmi d'autres, soulignent que pour concilier la flexibilité des entreprises et la sécurité des salariés, la première orientation est de rechercher les outils de flexibilité interne (qui visent le personnel en place) par rapport aux outils de flexibilité externe (comme par exemple, par le biais de fin des contrats courts ou de l'intérim). Pour assurer ce cadre, Delors et Dollé (2009) s'interrogent en outre sur le type de l'intervention étatique (réglementation ou incitation financière). Ce thème général est traité à partir du cas particulier de l'usage du dispositif de chômage partiel (et qui est en plus un dispositif de flexibilité quantitative interne). Il est essentiel pour la question qui nous occupe, car il est un révélateur des conditions dans lesquelles une politique de l'emploi qui se rapprocherait de la thématique de la flexicurité est effectivement à même de conduire à une conciliation des exigences parfois contradictoires. Les deux principales questions auxquelles on souhaite répondre sont : le chômage partiel est-il un dispositif public qui répond à son objectif affiché ou autrement dit, est-il efficace ? le chômage partiel peut-il réellement être considéré comme un outil de flexicurité ?

- Le second est relatif à l'analyse des trajectoires professionnelles des individus. Notre objectif est d'étudier l'impact d'une étape bien précise de la trajectoire professionnelle (assimilée à des conditions initiales de trajectoire) sur son déroulement et de s'interroger quant au rôle sécurisant de ces épisodes. Autrement dit, nous analysons le rôle d'un état potentiellement critique de la trajectoire sur son évolution future. Freyssinet (2006) identifie trois principaux « socles » qui permettent la mise en œuvre de l'articulation entre la flexibilité productive et la sécurité professionnelle : le contrat de travail, les compétences et le territoire. En faisant référence à ces trois « socles » potentiels de la sécurisation des parcours, dans cette thèse, nous étudions comment certaines ressources (ou manque de ressources) mises à disposition des individus permettent de sécuriser effectivement leur parcours professionnels : le type d'emploi, les liens entre les entreprises, le contexte communal. Ces problématiques sont analysées du point de vue de trois mobilités professionnelles bien particulières : la mobilité premier emploi-emploi, la mobilité emploi-emploi et la mobilité chômage-emploi. Les questions auxquelles on souhaite répondre par rapport aux thématiques liées aux trajectoires professionnelles sont : quel est l'impact des conditions initiales identifiées d'une trajectoire sur son déroulement ? la dotation (ou mal-dotation) en « ressources » mobilisables a-t-elle une influence significative sur la sécurisation des trajectoires individuelles ?

(2) sur le plan méthodologique, en adoptant un point de vue d'économie appliquée et en mobilisant différents outils statistiques et économétriques appliqués à une grande variété de données empiriques les mieux adaptés aux problématiques traitées de manière à renseigner un certain nombre des intuitions qui nourrissent le débat autour du concept de flexicurité.

Cette thèse, qui s'inscrit donc dans la littérature des études empiriques relatives à l'analyse de la dynamique du marché du travail, touche au final aux trois dimensions évoquées de la problématique « flexicurité » : la dimension entreprise, la dimension individu et la dimension politique publique. Les travaux sur le dispositif de chômage partiel touchent avant tout à la dimension politique publique (car le chômage partiel est un dispositif de politique publique) et d'une façon secondaire à la dimension entreprise (car sa mise en place dépend de la volonté de l'entrepreneur de l'utiliser ; en outre, nos analyses sur le chômage

partiel sont menées au niveau des établissements en France). La dimension « individuelle » est abordée dans les études sur les trajectoires professionnelles.

Notre thèse souhaite apporter sur l'ensemble de ces points une contribution importante. Nos sujets de recherche sont originaux, la plupart d'entre eux étant peu traités dans la littérature économique française (le chômage partiel, la place des réseaux d'entreprises dans la mobilité entre deux emplois). En outre, leur analyse est particulièrement intéressante aujourd'hui car ils se trouvent au centre du débat public et de l'actualité concernant les réponses à la crise économique débutée fin 2008. Depuis une vingtaine d'années, la littérature empirique s'est largement étoffée, s'appuyant sur l'apparition de bases de données de plus en plus riches : données longitudinales d'entreprises, données longitudinales de salariés et souvent aujourd'hui, données appariées entreprises-salariés. Pour analyser les deux grandes problématiques présentées (chômage partiel et transitions professionnelles), nous mobilisons des données riches et détaillées issues de diverses sources françaises administratives et d'enquêtes (on utilise au total une vingtaine de sources de données couvrant des périodes temporelles différentes)[8]. Dans cette thèse, les données nous permettent de traiter à la fois les comportements des établissements et des individus en France. Ces données sont par la suite appariées en fonction de chaque sujet abordé. Cela revient à travailler sur des échantillons parfois particuliers qui impliquent l'introduction de différents biais affectant les liens analysés : biais de sélection, biais d'endogénéité ou encore biais lié à l'hétérogénéité inobservée. A l'aide des techniques économétriques, nous pouvons contrôler ces différents biais. Pour chaque étude, nous essayons ainsi de choisir la meilleure technique économétrique, la plus adaptée aux données, à la nature des phénomènes analysés et qui tente de contrôler de la meilleure façon possible les différents biais identifiés. Finalement, cela revient à mobiliser une palette variée de techniques économétriques (modèles d'appariement sur le score de propension, modèles en doubles différences, modèles de durée, modèles probit bivariés avec sélection, modèles probit trivariés, modèles de panel).

[8] Les différentes sources de données utilisées dans cette thèse sont : les fichiers de chômage partiel, le fichier « Aubry 2 », Unedic, DMMO, BRN, ACEMO, SIREN, FICUS, LIFI, DADS, panel DADS, CITRUS, MDST, TDE, Génération 1998, les recensements de la population de 1990 et 1999, les fichiers concernant les revenus fiscaux et le fichier d'inventaire communal. Ces données ainsi que les organismes qui les produisent sont présentés d'une manière détaillée à l'intérieur de chaque chapitre.

Section 2 : Le plan de la thèse

Le plan de la présente thèse est le suivant. La première partie s'intéresse au dispositif du chômage partiel. Son rôle et son efficacité sont analysés dans les quatre premiers chapitres. La deuxième partie de la thèse étudie comment les trois « socles » de la flexicurité (Freyssinet, 2006) affectent la sécurisation des parcours en s'appuyant sur trois types de mobilités professionnelles particulières : premier emploi-emploi, emploi-emploi et chômage-emploi. L'idée, comme nous l'avons évoquée précédemment, est de mesurer l'impact des « conditions initiales » de trajectoire sur les opportunités de mobilités.

2.1 - Une politique publique qui pourrait s'inscrire dans le débat sur la flexicurité : un regard sur le dispositif de chômage partiel

Dans une première partie, cette thèse a pour objet d'analyser les usages du dispositif de chômage partiel. Pourquoi s'intéresser au chômage partiel dans un contexte d'analyse de la flexicurité? Tout simplement, parce qu'il peut-être analysé comme un instrument de flexicurité : il vise à fournir aux établissements, par un cadre légal, un dispositif de flexibilité quantitative, pouvant se substituer avantageusement à d'autres (licenciements économiques). Ce faisant, il vise à sécuriser les trajectoires professionnelles (à préserver l'emploi) en essayant d'éviter la rupture du contrat de travail face à un choc récessif et en essayant d'assurer une pérennité de l'établissement. La question est donc bien celle d'un « potentiel » dispositif public de flexicurité (même si, au départ, il n'a pas été explicitement pensé comme tel). Les questions économiques plus générales qui sont alors soulevées dans cette partie sont : les dispositifs publics produisent-ils effectivement ce qu'ils souhaitent produire? Quels sont les usages privés effectifs de ces dispositifs ? Et surtout, par rapport au thème de la flexicurité, la question pourrait être : les pouvoirs publics ont-il la possibilité effective d'inciter les comportements privés à la conciliation entre des exigences contradictoires ? La première partie de la thèse tentera de répondre à ces questions en s'intéressant aux modalités effectives du recours au chômage partiel en France entre 1995 et 2005, compte étant pris de l'hétérogénéité des établissements – du point de vue de caractéristiques comme leur taille, secteur d'activité, situation économique. Dans la littérature française - surtout sur les vingt dernières années - il n'y a que très peu d'études consacrées au chômage partiel. Une des

analyses les plus complètes sur le chômage partiel est celle de Béraud, Lefèvre et Sidhoum (1994). Ainsi, le caractère original offert par cette recherche représente un intérêt majeur.

Le chômage partiel est un dispositif, financé en partie par l'Etat, qui permet à un établissement de maintenir l'emploi en réduisant temporairement les horaires de tout ou partie de ses salariés, en cas de difficultés économiques (et pas seulement) passagères (par exemple, sinistres, difficultés d'approvisionnement). Conçu comme un outil de protection de l'emploi, le chômage partiel vise à éviter des licenciements économiques en cas de « coup dur » pour l'établissement. Le législateur stipule ainsi qu'il ne doit être utilisé que dans des circonstances exceptionnelles. Le chômage partiel est un instrument de flexibilité interne : le recours à ce dispositif devant permettre d'adapter le volume d'heures travaillées aux variations d'activité des entreprises pour les salariés en poste dans l'établissement[9]. Les deux rôles du chômage partiel (protection de l'emploi et flexibilité) coexistent mais n'ont pas la même importance et s'imbriquent différemment en fonction de la réglementation sur le marché du travail (Abraham et Houseman, 1994, Van Audenrode, 1994). Le chômage partiel nous semble ainsi une bonne illustration d'un dispositif pouvant relever de l'objectif de mise en œuvre d'une forme de flexicurité. En effet, il permet d'adapter le volume de travail de l'entreprise aux variations d'activité tout en sécurisant les trajectoires des salariés (au moins sur la durée de mise au chômage partiel et sous l'aspect minimal de non rupture du contrat de travail). Face à la crise économique débutée fin 2008, il est d'autant plus intéressant d'analyser un tel dispositif qu'il peut à la fois répondre aux exigences de flexibilité (en l'occurrence accrues lors d'une forte dépression économique) et ne pas reporter un risque accru sur les salariés. La crise économique fait revenir cet outil de politique publique sur le devant de la scène. Il est d'ailleurs présenté comme un des outils « phare » de lutte contre la crise, en France comme dans l'ensemble des pays développés (des formes de chômage partiel existent dans la majorité des pays développés). En outre, pour faire face à la crise économique récente, plusieurs changements réglementaires ont été introduits en 2008 et 2009 et d'autres encore sont prévus pour 2010.

Dans la première partie de la thèse, tout d'abord, nous cadrons le débat sur l'usage du chômage partiel. Nous présentons le cadre réglementaire, les concepts employés et nous analysons l'évolution du recours au chômage partiel entre 1995 et 2005, afin de mettre en

[9] L'OCDE (1995) distingue trois catégories de flexibilité : la flexibilité quantitative externe (par exemple, le CDD, l'intérim), la flexibilité quantitative interne (par exemple, les heures supplémentaires, les dispositifs de mise en œuvre de la réduction du temps de travail comme par exemple, la modulation ou l'annualisation) et la flexibilité qualitative interne (par exemple, la polyvalence).

évidence les caractéristiques des établissements qui l'utilisent ainsi que les principaux faits stylisés (**chapitre I**). L'intérêt de ce chapitre est de faire le point sur ce dispositif peu connu et d'alimenter la littérature française quant à son usage entre 1995 et 2005. Afin d'identifier les principaux faits stylisés du recours au chômage partiel sur cette période, nous mobilisons des techniques d'analyse descriptive. L'étude est réalisée à partir des fichiers mensuels exhaustifs d'autorisations de chômage partiel dans les établissements français (France métropolitaine) entre 1995 et 2005 pour l'ensemble des secteurs de l'économie. Nous nous concentrons plus précisément sur deux catégories d'indicateurs : le nombre de jours de chômage partiel autorisé au niveau de l'établissement et le nombre de salariés qui sont concernés par les autorisations de chômage partiel. 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 sur la période 1995-2005, l'existence d'un comportement récurrent de l'usage du chômage partiel (qui est contraire à la réglementation) et le maintien d'une saisonnalité prononcée quel que soit le cycle économique. En étudiant les dynamiques sectorielles et celles par taille d'établissement, nous observons que le chômage partiel autorisé concerne avant tout l'industrie et que 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. Exception faite de la situation économique générale (les évolutions conjoncturelles), la mise en place de l'aménagement et la réduction du temps de travail (ARTT) qui s'est accompagné d'une réforme du dispositif de chômage partiel constitue le choc majeur susceptible d'expliquer la baisse drastique des autorisations de chômage partiel entre 1995 et 2005.

Dans le **chapitre II**, nous mettons en avant le rôle d'outil de « flexibilité » du chômage partiel en analysant le lien entre deux outils de flexibilité quantitative interne (chômage partiel et outils de mise en place de l'ARTT). Nous portons notre attention sur l'impact des conséquences du passage aux 35 heures sur le recours au chômage partiel. Nous analysons empiriquement si les dispositifs mis en place lors de l'ARTT se sont « substitués » au chômage partiel. Ce travail s'inscrit clairement dans la réflexion autour de la flexicurité. Il s'agit de voir comment deux dispositifs publics peuvent se « substituer » l'un à l'autre (la « substitution » peut se réaliser à travers les dispositifs de mise en place de l'ARTT). En l'occurrence, nous étudions comment l'implémentation d'instruments de flexibilité interne suite à l'ARTT peut conduire à ce que le chômage partiel soit recentré sur son rôle principal de protection de l'emploi. Le passage aux 35 heures prévoyait la mise en place des différents

dispositifs d'ARTT qui permettaient de gérer d'une manière plus flexible le temps de travail dans les entreprises (les jours de congés supplémentaires, la modulation du temps de travail, l'annualisation du temps de travail, les semaines de travail courtes et longues alternées, les journées hebdomadaires ou bimensuelles non travaillées, la réduction quotidienne du temps de travail). Parmi les outils de l'ARTT, la modulation du temps de travail constitue le dispositif caractérisant le mieux les établissements ayant mis en œuvre la réduction du temps de travail (cf. Bunel, 2004). Son objectif est de réduire le recours aux heures supplémentaires, aux CDD et à l'intérim en période de forte activité, et au chômage partiel en période d'activité réduite. Ainsi, la modulation du temps de travail représente le dispositif qui a probablement affecté le plus le recours au chômage partiel. Par ailleurs, la législation du chômage partiel a été réformée avec le passage aux 35 heures : le législateur stipule clairement que le chômage partiel ne doit plus être utilisé pour des raisons de gestion de main d'œuvre car l'ARTT met à disposition de l'établissement d'autres outils spécifiques pour organiser le temps de travail (par exemple, la modulation, l'annualisation).

Pour analyser l'impact de la mise en place de la réduction effective du temps de travail sur le recours au chômage partiel, les données sur les autorisations de chômage partiel sont appariées à six autres sources de données : le fichier « Aubry 2 »[10] qui permet l'identification de la réduction de la durée effective du temps de travail dans les établissements, les fichiers d'établissements UNEDIC - Union nationale interprofessionnelle pour l´emploi dans l´industrie et le commerce - qui permettent de contrôler principalement la pérennité des établissements, les fichiers BRN - Bénéfices réels normaux - qui permettent de mesurer la conjoncture économique de l'entreprise à laquelle l'établissement appartient, l'enquête ACEMO -Activité et conditions d'emploi de la main-d'œuvre - qui donne des informations sur l'utilisation de différents outils de flexibilité, l'enquête LIFI - Liaisons financières - qui indique l'appartenance des entreprises à des groupes financiers et les bases MDST – Modifications de structures des entreprises - qui nous permettent d'identifier si les entreprises se sont restructurées ou non. Les modalités de mises en œuvre de la réduction effective du temps de travail étant très hétérogènes entre les établissements, nous distinguons et retenons les établissements ayant anticipé la réduction effective du temps de travail de ceux qui ne l'ont pas réduite de façon effective. Nous estimons des modèles d'appariement sélectif « classiques » et en doubles différences sur un panel cylindré d'approximativement 2 000 établissements français. Ces modèles permettent de contrôler un biais de sélection associé au

[10] Ce fichier est également appelé fichier « RTT » de la DARES.

recours au chômage partiel ainsi que les comportements inobservés des établissements qui restent constants dans le temps (hétérogénéité inobservée). Les résultats obtenus montrent que les établissements anticipateurs demandent globalement moins d'autorisations de chômage partiel que ceux n'ayant pas réduit leur durée effective du travail. 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 quantitative interne. Cela conduit à émettre l'hypothèse selon laquelle la réduction du temps de travail recentre le chômage partiel sur sa fonction initiale de protection de l'emploi.

Dans les deux chapitres suivants, nous nous interrogeons ainsi sur l'efficacité du chômage partiel en termes de protection effective de l'emploi. Les questions que nous nous posons sont les suivantes : l'objectif annoncé du chômage partiel est de protéger l'emploi, mais réussit-il réellement à atteindre cet objectif ? le chômage partiel empêche-t-il les licenciements économiques ? le chômage partiel évite-t-il la « disparition » des établissements ? Autrement dit, nous nous interrogeons sur l'efficacité de ce dispositif de politique publique. Une littérature internationale, à la fois théorique et empirique, se focalise sur le rôle de protection de l'emploi du dispositif surtout du point du vue du lien entre le chômage partiel et les licenciements économiques (Wright, 1991 ; Abowd et Allain, 1997 ; Burdett et Wright, 1989 ; Needels et al., 1997 ; Gray, 1998) mais la question reste peu abordée en France. Les différentes études montrent que l'effet du chômage partiel n'est pas identique, à la fois entre les pays, mais aussi au sein du même pays. Pour le cas français, en fonction des données mobilisées, de la période d'analyse ou encore de la méthode utilisée, les quelques travaux théoriques et/ou empiriques mettent en lumière un effet plutôt « positif » du chômage partiel sur les licenciements économiques (Abraham et Houseman, 1994 ; Gray, 1998). En revanche, à notre connaissance, aucune analyse ne s'intéresse directement au lien entre le recours au chômage partiel et la disparition des établissements.

Dans le **chapitre III**, nous mesurons empiriquement l'effet du recours au chômage partiel sur les licenciements économiques (en annuel et en trimestriel) en estimant des modèles de données de panel qui tentent de contrôler un biais d'endogénéité. Nous utilisons un panel non-cylindré de plus de 36 000 établissements, obtenu de l'appariement des fichiers d'autorisations de chômage partiel aux fichiers DMMO - Déclaration des mouvements de main-d'œuvre-, aux fichiers BRN et au fichier « Aubry 2 ». Nous montrons que le recours au chômage partiel ne réduit pas les licenciements économiques, il semble en être l'annonciateur.

Il apparaît donc que le chômage partiel ne remplit pas son rôle de protection contre les licenciements économiques en cas de graves difficultés passagères.

Même si le chômage partiel n'empêche pas les licenciements économiques dans l'établissement, on pourrait penser qu'il évite la disparition des établissements. La disparition de l'établissement peut être en plus considérée comme un cas total de licenciements économiques. Dans le **chapitre IV**, nous analysons comment le chômage partiel affecte la probabilité de disparition des établissements. Nous menons des estimations sur la période 2000-2005, en mettant en place des modèles d'appariement sur le score de propension avec le plus proche voisin. Ce type de modélisation permet de contrôler le biais de sélection associé au recours au chômage partiel. Nous travaillons sur des échantillons de très grande taille (plus de 550 000 établissements) obtenus par l'appariement de plusieurs sources de données : les fichiers chômage partiel, les fichiers FICUS - Fichier complet unifié de SUSE - qui nous donnent la situation économique des entreprises, leur appartenance à un groupe financier et leur restructuration, les fichiers UNEDIC, le répertoire SIRENE - Système d'Identification du Répertoire des Entreprises et de leurs Etablissements - qui nous indique l'état d'un établissement (établissement en activité ou établissement fermé), les fichiers DADS – Déclaration annuelle de données sociales - qui nous permettent d'avoir la structure de la main d'œuvre par qualification et le fichier CITRUS - Coordination des informations et des traitements sur les restructurations d'unités statistiques. Notre principal résultat montre que le fait de bénéficier d'autorisations de chômage partiel l'année courante impacte de manière positive et significative la probabilité pour un établissement de disparaître l'année d'après. Nous mettons également en évidence l'absence d'une relation simultanée entre le recours au chômage partiel et la disparition des établissements (du fait des délais d'enregistrement). Nos résultats dégagent également un effet moins net de l'usage du chômage partiel sur la disparition de l'établissement deux ans plus tard. En se concentrant sur les grands établissements (d'au moins 50 salariés), nous retrouvons un décalage dans le temps du lien entre le recours au chômage partiel et la disparition des établissements : les grands établissements ont une démographie différente.

Les résultats sont clairs : plus un établissement utilise le chômage partiel, plus il va licencier et bénéficier d'autorisations de chômage partiel augmente les chances de l'établissement de disparaître un an plus tard. A première vue, selon ces deux critères, le chômage partiel n'est donc pas efficace.

2.2 - Les multiples facettes des transitions individuelles : l'impact des conditions initiales sur la sécurisation des parcours professionnels

Dans une deuxième partie de la thèse, nous éclairons certains aspects de la dimension « individuelle » de la flexicurité en analysant des transitions professionnelles bien particulières. L'objectif n'est pas de tracer une image complète de toutes les transitions qui peuvent apparaître sur le marché du travail ni de quantifier directement l'incertitude ou l'insécurité des trajectoires professionnelles. Notre but est d'analyser l'impact d'un état donné de la trajectoire professionnelle (assimilé ultérieurement à des conditions initiales) sur son déroulement. Cette étude peut être également vue en termes de l'effet de certaines ressources (ou manque de ressources) mises à la disposition de l'individu sur le déroulement de la trajectoire professionnelle. Nous nous concentrons sur trois ressources - le type d'emploi, les liens entre les entreprises, le contexte communal - afin de retrouver les trois principaux « socles » de la sécurisation des trajectoires professionnelles (le contrat de travail, les compétences et le territoire) (Freyssinet, 2006). Cette analyse est appliquée à trois transitions. La première transition est donnée par l'insertion professionnelle initiale. A l'intérieur de ce type de transition, nous nous concentrons sur la transition entre les emplois temporaires et l'emploi stable où la condition initiale de la trajectoire est donnée par le fait de commencer la vie active par un CDD ou par de l'intérim (le « socle » contrat de travail). La deuxième transition est celle entre deux emplois (quelle que soit leur nature). Dans ce cas, les conditions initiales sont interprétées en termes de caractéristiques des entreprises d'origine (le « socle » compétences). Pour finir, la troisième transition est celle du chômage à l'emploi (le retour à l'emploi). Dans ce cas, les conditions initiales sont traduites par la localisation géographique de la résidence de l'individu (le « socle » territoire). Cette deuxième partie de la thèse se concentre d'avantage sur l'hétérogénéité des individus dans l'analyse de trois transitions sur le marché du travail – à travers des caractéristiques comme leur sexe, âge, niveau d'études. De plus, dans l'analyse des transitions entre deux emplois appartenant au même secteur d'activité, nous prenons en compte l'hétérogénéité des entreprises entre lesquelles les transitions se réalisent et, dans l'analyse de la sortie du chômage, nous introduisons également des caractéristiques de l'environnement où l'individu réside.

L'influence du contrat de travail sur l'insertion professionnelle initiale

Dans le **chapitre V**, nous analysons un épisode particulier d'une trajectoire professionnelle : l'insertion professionnelle initiale. La problématique de l'insertion professionnelle s'est notamment développée dans le débat public au cours des années 1970, dans une situation de contraction du marché du travail, situation dans laquelle les jeunes sortants du système éducatif rencontraient de plus en plus de difficultés pour décrocher un emploi. Cette problématique est malheureusement toujours d'actualité, l'insertion des jeunes de moins de 25 ans (surtout ceux qui sortent trop rapidement du système de formation initiale) demeurant très préoccupante à l'égard de l'accès à l'emploi. Les difficultés d'insertion des jeunes sont reflétées en premier lieu par un taux de chômage élevé (Göbel and Verhofstadt, 2007). Même si globalement, nous assistons à une insertion difficile des jeunes sur le marché du travail, les situations sont beaucoup plus hétérogènes à l'intérieur de cette catégorie d'individus car les jeunes ne sont pas « équipés » de la même manière. Parmi les nombreuses caractéristiques susceptibles d'influencer l'insertion des jeunes, dans ce chapitre, on se penche sur l'influence des contrats à durée limitée (des CDD, de l'intérim) en tout début de trajectoire. Nous analysons comment ce lien détermine l'insertion professionnelle et nous souhaitons répondre aux questions suivantes : est-ce que commencer sa trajectoire professionnelle par un emploi temporaire (CDD ou intérim) représente un obstacle vers l'emploi stable (CDI) ? les contrats à durée limitée induisent-ils des trajectoires professionnelles fragiles pour les jeunes ? Cette analyse est d'autant plus intéressante qu'on assiste à l'amplification au cours des deux dernières décennies au recours à des formes particulières d'emploi (CDD, intérim, stages rémunérés ou contrats aidés) et implicitement à des transitions par ces types de contrats. Cela pose la question du renfermement dans des parcours précaires des populations les plus fragilisées. Les jeunes commencent leurs carrières beaucoup plus fréquemment par des emplois temporaires (Ryan, 2001 ; Martin-Houssart, 2001). En France, en 2004, plus d'un jeune actif sur cinq occupe un emploi temporaire (Givord, 2005). La littérature internationale sur ce sujet est aujourd'hui pléthorique, mais le débat sur la place des contrats temporaires dans l'insertion initiale des jeunes est loin d'être clos.

Plus précisément, dans le **chapitre V,** nous analysons en même temps comment le fait de commencer sa carrière par un épisode d'emploi temporaire (CDD ou intérim) et le fait de connaître un épisode ultérieur en contrat à durée limitée (CDD ou intérim) jouent sur la

stabilisation en emploi cinq ans plus tard (la stabilisation en emploi est traduite de manière arbitraire par le fait d'occuper un CDI). Toutefois, l'analyse de l'épisode ultérieur en contrat temporaire sur la stabilisation en emploi a une importance secondaire. La difficulté de l'exercice réside principalement dans le problème méthodologique du biais d'endogénéité. Le fait de rentrer sur le marché du travail par une séquence de contrat à durée limitée est dû à des caractéristiques individuelles spécifiques qui expliquent en même temps le fait que le jeune occupe un CDI plus tard. De même, le fait de connaître au long de sa trajectoire au moins un autre épisode de contrat à durée limitée peut être déterminé par les mêmes caractéristiques que celles qui expliquent le fait de se stabiliser en emploi cinq ans après la sortie du système éducatif. Le problème qui se pose est donc d'identifier les impacts « purs » d'une première séquence et d'une séquence ultérieure en contrat à durée limitée. Tenir compte de la durée de ces séquences complexifie l'analyse car la durée d'un épisode en contrat à durée limitée peut être endogène à la stabilisation en emploi. Pour tenir compte à la fois de la nature et de la durée des séquences de contrats à durée limitée, nous identifions quatre trajectoires possibles dans lesquelles deux variables binaires de contrat à durée limitée sont potentiellement endogènes par rapport au fait d'occuper un CDI cinq ans après la sortie du système éducatif (qui est également un phénomène binaire). Notre démarche économétrique consiste à estimer ces quatre modèles. Afin d'essayer de contrôler l'endogénéité des variables de passage par des emplois précaires, des modélisations probit trivariés sont développées sur un échantillon de 11 303 individus sortis du système éducatif en 1998 à tous les niveaux d'études confondus. Cet échantillon est obtenu à partir de l'enquête CEREQ « Génération 1998 ». Le principal résultat montre que le fait de commencer par un emploi temporaire de « longue durée » augmente les chances d'être en CDI cinq ans après la sortie d'études relativement à commencer sa trajectoire par un épisode de « non emploi ». Ainsi, ce qui prime pour accéder à un CDI cinq ans après la sortie du système éducatif est avant tout l'expérience dans l'emploi (même s'il s'agit d'un emploi temporaire).

Le rôle des réseaux d'entreprises dans les mobilités professionnelles

Dans le **chapitre VI**, nous étudions la mobilité entre deux emplois. Un aspect original de ce travail est la prise en compte des caractéristiques des entreprises d'origine et de

destination qui sont impliquées dans le processus de mobilité. Dans ce chapitre, nous considérons ainsi des « réseaux d'entreprises » pour analyser les mobilités professionnelles. Deux entreprises appartiennent au même « réseau » si elles ont les mêmes caractéristiques en termes de taille, secteur d'activité, santé économique, localisation géographique. Parmi tous les « réseaux potentiels d'entreprises», nous nous concentrons sur la mobilité au sein du même secteur d'activité (mobilité intrasectorielle). Nous étudions ainsi la manière dont les autres « réseaux d'entreprises » (réseaux géographique, d'appartenance à un groupe financier, de taille, de santé économique) expliquent la mobilité intrasectorielle. Nous souhaitons étudier comment les liens entre les entreprises affectent les mobilités des salariés et également analyser si ces liens sécurisent les parcours professionnels des individus. L'interprétation des relations entre les entreprises peut être faite à l'aide des concepts de marché interne et de marché professionnel. Nous observons ainsi comment des liaisons de nature différente entre des entreprises facilitent la mobilité des salariés. Ces aspects sont interprétés du point de vue du transfert de compétences. Dans ce chapitre, nous nous retrouvons dans le cas du « socle compétences» de la flexicurité identifié par Freyssinet (2006). Nous n'analysons pas directement les compétences des salariés mais nous interprétons leurs mobilités entre deux emplois en termes de liens entre les entreprises entre lesquelles se réalise la transition.

Quel est l'intérêt d'une telle étude ? Le rôle des entreprises, de leurs réseaux et de leur organisation interne est primordial dans le débat sur la flexicurité. Sécuriser les parcours professionnels des salariés, c'est tout d'abord leur fournir dans le cadre de leur emploi les moyens d'entretenir et de développer leurs capacités professionnelles de telle sorte qu'ils puissent relever le défi de la mobilité externe. Nous étudions les déterminants des mobilités professionnelles intra et intersectorielles sur la période 1991-1999 en relation surtout avec les caractéristiques des entreprises. Cette étude implique trois contributions majeures : la mobilisation d'une base de données originale (le panel DADS - Déclarations annuelles de données sociales- qui est issu des données administratives qui suit les trajectoires de tous les individus nés en octobre d'une année paire, l'enquête LIFI - Liaisons financières - qui réalise un suivi annuel des groupes d'entreprises, les fichiers BRN- Bénéfices réels normaux), les réseaux sectoriels qui sont analysés en interaction avec d'autres réseaux d'entreprises, la prise en compte des caractéristiques des entreprises avec des informations sur les entreprises d'origine et de destination impliquées dans le processus de mobilité professionnelle. Nous mettons en place des modèles probit bivariés avec sélection développés par Van De Ven and Van Praag (1981). Suite à l'appariement des trois sources de données, nous obtenons un

échantillon de plus de 4 millions d'observations. La taille importante de cet échantillon pose des problèmes en termes de temps d'estimation. Pour cette raison, nous appliquons la stratégie économétrique sur des sous-échantillons d'approximativement 50 000 observations. Le résultat principal souligne que la probabilité de changer d'emploi au sein du même secteur d'activité augmente avec l'existence d'une classe de proximité de taille, financière, géographique ou de groupe entre les entreprises impliquées dans le processus de mobilité professionnelle. Autrement dit, ces classes de proximité d'entreprises expliquent les flux de mobilité à l'intérieur du même secteur d'activité. Entre 1991 et 1999, nous montrons que l'appariement entre entreprises et salariés se fait à l'intérieur de marchés bien spécifiques. Un individu ne se définit pas seulement par ses propres caractéristiques, mais aussi par les compétences acquises en travaillant dans un certain environnement entrepreneurial. Nos résultats soulignent que ces compétences sont transférables en premier lieu, entre des entreprises similaires, toutes choses égales par ailleurs. Il faut mettre en lien nos résultats avec les compétences acquises par les individus dans l'entreprise. Nous soulignons ainsi l'existence des marchés professionnels ou internes qui facilitent le fait de retrouver un emploi.

Le rôle du territoire dans le retour à l'emploi

Si de nombreuses études en économie du travail (et plus particulièrement celles développées dans le cadre de la théorie d'appariement sur le marché du travail) ont exposé les effets des caractéristiques individuelles des travailleurs ou encore des politiques publiques sur le retour à l'emploi, encore trop peu d'entre elles prennent en considération les effets des contraintes spatiales. Concrètement, il semble important d'essayer de comprendre comment l'organisation de l'espace urbain peut affecter les opportunités économiques des habitants de certaines zones. L'étude du retour à l'emploi dans une perspective spatiale n'est pourtant pas récente. Ce type de littérature s'est principalement développé aux Etats-Unis (Kain, 1968). Dans le **chapitre VII**, nous évaluons les effets de vivre dans une commune défavorisée sur les transitions chômage-emploi. Autrement dit, nous étudions comment les conditions initiales des trajectoires traduites par la localisation géographique de la résidence de l'individu jouent sur le retour à l'emploi. Ici, intervient le troisième « déterminant » potentiel du déroulement d'une trajectoire professionnelle : le territoire. L'idée derrière cette analyse est que les

individus, en fonction de leur lieu d'habitation, sont équipés différemment face au chômage. Le territoire apparaît comme une ressource potentielle pour l'individu. L'intérêt de ce type d'analyse réside dans le fait que depuis la décentralisation, les régions ou les départements ont plus de pouvoir financier et de décision. Ainsi, les mobilités individuelles peuvent être accompagnées au niveau régional et créer un cadre propice à la flexicurité. Notre analyse est au cœur du débat sur les effets de la ségrégation dans les transitions chômage-emploi car nous analysons les effets des caractéristiques communales sur le retour à l'emploi.

Dans le **chapitre VII**, nous analysons plus précisément les effets des caractéristiques communales (taux de chômage, part des actifs non-diplômés et logarithme du potentiel fiscal) sur le retour à l'emploi (accéder à un emploi quelle que soit sa nature et accéder à un CDI) tout en tenant compte du fait que celles-ci motivent la décision de l'individu d'habiter dans un endroit plutôt qu'un autre ; ce qui en retour, renforce la ségrégation résidentielle et ses effets potentiels [11]. Nous mobilisons quatre sources de données : l'enquête « Trajectoires des demandeurs d'emplois » - (TDE) – qui est très riche en termes de caractéristiques individuelles des inscrits à l'ANPE, les recensements de la population de 1990 et de 1999 qui sont utilisées pour construire des indicateurs au niveau de la commune, les « Revenus Fiscaux des Ménages » qui permettent de mesurer le potentiel fiscal et l'inventaire communal de 1998 qui nous permet de construire des indicatrices de présence de certaines aménités (telles que les jardins publics, espaces verts, activités culturelles et sportives). Après appariement, nous travaillons sur un échantillon de 6 500 individus et nous mettons en place des estimations de type doubles moindres carrés ordinaires ainsi que des modèles de durée paramétriques avec contrôle de l'endogénéité liée à la décision des individus de vivre dans une commune avec certaines caractéristiques (Heckman et Robb, 1985). Le résultat principal souligne que, indépendamment de la variable communale ou de l'indicateur caractérisant la rapidité du retour à l'emploi, nous trouvons que plus les caractéristiques de la commune où réside l'individu sont mauvaises, plus sa durée avant de trouver un emploi ou un CDI sera longue. Nous montrons que sans contrôler l'endogénéité des variables communales, on attribue à tort aux caractéristiques individuelles une partie de l'effet des indicateurs communaux. De plus,

[11] Il faut rappeler l'existence du système d'observation géo-localisé « Solstice » qui est consacré à l'étude de la sortie du chômage. « Solstice » est en même temps un groupe de recherche dont le programme est de construire un système d'information géographique sur l'emploi afin d'analyser les disparités spatiales du retour à l'emploi des chômeurs et des allocataires du RMI à un niveau géographique très fin, celui de la commune ou du code postal et sur la France entière (cf. Duguet, Goujard et L'Horty, 2009). Notre travail ne s'inscrit pas dans cette démarche méthodologique.

les effets des caractéristiques communales semblent plus déterminants sur l'accès à un emploi quelle que soit sa nature, que sur l'accès à un emploi en CDI.

Partie I

Le chômage partiel : un instrument de flexicurité ? [12]

Chapitre 1 : Le chômage partiel entre 1995 et 2005 : réglementation, littérature et faits stylisés

Chapitre 2 : Le chômage partiel : quelle flexibilité ?

Chapitre 3 : Chômage partiel et licenciements économiques : quelle protection à court-terme de l'emploi ?

Chapitre 4 : Chômage partiel et disparition des établissements : quelle sécurisation à moyen-terme de la relation d'emploi ?

[12] Cette première partie de la thèse représente le prolongement d'un projet de recherche financé par la DARES 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 du projet a été assuré par un groupe réunissant la DARES et la mission FNE de la DGEFP. Le projet a donné naissance à un rapport de recherche « Le recours au chômage partiel entre 1995 et 2005 » (avec Richard Duhautois et Emmanuelle Walkowiak), Document d'études de la DARES n° 135, février 2008.

Introduction de la première partie

Dans le cadre de cette thèse, nous souhaitons analyser empiriquement certains phénomènes économiques dont l'étude est susceptible de relever du débat qui s'organise aujourd'hui, concernant les « réformes » à mener, tant des régulations du marché du travail que de leur articulation avec la redéfinition éventuelle du contour de l'Etat social, autour du thème de la flexicurité.

De manière schématique, l'objectif de « flexicurisation » du rapport salarial, vise à tenter de concilier, au moyen des leviers de l'action publique et de la négociation collective, les besoins de flexibilité des entreprises d'une part, à l'exigence de sécurisation des trajectoires professionnelles et sociales des salariés, de l'autre. La flexicurité, comme projet « politique », couvre de la sorte trois dimensions : une dimension relative à l'entreprise (et aux transformations des relations de travail et d'emploi), une dimension relative aux transformations qui en découlent, pour les salariés de leur trajectoire professionnelle et des conditions de leur « sécurisation », et une dimension relevant de « l'espace public », de la politique publique et de la concertation sociale, à même d'être les vecteurs de la mise en œuvre du projet en question (Lavialle, 2008).

Cette première partie de la thèse appréhende les dimensions entreprise et politique publique à travers l'analyse du fonctionnement d'un outil bien particulier, le chômage partiel. Nous nous focalisons ainsi sur un dispositif de politique publique qui, bien qu'ancien (réglementé juste après la seconde guerre mondiale), pourrait, à bien y regarder, être conçu comme un « outil -type» de flexicurisation de la relation d'emploi. Selon la loi, en effet, le chômage partiel est un outil devant permettre à un établissement confronté à des difficultés (principalement) économiques passagères, de maintenir l'emploi en réduisant temporairement les horaires de tout ou partie de ses salariés. Dans cette partie de la thèse, nous souhaitons étudier l'efficacité de ce dispositif au regard des objectifs fixés, tout en tentant de généraliser la portée de cette analyse : il s'agira d'évaluer dans quelle mesure la mise en place d'un dispositif de chômage partiel peut, ou non, s'analyser comme un outil-type d'un dispositif plus global qui voudrait s'inspirer de la problématique de « flexicurisation » de la relation d'emploi.

Au total, notre analyse se veut originale à la fois car, en France, il y a très peu d'études renseignant sur le fonctionnement de cet instrument de politique publique, et car nous souhaitons déborder de l'analyse purement instrumentale du dispositif.

D'une manière générale, le dispositif est méconnu à cause de son usage peu fréquent. A l'heure actuelle, le chômage partiel attire l'attention car il est régulièrement présenté comme une des solutions possibles de lutte contre le chômage dans le contexte actuel de crise économique et sociale. Dans ce cas, notre analyse a l'intérêt de renseigner les décideurs publics sur la manière dont le chômage partiel fonctionne (notre étude porte plus spécifiquement sur les usages et le fonctionnement du dispositif sur la période 1995-2005) et de donner des pistes quant à son effet dans le contexte de forte crise. Notre démarche est empirique. Nous appliquons des techniques de statistiques descriptives et économétriques pour analyser l'évolution du chômage partiel sur la période d'analyse, son rôle ainsi que son efficacité. Cette première partie de la thèse est structurée en quatre chapitres.

Le chapitre I présente de façon détaillée le fonctionnement du chômage partiel entre 1995 et 2005. Ce chapitre est fondamental pour la compréhension de cet outil encore méconnu. Il vise à donner une image complète de la réglementation du chômage partiel et de l'évolution de celle-ci sous l'influence de la mise en œuvre d'autres dispositifs de politiques publiques.

Nous décrivons ensuite les travaux économiques sur ce sujet au niveau international et ceux spécifiques au cas français. En France, nous prenons acte d'un manque d'études sur ce sujet et notre apport est donc d'alimenter la littérature sur le chômage partiel. Toujours dans le chapitre I, nous mettons en évidence les principaux faits stylisés de l'utilisation du chômage partiel. Nous répondons aux questions suivantes : qui sont les établissements qui utilisent le chômage partiel ? Sont-ils industriels ? Sont-ils de grande taille ? Le chômage partiel est-il utilisé comme la loi l'indique ? Quelles sont les grandes tendances macroéconomiques du recours au dispositif ?

La littérature économique internationale met en évidence deux rôles du chômage partiel qui coexistent (Abraham et Houseman, 1994, Van Audenrode, 1994) : un rôle de flexibilité (en tant qu'outil de flexibilité quantitative interne) et un rôle de protection de l'emploi. L'objectif principal du chômage partiel est la protection de l'emploi et le moyen à travers lequel cet objectif vise à être rempli est la baisse du temps de travail des salariés de

l'établissement (le côté flexibilité). Les trois autres chapitres de cette partie sont consacrés à l'analyse de ces deux rôles.

Le résultat le plus frappant du chapitre I est la baisse importante du recours au chômage partiel entre 1995 et 2005. Nous identifions qu'en dehors de l'amélioration de la conjoncture économique, l'autre choc majeur le plus susceptible d'avoir déterminé la baisse du chômage partiel est la mise en place de l'aménagement et la réduction du temps de travail (ARTT). L'ARTT a également engendré un changement réglementaire du chômage partiel avec l'objectif affiché de le recentrer sur son rôle principal de protection de l'emploi.

Pour cette raison, dans le chapitre II, nous souhaitons expliquer comment la mise en œuvre de l'ARTT a pu affecter les usages du dispositif de chômage partiel. Le chômage partiel, comme les outils de mise en place et de déclinaison de l'objectif d'ARTT (par exemple la modulation du temps de travail) sont des dispositifs de flexibilité quantitative interne dans la mesure où ils agissent sur l'organisation du temps de travail des salariés dans l'établissement. Pour autant, ils ne répondent pas exactement aux mêmes besoins en termes de flexibilité. Le chapitre II traite ainsi de la dimension « flexibilité » du chômage partiel. Nous analysons avec des modèles économétriques comment le passage aux 35 heures a affecté le recours au chômage partiel entre 1995 et 2005. Nous montrons que l'ARTT a conduit à une baisse de l'utilisation du chômage partiel, se « substituant » progressivement au dispositif pour couvrir les besoins de flexibilité. L'ARTT aurait ainsi eu pour effet de recentrer le chômage partiel sur son rôle initial de protection de l'emploi.

A ce stade nous pouvons alors, légitimement, nous poser la question suivante : sous l'effet de l'adoption des 35 heures et des aménagements du temps de travail que cette mise en place a impliqués, le chômage partiel recentré sur sa fonction principale de protection de l'emploi, s'avère-t-il efficace ? Dans les chapitres III et IV, nous choisissons à cet égard deux critères d'efficacité : éviter les licenciements économiques et empêcher la disparition des établissements.

Ces études renseignent directement le débat sur la flexicurité dès lors qu'elles visent à mesurer si ce dispositif est de nature à œuvrer à une forme de « sécurisation » des trajectoires des salariés. D'une part, nous vérifions si le chômage partiel empêche ou non les licenciements économiques (chapitre III) et sécurise de ce point de vue, à court et très court terme, les trajectoires des salariés dont les entreprises sont confrontées à un choc négatif.

Nous appliquons des modèles économétriques de données de panel et nous trouvons que plus l'établissement utilise intensivement le chômage partiel, plus il licencie. Il ne semble donc pas que le dispositif soit efficace, et de nature à se substituer aux licenciements économiques. D'autre part, nous analysons les liens entre le recours au chômage partiel et la démographie des établissements, en testant économétriquement si l'usage du dispositif empêche ou non la disparition des établissements (chapitre IV), et est de nature, de ce point, à sécuriser à plus moyen terme les trajectoires professionnelles en assurant la survie des entreprises affectées par un choc négatif. Nous considérons ainsi la disparition d'un établissement comme un cas extrême de licenciements économiques. Même s'il semble annonciateur de licenciements économiques, le chômage partiel pourrait empêcher l'établissement de disparaître. Nous trouvons que le chômage partiel fait que retarder la « mort » des établissements.

Chapitre I

Le chômage partiel entre 1995 et 2005 : réglementation, littérature et faits stylisés

---

INTRODUCTION

SECTION 1 – LE CHOMAGE PARTIEL : DEFINITION ET REGLEMENTATION

1.1 – L'indemnisation et le remboursement du chômage partiel
1.2 – L'attribution du chômage partiel
1.3 – Le changement réglementaire du chômage partiel suite à la crise économique de fin 2008

SECTION 2 – LA LITTERATURE ECONOMIQUE SUR LE CHOMAGE PARTIEL

2.1– Quel cadre théorique pour analyser le chômage partiel ?
2.2– La littérature internationale sur le chômage partiel
2.3– L'analyse du chômage partiel en France

SECTION 3 – DONNEES ET MESURES DU CHOMAGE PARTIEL

3.1– Les fichiers mensuels d'autorisations de chômage partiel
3.2– Les indicateurs de chômage partiel

SECTION 4 – LES FAITS STYLISES

4.1– Forte baisse des autorisations de chômage partiel entre 1995 et 2005 : conjoncture et ARTT
4.2– Analyse du caractère exceptionnel du chômage partiel : la récurrence des autorisations
4.3– La saisonnalité des autorisations de chômage partiel
4.4– Les caractéristiques des établissements qui recourent au chômage partiel

CONCLUSION

ANNEXES CHAPITRE I

Introduction

L'objectif de ce chapitre est de donner une image complète du fonctionnement d'un outil (peu étudié dans la littérature) : le chômage partiel. Il permet à un établissement qui fait face à un « coup dur » de réduire temporairement son activité au-dessous de la durée légale du travail ou d'arrêter momentanément toute ou partie de son activité. Par rapport aux textes de loi, le chômage partiel ne doit être mobilisé que dans des conditions de difficultés brutales, imprévisibles et temporaires (surtout économiques mais pas seulement). Ce dispositif est donc susceptible d'apporter aux établissements la flexibilité qui leur est nécessaire pour faire face aux difficultés conjoncturelles. Le chômage partiel est traditionnellement plus utilisé dans les pays de l'Europe continentale qu'aux États-Unis du fait d'un marché du travail moins flexible en Europe continentale. Néanmoins, il existe sous différentes formes dans la majorité des pays développés.

Le chômage partiel peut être considéré comme un dispositif public permettant de répondre aux principes de la flexicurité : flexibilité pour les établissements et en même temps une sécurisation des situations des salariés. La crise économique actuelle a fait revenir le chômage partiel sur le devant de la scène. Il est d'ailleurs présenté comme un des outils « phare » de lutte contre la crise, en France comme dans l'ensemble des pays développés. Pour souligner la ferveur existante autour de ce dispositif, le BIT (2009) précise que « le chômage partiel pourrait fournir une réponse pertinente à la crise mondiale de l'emploi ».

Nous adoptons une démarche en quatre temps. Dans un premier temps, nous souhaitons répondre aux questions suivantes : quel est le cadre réglementaire permettant aux établissements d'utiliser le chômage partiel ? Comment a-t-il évolué entre 1995 et 2005 (période d'étude du dispositif) ? La réglementation du chômage partiel est présentée d'une façon détaillée dans la section 1 : nous décrivons la manière dont le chômage partiel est indemnisé et remboursé (section 1.1) ainsi que les règles d'attribution du dispositif (section 1.2). Dans la section 1.3, nous présentons tous les derniers changements réglementaires suite à la crise économique de fin 2008. Cette section apporte des renseignements très importants sur la manière dont les établissements français peuvent recourir au chômage partiel entre 1995 et 2005.

Dans un deuxième temps, nous faisons une revue de littérature sur ce sujet. Le chômage partiel a un double rôle de protection de l'emploi et de flexibilité. Ces deux rôles interagissent fortement. La flexibilité ainsi que la protection de l'emploi apportées par l'utilisation du chômage partiel en France n'ont été traitées que de manière périphérique dans les travaux quantitatifs ; les études s'intéressant à ce dispositif sont essentiellement qualitatives (section 2). Dans la section 2.1, nous présentons trois cadres théoriques dans lesquels nous pouvons situer le débat sur le chômage partiel. Ensuite, nous présentons les principales études internationales qui se concentrent sur l'analyse du lien entre le chômage partiel et les licenciements économiques (section 2.2). Finalement, nous décrivons les études du chômage partiel en France (section 2.3).

Dans un troisième temps, la démarche méthodologique est présentée (section 3). Bien qu'aucune donnée ne soit disponible pour mesurer directement l'usage effectif du chômage partiel au niveau de l'établissement, la Direction de l'animation de la recherche, des études et des statistiques (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. Dans la section 3.1, nous présentons les fichiers mensuels de chômage partiel et, dans la section 3.2, les indicateurs mobilisés dans cette thèse.

Ce chapitre se clôt avec l'analyse de l'évolution des autorisations de recours au chômage partiel entre 1995 et 2005 en France, afin de mettre en évidence les principaux faits stylisés (section 4). Les autorisations de recours au chômage partiel ont fortement diminué sur la période 1995-2005. En 2005, 1,8 millions de journées de chômage partiel ont été autorisées en France métropolitaine. Dix ans auparavant, à conjoncture sensiblement équivalente et dégradée, le nombre de journées autorisées était environ six fois plus élevé. L'importante baisse du nombre de journées de chômage partiel autorisées entre 1995 et 2005 est mise en lien avec l'amélioration de la conjoncture économique et la mise en place de l'aménagement et la réduction du temps de travail (ARTT) (section 4.1). La contingence de l'usage du dispositif à des difficultés économiques exceptionnelles, implique que le recours au chômage partiel soit un phénomène rare. Ainsi, nous nous interrogeons sur son caractère exceptionnel (section 4.2). Nous identifions l'existence de certains établissements qui l'utilisent de manière récurrente et qui contredisent, par l'usage privé qu'ils en font, le rôle du dispositif. Dans la

section 4.3, nous analysons la saisonnalité des autorisations de chômage partiel également en lien avec le caractère exceptionnel de l'usage du chômage partiel. Pour finir, nous décrivons les principales caractéristiques des établissements qui utilisent le chômage partiel (secteur d'activité, taille de l'établissement) et nous étudions si les établissements qui ont des autorisations de chômage partiel d'une manière récurrente ont des caractéristiques spécifiques (section 4.4).

L'importance majeure de ce chapitre réside dans le fait qu'il trace une image complète du fonctionnement du dispositif entre 1995 et 2005. Il est fondamental pour établir le contexte des analyses économétriques menées dans les chapitres suivants.

Section 1 – Le chômage partiel : définition et réglementation

Le chômage partiel est un instrument qui permet aux établissements de faire face à des difficultés économiques passagères ou à des circonstances exceptionnelles. Comme nous l'avons déjà précisé, l'établissement peut réduire temporairement son activité au-dessous de la durée légale du temps de travail ou de la durée conventionnelle du travail. Il peut également arrêter momentanément tout ou partie de son activité. Plus précisément, pour permettre une indemnisation au titre du chômage partiel, la réduction ou la suspension temporaire d'activité doit être imputable à une des causes suivantes : la conjoncture économique, des difficultés d'approvisionnement en matières premières ou en énergie, un sinistre ou des intempéries de caractère exceptionnel, la transformation, restructuration ou modernisation de l'établissement, ou encore toute autre circonstance à caractère exceptionnel.

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

Le chômage partiel est traditionnellement plus utilisé dans les pays de l'Europe continentale mais il existe sous différentes formes dans la majorité des pays développés. Les

instruments semblables au chômage partiel sont le “Short-Time Working” en Grande Bretagne, la “Cassa Integrazione Guadagni” (CIG) en Italie, le “Kurzarbeitergeld” (KUG) en Allemagne, le “Short-Time Compensation Program” et sous certains aspects le dispositif “temporary layoffs” aux États-Unis et le “Work Sharing Program” au Canada.

La contingence de l’usage du dispositif à des difficultés économiques exceptionnelles, implique que le recours au chômage partiel soit un phénomène rare. Quel que soit le pays, le chômage partiel apparaît comme un dispositif peu utilisé. En moyenne en France, entre 1995 et 2005, nous avons estimé que les autorisations de chômage partiel concernent moins de 1% des établissements et 2% des salariés des secteurs marchands non-agricoles. Aux États-Unis, dans les années 80, le niveau du recours au chômage partiel était comparable, correspondant à moins de 1% des employeurs américains (Needels et al., 1997).

Sur la période 1995-2005, la réglementation du chômage partiel a été changée une fois, en 2001, suite à la mise en place de l’aménagement et la réduction du temps de travail (ARTT). Le décret de 28 juin 2001 définit le cadre réglementaire du dispositif après le passage aux 35 heures. 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 sa fonction première de maintien en emploi des salariés si l’établissement a des difficultés conjoncturelles. Avec la mise en place de l’ARTT, les heures supplémentaires ou le chômage partiel ne doivent plus constituer les deux seuls moyens d’adaptation aux variations d’activité de l’établissement car ce dernier doit désormais utiliser les modalités d’ajustement associées à la réduction du temps de travail.

Nous décrivons en détail son fonctionnement conforme au décret de 2001. La réforme de 2001 cherche à clarifier les procédures applicables, en modifiant plusieurs dimensions de la réglementation du chômage partiel : l’indemnisation et le remboursement (section 1.1) et l’attribution (section 1.1). Dans la section 1.3, nous présentons les changements réglementaires du chômage partiel visant à faire face à la crise économique de fin 2008 et de 2009. Ces changements réglementaires sont présentés uniquement à titre informatif.

1.1 – L'indemnisation et le remboursement du chômage partiel

Concernant l'indemnisation du chômage partiel, le décret de 2001 apporte des changements à trois niveaux : le nombre d'heures indemnisables, le montant de l'allocation spécifique et la création d'un contingent spécifique d'heures indemnisables.

Dans les entreprises pratiquant une durée du travail hebdomadaire fixe, les heures indemnisables 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 légale[13]. La réforme définit également le mode de calcul des heures indemnisables pour les autres formes de mise en place de l'ARTT. 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 indemnisables.

Pour les entreprises relevant de l'accord du 21 février 1968 (commerce, industrie,…), l'indemnisation versée par heure non travaillée est fixée à 50 % de la rémunération horaire brute avec un plancher minimum de 4,42 € par heure. 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). L'indemnisation versée pour chaque heure non travaillée comprend deux composantes :

- une allocation « spécifique » de chômage partiel, financée par l'État. Le décret du 28 juin 2001 a instauré un taux variable pour cette allocation en fonction de la taille de l'entreprise. Ce taux était fixe avant la réforme du dispositif. Ainsi, dans les entreprises de moins de 250 salariés, l'allocation est située à un seuil de 2,44 € par heure et pour les autres

[13] 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 des autorisations de chômage partiel entre le 28 juin 2001 et le 31 décembre 2001, 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 (avant les lois Aubry 1 et 2).

elle est de 2,13 € par heure[14]. L'instauration de ce taux d'allocation spécifique minoré pour les entreprises de plus de 250 salariés peut s'expliquer par le fait qu'elles ont plus de marge pour définir les modalités de l'organisation du temps de travail. 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. En 2005, l'indemnisation du chômage partiel a coûté à l'État 16,6 millions d'euros et plus généralement elle a fluctué autour de 20 millions d'euros les années antérieures à 2005.

- éventuellement, **une indemnité « complémentaire »** prise en charge par l'employeur et dont le montant est fixé par accord collectif. Elle se calcule comme la différence entre l'indemnisation « totale » de chômage partiel et l'allocation spécifique payée par l'État. Le mode de calcul de cette composante ne change pas avec le décret, le seul changement provenant de la prise en compte du taux variable de l'allocation spécifique. Ainsi, dans les entreprises d'au moins 250 salariés, l'allocation complémentaire est au moins de 2,3 € par heure et pour les autres elle est d'au moins 2 € par heure.

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 avec le décret). Les indications concernant les montants versés au titre du chômage partiel doivent figurer sur le bulletin de salaire.

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 pour ce motif 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.

Au moment du décret de 2001, la durée maximale de mise au chômage partiel par salarié est de quatre semaines consécutives. Lorsque le chômage partiel se prolonge au-delà

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

de quatre semaines d'interruption totale du travail, on parle de « chômage partiel total ». Dans ce cas, les salariés sont considérés comme privés d'emploi et ils peuvent s'adresser aux ASSEDIC pour bénéficier des allocations d'aide au retour à l'emploi.

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 : l'entreprise doit préciser les principales formes d'ARTT, doit informer si des cadres ou des itinérants sont employés sous convention de forfait sur l'année et dans le cas de la modulation du temps de travail l'entreprise doit fournir les durées de travail réalisées pour chaque salarié, une fois fait le bilan de la modulation.

1.2 – 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.

Premièrement, l'employeur doit obligatoirement effectuer une demande préalable d'indemnisation auprès de la Direction départementale du travail, de l'emploi et de la formation professionnelle (DDTEFP) avant la mise au chômage partiel des salariés. Cette étape n'était pas obligatoire avant la réforme du 28 juin 2001. Pour pouvoir mettre au chômage partiel ses salariés, l'employeur doit consulter d'abord les représentants du personnel (comité d'entreprise ou comité d'établissement, ou, à défaut, délégués du personnel) et il doit ensuite adresser une demande d'indemnisation à la DDTEFP afin d'obtenir le remboursement des allocations à la charge de l'État. En revanche, le décret stipule que dans le cas d'un sinistre ou d'intempéries, la demande peut être déposée 30 jours après l'événement. Cette procédure de demande préalable permet de donner une plus grande sécurité aux employeurs afin d'éviter des situations où ils prétendent à la prise en charge par l'État 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 lui adresser chaque mois les états nominatifs de remboursement des allocations avancées aux salariés[15]. 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 doit verser les salaires normalement prévus.

Deuxièmement, il y a un 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 partiel[16], le décret de 2001 en rajoute une autre : les cadres employés sous convention de forfait sur une base annuelle, mais 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.

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. Avant de solliciter l'État pour bénéficier du chômage partiel, les établissements doivent d'abord utiliser les outils liés au temps de travail (ARTT, prise des congés) ou mettre à profit ces périodes d'inactivité par de la formation professionnelle[17]. Avec le choc introduit par les 35 heures, il convient de s'interroger sur l'éventuelle baisse du recours au chômage partiel suite à la mise en place de l'ARTT.

Le processus de recours au chômage partiel est complexe. Il peut se décomposer de manière schématique en cinq étapes (voir schéma 1.1) : premièrement, connaître des difficultés économiques (étape 1), deuxièmement, décider de recourir au dispositif après consultation des représentants du personnel (on traduit cette décision par une demande d'autorisation d'usage du chômage partiel à la DDTEFP) (étape 2), troisièmement, la réponse de la DDTEFP (étape 3), quatrièmement, le niveau de consommation des heures autorisées de

[15] Le cabinet d'études « Gestion et Motivation » a réalisé en 2006 pour la DARES une étude qualitative. Ils montrent que sur un total de 178 demandes de chômage partiel analysées dans leur étude, 145 ont été intégralement accordées par les DDTEFP, 2 ont été partiellement accordées et 26 ont été refusées (Dares, 2006). Ce chiffre donne un cadrage très approximatif des taux d'acceptation et de refus des DDTEFP.

[16] Les salariés qui perçoivent une rémunération d'appoint ; les salariés qui sont dans une entreprise affectée par un conflit de travail 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.

[17] Dans la loi, il est précisé qu'il faut utiliser ces périodes d'inactivité pour former les salariés et renforcer leur employabilité, notamment par le biais du plan de formation de l'entreprise et du droit individuel à la formation (DIF).

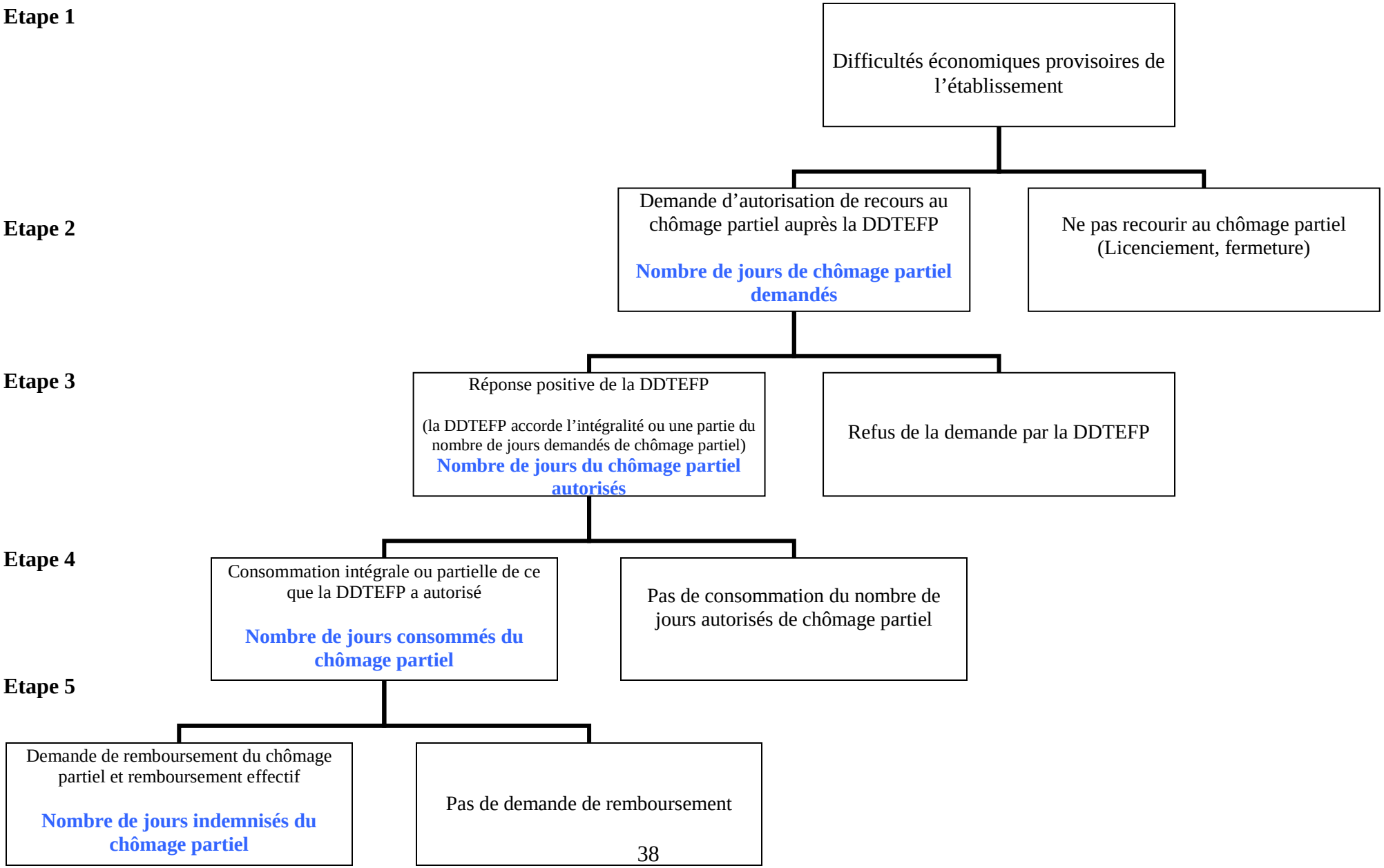
chômage partiel (étape 4) et en dernier, la demande de remboursement et le remboursement effectif de l'allocation spécifique (étape 5).

1.3 – Le changement réglementaire du chômage partiel suite à la crise économique de fin 2008

Pour faire face à la crise économique, plusieurs changements réglementaires ont été introduits entre 2008 et 2009 et d'autres encore sont prévus pour l'année 2010. Ces changements conduisent à une forte augmentation du recours au chômage partiel. Pour 1996, l'année la plus dégradée de notre analyse, ce chiffre était de 550 000 salariés bénéficiant au moins une fois d'autorisations. En 2005, nous avons estimé un nombre de salariés concernés au moins une fois par des autorisations de chômage partiel égal à 90 000. Il faut préciser que nous travaillons avec les autorisations de chômage partiel et pas avec ses réalisations effectives (voir section 3.1). Les chiffres de ce qui est réellement consommé en termes de chômage partiel sont approximativement 50% plus faibles. Les chiffres de l'INSEE montrent que le chômage partiel concerne 0,7% de la population en emploi au premier trimestre 2009 (ce qui correspond à approximativement 180 000 salariés au chômage partiel). Au deuxième trimestre, ce chiffre est encore plus fort atteignant 319 000 personnes. Il est à un niveau équivalent à ce qui était observé dans l'année de récession 1993.

Les changements réglementaires de décembre 2008 visent à renforcer le rôle du chômage partiel en allongeant sa durée légale. Deux paramètres sont modifiés. D'une part, la durée maximale consécutive de mise au chômage partiel est passée de quatre à six semaines sur l'année par salarié. D'autre part, la durée annuelle maximale de mise au chômage partiel est passée de 600 à 800 heures pour toutes les branches professionnelles. Dans les secteurs les plus touchés par la crise, les salariés peuvent être mis au chômage partiel 1 000 heures : dans le textile, l'habillement-cuir, l'automobile, les sous-traitants de l'automobile (ceux qui réalisent avec elle au minimum 50% de leurs chiffres d'affaires) et le commerce de véhicules.

Schéma 1.1: Les cinq étapes de la procédure du recours au chômage partiel



Les changements réglementaires de janvier 2009 prévoient que les salariés au chômage partiel sont légèrement mieux indemnisés. L'employeur leur verse désormais 60% de leur rémunération brute avec un montant minimum de 6,84 euros par heure. Depuis janvier 2009, le montant de l'allocation spécifique versée par l'État est de 3,84 euros par heure pour les entreprises de moins de 250 salariés et de 3,33 euros par heures pour le reste des entreprises. En 2008, le dispositif a coûté 50,5 millions d'euros dont 60% (30 millions d'euros) uniquement pour le mois de décembre 2008. En 2009, cette somme sera largement dépassée. En Allemagne, où en général, il y a un usage beaucoup plus intensif du chômage partiel, la crise est amortie par un fort recours au dispositif qui est très coûteux (estimé à 1,5 milliards d'euros en 2009).

En cas de menace grave sur l'emploi et afin d'éviter ou de réduire le nombre de licenciements, l'État a prévu des situations dans lesquelles, il peut majorer sa participation financière. Dans ce cas, une convention de chômage partiel doit être conclue - convention d'une durée maximale de 6 mois renouvelable une fois (les changements réglementaires de mars 2009). Pour les conventions signées en 2009, le taux maximum de prise en charge est fixé à 80 % et peut être porté à 100 % sur décision conjointe du ministre chargé de l'économie et du ministre chargé du budget ; il est fixé à 100 % pour les entreprises contraintes à réduire ou à suspendre temporairement leur activité du fait des catastrophes naturelles définis par l'arrêté du 28 janvier 2009 (intempéries du 24 au 27 janvier 2009 dans certains départements du Sud-ouest de la France). Par rapport à notre période d'analyse, la période de crise se caractérise par un nombre plus important de conventions spéciales de chômage partiel et par conséquent, les effets sur l'emploi peuvent être différents car ces conventions stipulent des engagements de sauvegarde de l'emploi en temps de crise (même si c'est pour des durées limitées).

Une autre mesure sous-jacente au recours au chômage partiel est la proposition d'un dispositif alternatif utilisable uniquement en temps de crise. A la fin d'avril 2009, le législateur stipule la « réhabilitation » du « temps réduit indemnisé de longue durée » (TRILD) mais sous un nom différent « activité partielle de longue durée ». Le TRILD a été mis en place au moment de la récession de 1993, puis supprimé lors de la reprise en 1996. Ce dernier permettait d'adapter la charge de main-d'œuvre à des difficultés économiques de longue durée, puisque l'employeur pouvait étaler, sur une période de douze à dix-huit mois maximum, la réduction horaire appliquée à ses salariés. Ainsi, le TRILD a joué le rôle

d'amortisseur structurel nécessaire aux grandes entreprises de certains secteurs. L'activité partielle de longue durée devient effective à partir du mois de mai 2009. C'est donc un nouveau dispositif, différent du chômage partiel et qui dépasse clairement (d'une manière ouverte) le caractère initial de courte durée du dispositif de chômage partiel. Pour bénéficier du dispositif d'activité partielle de longue durée, une convention doit être conclue entre l'État et les organisations professionnelles et interprofessionnelles au niveau national ou directement avec l'entreprise. Ce nouveau dispositif couvre une période allant de 3 mois à 12 mois. Même si la crise économique actuelle est d'une très forte ampleur (en tout cas plus forte que la récession de 1993), la durée maximale d'utilisation de ce nouveau dispositif est de 12 mois contre 18 mois pour le TRILD. L'activité partielle de longue durée permet une indemnisation des salariés plus élevée que celle du chômage partiel à la hauteur de 75% du salaire horaire brut. Exceptant l'allocation spécifique du chômage partiel récemment reformée, l'État paie en plus une allocation complémentaire de 1,90 euros par heure pour les 50 premières heures puis l'Unedic verse 3,90 euros par heure à partir de la 51ème heure. La différence par rapport à la somme versée aux salariés reste à la charge de l'activité partielle de longue durée. L'entreprise s'engage à conserver l'emploi des salariés en activité partielle de longue durée pendant le double de la période de mise en place de ce dispositif. Si l'entreprise ne respecte pas cette condition, elle doit rembourser les compensations à l'État et à l'Unedic. Les salariés concernés par ce dispositif doivent également passer un entretien pour envisager une action de formation. L'Unedic a annoncé une participation à l'indemnisation de ce dispositif à hauteur de 150 millions d'euros. En termes de protection de licenciements économiques, cette mesure apporte une période de sauvegarde de l'emploi beaucoup plus importante. Par exemple, un employeur qui s'engage pour 12 mois dans ce dispositif doit garder les emplois des salariés concernés au moins pendant deux ans.

En juillet 2009, les partenaires sociaux se sont réunis pour signer l'accord national interprofessionnel (ANI) afin de gérer les conséquences de la crise économique. Son objectif est d'améliorer et de mieux utiliser les dispositifs existants. Par rapport à l'usage du chômage partiel, le discours est légèrement différent. L'ANI stipule que le chômage partiel doit être appliqué tout en « conservant et en développant au sein de l'entreprise les compétences qui leur sont nécessaires lors de la reprise économique ». Cela se rajoute à la clause générale de protection de l'emploi. De notre point de vue, ce discours est positionné plus clairement du point de vue des besoins des entreprises (préserver le noyau dur). Afin d'améliorer l'accès au chômage partiel, l'ANI proposent une simplification de la procédure d'obtention de chômage

partiel. L'ANI propose également un contingent d'heures de 1000 heures par an pour l'ensemble des secteurs d'activité. L'ANI propose également d'encourager l'usage du chômage partiel dans des secteurs comme le commerce ou les services, où d'ailleurs avant la crise le dispositif n'était pas bien connu surtout par les établissements de petite taille. Un autre changement vise l'applicabilité du chômage partiel plus fortement aux cadres. Cet accord est conclu pour une durée limitée, il cessera de produire ses effets le 1er janvier 2011. Finalement, dans un arrêté de septembre 2009, le contingent annuel d'heures indemnisables au titre de l'allocation spécifique de chômage partiel est porté à 1 000 heures pour l'ensemble des branches. Ce contingent est rétrospectif devenant valable depuis le 1er janvier 2009.

Section 2 – La littérature économique sur le chômage partiel

La présentation de la littérature sur le chômage partiel se fait en trois temps. Dans un premier temps, nous décrivons trois approches théoriques dans lesquelles nous pouvons placer l'analyse du chômage partiel (section 2.1). Dans un deuxième temps, nous présentons la littérature internationale sur le recours au dispositif (section 2.2) et pour finir, nous nous concentrons sur la description des travaux menés sur le chômage partiel en France (section 2.3).

2.1 – Quel cadre théorique pour le chômage partiel ?

Les interrogations et développements théoriques sur le chômage partiel ne sont pas nombreux. Ils peuvent être présentés dans le cadre de trois grandes problématiques : la théorie de la segmentation du marché du travail, la théorie des « contrats implicites » ainsi qu'autour du concept de « flexicurité ».

Dans un premier temps, 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 et Sidhoum, 1994 ; Billot, Bourbonnais et Porlier, 1996). Suivant le modèle dual de la

segmentation, le chômage partiel serait donc plus utilisé au centre (noyau dur de l'emploi) qu'à la périphérie et plus sur le marché primaire que sur le marché secondaire. Par exemple, en Allemagne, les coûts liés à la formation sont partagés entre l'entreprise, le gouvernement et les organisations syndicales. Les entreprises allemandes dépensent plus qu'aux États-Unis pour former leurs salariés. Pour cette raison, elles sont d'autant plus incitées à garder leurs salariés hautement formés pendant les périodes de difficultés économiques temporaires (Abraham et Houseman, 1994).

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). Aux États-Unis, par rapport à la problématique du chômage partiel, une littérature théorique relevant des contrats implicites d'Azariadis (1975) s'est développée[18]. Dans ce type de modèles, les salariés et les employeurs sont engagés dans une négociation bilatérale qui conduit à une solution efficace pour chaque partie impliquée dans la négociation, optimisée en fonction du choix de l'autre partie.

Le chômage partiel peut être vu comme un instrument répondant aux principes de la « flexicurité » car selon la loi, il donne aux établissements la flexibilité nécessaire pour faire à des variations d'activité spécifiques, tout en sécurisant la situation des salariés. Dans notre thèse, nous privilégions cette dernière approche par la flexicurité. Pourtant, les trois cadres que nous venons de présenter interagissent. Par rapport à la démarche méthodologique adoptée et par rapport aux données disponibles, positionner l'analyse autour du concept de flexicurité nous semble la démarche la plus adaptée. Cela revient à vérifier au long des quatre chapitres sur le chômage partiel, si ce dispositif peut être réellement vu comme un outil de politique publique de flexicurité et s'il est efficace. Nous ne pouvons pas privilégier la théorie de la segmentation car on ne dispose pas des données au niveau des salariés[19]. Ainsi, nous ne pouvons pas bien analyser si les établissements mettent réellement au chômage partiel les plus qualifiés afin de les protéger. Nous analysons le recours au chômage partiel principalement du point de vue des entreprises. La dimension « salarié » est uniquement sous-entendue. A posteriori, avec nos résultats sur le chômage partiel, on n'a pas l'impression qu'entre 1995 et

[18] Globalement, cette littérature analyse la façon dont le système américain d'assurance - chômage encourage les licenciements économiques par rapport aux réductions du temps de travail (chômage partiel).
[19] Nous ne pouvons pas non plus aborder directement la dimension État (surtout par rapport au coût pour l'État) du chômage partiel.

2005, le comportement des établissements par rapport à ce dispositif peut réellement s'inscrire dans la théorie de la segmentation du marché du travail. Avec le recul et à partir de nos résultats, on a avant tout l'impression que les salariés les plus qualifiés (surtout les cadres) ne sont que marginalement affectés par le chômage partiel. Les établissements mettent surtout les ouvriers au chômage partiel en leur permettant de faire le tri et de garder les plus importants pour eux. Par rapport à la théorie des contrats implicites, la construction des modèles théorique a une place très importante. Dans notre thèse, ce n'est pas la méthode que nous suivons.

Outil de protection de l'emploi, le chômage partiel vise à éviter des licenciements économiques en cas de « coup dur » pour l'établissement. Le législateur stipule ainsi qu'il ne doit être utilisé que dans des circonstances exceptionnelles. Le chômage partiel tenterait de sécuriser les trajectoires des salariés et le moyen utilisé étant l'ajustement par le temps de travail (la flexibilité). L'OCDE (1995) distingue trois catégories de flexibilité : la flexibilité quantitative externe (par exemple, le CDD, l'intérim), la flexibilité quantitative interne (par exemple, les heures supplémentaires, les dispositifs de mise en œuvre de la réduction du temps de travail comme par exemple, la modulation ou l'annualisation) et la flexibilité qualitative interne (par exemple, la polyvalence). Ainsi, le chômage partiel est également utilisé comme un instrument de flexibilité interne car, le recours à ce dispositif permet d'adapter le volume d'heures travaillées aux variations d'activité des entreprises pour les salariés en poste dans l'établissement. L'utilisation du chômage partiel est subordonnée à l'aspect temporaire des difficultés qui affectent l'entreprise. L'autorisation de chômage partiel devrait a priori être refusée à des entreprises qui l'utilisent de manière répétée voire quasi-permanente. Néanmoins, le chômage partiel est utilisé par certaines entreprises au-delà des dispositions réglementaires. Cela met en lumière l'attribut ambigu du dispositif car le caractère exceptionnel et non répétitif de la mise en œuvre du chômage partiel est outrepassé dans certaines entreprises, voire certains secteurs d'activité (par exemple, l'automobile ou le textile) pour gérer de fait des changements plus structurels (Béraud, Lefèvre et Sidhoum, 1994 ; Lallement et Lefèvre, 1995). Nous pouvons mettre en évidence deux types d'utilisations de chômage partiel dans sa dimension « flexibilité » : un recours conforme à la réglementation (outil temporaire de flexibilité du travail ou outil qui répond à des besoins de « flexibilité conjoncturelle ») et un recours qui dépasse le caractère conjoncturel (dispositif

permanent de flexibilité du travail ou outil qui répond à des besoins de « flexibilité structurelle »)[20].

Toujours autour du concept de « flexicurité », le chômage partiel peut être également vu comme un moment particulier dans la trajectoire d'un établissement associé à une situation économique particulièrement dégradée. Par le caractère exceptionnel de son recours, le chômage partiel peut donc être considéré comme une transition critique à gérer pour les établissements.

Les deux rôles qui coexistent du chômage partiel (protection de l'emploi et flexibilité – conjoncturelle et structurelle) n'ont pas la même importance et s'imbriquent différemment en fonction de la réglementation sur le marché du travail (Abraham et Houseman, 1994 ; Van Audenrode, 1994). Les dispositifs de chômage partiel sont différents d'un pays à l'autre en fonction par exemple, de leur durée, leur indemnisation, leur éligibilité au dispositif mais ont tous l'objectif principal commun d'éviter les licenciements économiques lors de difficultés économiques passagères (Cook, Brinsko et Tan, 1995). Aux États-Unis, le chômage partiel est principalement un instrument de protection de l'emploi car le marché du travail est plus flexible qu'en France. Historiquement, les employeurs aux États-Unis utilisent plus intensivement les licenciements économiques que les employeurs des autres pays industrialisés. Cela est en partie la conséquence de la structure du système d'assurance-chômage qui offre des indemnisations aux salariés licenciés et pas à ceux qui ont leur temps de travail raccourci. Même si aux États-Unis la dimension « protection de l'emploi » du dispositif est plus forte, le fait que le chômage partiel existe ne change pas les préférences des employeurs pour les licenciements économiques pendant les périodes de déclin économique temporaire. Cela est directement lié à la présence des subventions pour les licenciements économiques (Abraham et Houseman, 1994). En revanche, en France, le chômage partiel est surtout un outil de « flexibilité qui protège l'emploi » : même si le but premier du dispositif est la protection de l'emploi, étant donné les coûts élevés du licenciement, il permet en même temps aux établissements une gestion flexible de ses effectifs.

[20] Dans la section 4 de ce chapitre, nous mesurons la dimension « flexibilité structurelle » associée dans certains cas au chômage partiel.

2.2 – La littérature internationale sur le chômage partiel

Même si les programmes de chômage partiel sont plus développés en Europe, une grande partie de la littérature économique analyse les dispositifs de chômage partiel en Amérique du Nord : MaCoy et Morand, 1984 ; Best, 1988 ; Schiff, 1986 ; Hamermesh, 1978, Wright et Hotchkiss,1988 ; Vroman, 1992 (ces auteurs décrivent le dispositif aux États-Unis) et Reid (1982,1985) (il décrit la version canadienne du chômage partiel). La littérature internationale, à la fois théorique et empirique, se focalise sur le rôle de protection de l'emploi du dispositif (Wright, 1991 ; Abowd et Allain, 1997 ; Burdett et Wright, 1989 ; Needels et al., 1997 ; Gray, 1998). La plupart de ces études s'interrogent sur la capacité du chômage partiel à éviter les licenciements économiques.

Afin d'analyser du point de vue théorique le compromis entre le chômage partiel et les licenciements économiques, une partie des théoriciens oppose deux systèmes : un système « américain » dans lequel les indemnisations d'assurance-chômage sont supposées être payées seulement si les salariés sont définitivement licenciés et un système « européen » dans lequel la compensation est disponible uniquement pour la réduction d'heures de travail (le cas de chômage partiel). Ainsi, en ce qui concerne les moyens d'ajustement de la force de travail, le système américain est plutôt favorable aux licenciements économiques et le système européen est plutôt favorable à des semaines raccourcies de travail (Wright et Hotchkiss, 1988 ; Burdett et Wright, 1989 ; Jehle et Lieberman, 1992). Van Audenrode (1994) et Abraham et Houseman (1994) expliquent plus précisément l'aspect « flexibilité » du chômage partiel. Van Audenrode (1994) identifie deux principaux résultats liés au chômage partiel. Premièrement, pour que les entreprises soient incitées à utiliser le chômage partiel en tant qu'outil de flexibilité du temps de travail, le système de chômage partiel doit être « généreux », c'est-à-dire que les coûts de l'employeur liés à son utilisation doivent être relativement faibles. Deuxièmement, l'auteur montre empiriquement que les pays dans lesquels le système de chômage partiel est « généreux » s'ajustent rapidement par le temps de travail. Dans ces pays, en termes de flexibilité, les « ajustements finaux » sont comme aux États-Unis car l'ajustement par le temps de travail compense l'ajustement par les licenciements économiques. Abraham et Houseman (1994) soulignent que, même si les ajustements aux variations d'activité par les effectifs sont plus lents, en Allemagne, en France et en Belgique par rapport aux États-Unis, l'ajustement par le temps de travail est similaire. Leur explication est que

dans ces pays européens, des stratégies alternatives ont été développées pour donner aux entreprises la flexibilité nécessaire.

Ces modèles donnent le cadre d'analyse du compromis entre le chômage partiel et les licenciements économiques. En analysant les données sur la participation au chômage partiel, les chercheurs ont trouvé que, d'une façon globale, les systèmes américain et européen utilisent une combinaison de chômage partiel et de licenciements économiques. Les études qui montrent dans quelle mesure le chômage partiel permet d'éviter les licenciements économiques apportent néanmoins des résultats contrastés (Abraham et Houseman, 1994 ; Needels et al., 1997 ; Huberman and Lacroix, 1996) en fonction du pays dans lequel le chômage partiel est implémenté. Globalement, en Europe et au Canada le chômage partiel semble empêcher ou retarder les licenciements. Au contraire, aux États-Unis, le dispositif n'arrive pas à remplir son rôle de protection de l'emploi : les entreprises finissent par licencier. Nous présentons ainsi les études menées sur le lien entre la participation au chômage partiel et les licenciements économiques en Europe, au Canada et aux États-Unis.

En Europe, les analyses du lien entre le recours au chômage partiel et les licenciements économiques sont conduites à partir des données administratives agrégées au niveau annuel ou au niveau des secteurs d'activité. Comme en Europe (continentale) il est plus difficile de licencier par rapport aux Etats-Unis, ces études trouvent généralement que les entreprises européennes utilisent moins les licenciements économiques et pour s'ajuster aux variations d'activité, elles font recours plus intensivement à des sources de flexibilité comme le chômage partiel. Vroman (1992) étudie l'efficacité du chômage partiel entre 1970 et 1991 en Allemagne. Il montre que le chômage partiel stabilise l'emploi à court-terme mais, ses effets ne durent pas nécessairement dans le temps. En utilisant des données et une méthodologie similaire pour plusieurs pays de l'OCDE dont la France, Abraham et Houseman (1994) trouvent des résultats qui confirment la conclusion précédente. Leur analyse couvre la période 1973-1990 et s'appuie sur la mise en place d'un modèle économétrique dynamique de demande de travail[21]. Les auteurs montrent que l'ajustement de la force de travail est plus flexible en présence du chômage partiel par rapport aux licenciements économiques en réponse à des situations économiques dégradées en France, en Belgique et en Allemagne. Gray (1998) analyse le recours au chômage partiel en France entre 1983 et 1987 en utilisant des données similaires à celles que nous mobilisons dans cette thèse (les autorisations de

[21] Plus précisément, les auteures utilisent un modèle à la Koyck.

chômage partiel). En revanche, il les utilise à un niveau agrégé en travaillant avec les 35 principaux secteurs d'activité de l'économie française. Il estime des modèles de données de panel. Son principal résultat indique que la protection de l'emploi augmente l'usage du chômage partiel et, par conséquent, diminue le recours des employeurs aux licenciements économiques. L'auteur suggère également que, même si le dispositif a été créé pour éviter les licenciements cycliques, il y a des preuves qu'il soit utilisé dans des cas de difficultés structurelles (tout comme en Allemagne ou au Canada). Cela revient à affirmer que le chômage partiel est transformé en un instrument de protection sociale visant à atténuer le chômage structurel. Même si la méthodologie utilisée dans ces différentes études peut être contestée (Needels et al., 1997), ces travaux suggèrent que le chômage partiel est associé à des ajustements de la force de travail plus flexibles que les licenciements économiques.

Les analyses menées au Canada sont plus proches de celles faites aux États-Unis en raison du rapprochement entre les dispositifs de chômage partiel dans ces deux pays. L'étude d'Ekos (1993) suggère que le chômage partiel ne remplace pas entièrement les licenciements économiques en tant que moyen d'ajustement de la force de travail. En revanche, il conduit à une baisse significative du nombre de licenciements économiques. Les employeurs canadiens qui ont utilisé le chômage partiel déclarent qu'ils auraient licencié, pour des raisons économiques, 40 % de leur force de travail en absence du dispositif. Cependant, 12 % des salariés concernés par le chômage partiel ont été licenciés après. Dans 29 % des entreprises concernées par le chômage partiel, les licenciements que le programme devait éviter ont été finalement reportés : les salariés ont été licenciés durant les six mois qui ont suivi le recours au chômage partiel. Ces résultats doivent être interprétés attentivement car ils s'appuient sur les déclarations des employeurs. Cette étude montre que le chômage partiel n'évite pas complètement les licenciements économiques mais qu'il les retarde au Canada. Elle met également en lumière le fait que les entreprises qui utilisent le chômage partiel ne font pas appel de manière intensive à la formation pendant les périodes de chômage partiel. Une étude sur l'entreprise Bell Canada (Huberman and Lacroix, 1996) montre que le chômage partiel évite les licenciements économiques à court terme, mais finalement que les entreprises finissent par licencier[22]. Gray (2000) montre que le chômage partiel au Canada a permis une

[22] Ils suggèrent également que le chômage partiel a facilité la stabilité de l'emploi et a aidé à la construction d'une structure organisationnelle dans les pays européens déterminant que les salariés ont acquis des compétences multiples.

stabilisation du marché du travail au niveau macroéconomique. Il insiste également sur le fait que l'objectif et l'efficacité du chômage partiel peuvent être encore améliorés.

Aux Etats-Unis, deux études majeures s'intéressent à l'évaluation du chômage partiel : Kerachsky et al. (1986) et Needels et al. (1997). Kerachsky et al. (1986) analysent le recours au chômage partiel dans trois États (Oregon, Californie et Arizona) en appliquant une méthode économétrique d'appariement sélectif. Ils analysent si l'usage du chômage partiel dans des situations cycliques implique des coûts plus élevés que les licenciements économiques pour les entreprises. Les coûts totaux de chômage (assurance chômage et chômage partiel) sont plus élevés pour les entreprises qui utilisent le chômage partiel. Les auteurs montrent que les licenciements économiques restent prédominants dans les entreprises qui font appel au chômage partiel[23]. En revanche, le coût en termes d'indemnisation de chômage est moins important pour les entreprises qui utilisent le chômage partiel par rapport à celles qui ne l'utilisent pas. Needels et al. (1997) analysent l'impact du chômage partiel sur les licenciements économiques massifs dans cinq États américains (Californie, Floride, Kansas, New York et Washington). Ils identifient un usage répété du chômage partiel dans certaines entreprises qui est contraire à l'objectif primaire du dispositif à éviter les licenciements dans des difficultés économiques passagères. Ils montrent que les entreprises qui utilisent le chômage partiel sont les plus prédisposées à connaître des très importantes réductions de leur force du travail et qu'elles continuent à utiliser les licenciements économiques comme principale stratégie de réduction de la force de travail[24]. Abraham et Houseman (1994) mettent ces résultats en perspective en montrant que les effets sur les licenciements dépendent du montant de l'allocation de chômage partiel.

2.3 – L'analyse du chômage partiel en France

L'utilisation du chômage partiel en France n'a pas fait l'objet de nombreuses études. Nous pouvons classer les travaux sur le chômage partiel en trois catégories. Une première

[23] Schiff (1986) et Morand (1990) nuancent cette conclusion car ils critiquent la méthodologie utilisée. Pour ces auteurs, les entreprises utilisatrices de chômage partiel et celles qui n'utilisent pas le chômage partiel ne sont pas identiques par rapport à certaines de leurs caractéristiques observables, surtout par rapport à leur conjoncture économique.

[24] Les auteurs s'interrogent sur le contrôle du biais de sélection lié à la participation au chômage partiel car les entreprises qui y recourent semblent rencontrer des situations économiques beaucoup plus dégradées.

catégorie de travaux s'intéresse à la description du fonctionnement du dispositif. Cette catégorie d'études peut être divisée en deux sous-catégories : des travaux portant sur la description du chômage partiel en France (Béraud, Lefèvre et Sidhoum, 1994) et des travaux traitant de la comparaison du chômage partiel avec d'autres dispositifs similaires des pays de l'Europe continentale (Mosley, 1995). La principale étude décrivant le chômage partiel en France (Béraud, Lefèvre et Sidhoum, 1994) donne une image complète du fonctionnement du dispositif en insistant sur les motivations du recours ainsi que sur les déterminants des établissements utilisateurs[25]. Les auteurs mènent des entretiens auprès des entreprises qui ont recours au chômage partiel au début des années 90. Leur principale conclusion est que le chômage partiel devient un outil de plus en plus permanent de gestion du temps de travail et donc, contrairement à l'esprit de la réglementation, il se banalise. Mosley (1995) compare les dispositifs de chômage partiel en France, Allemagne, Italie et Espagne. Une des directions majeures de son étude porte sur la combinaison chômage partiel et formation. Il souligne que le fait de former les salariés pendant les périodes de mise au chômage partiel est une stratégie séduisante mais difficilement réalisable car elle implique des nombreux problèmes pratiques. Dans un autre travail, les dispositifs du chômage partiel en Allemagne, en Italie, en Grande-Bretagne et en France sont classés selon les deux logiques de l'outil : assurance collective et flexibilité du travail (Béraud, 1994). L'auteur montre que les changements réglementaires survenus au moment de la récession de 1993 conduisent à un rapprochement entre les quatre dispositifs de chômage partiel. Ainsi, les dispositifs italien et français deviennent similaires en ce qui concerne la nature des réductions du temps de travail indemnisé. En outre, les dispositifs français et allemand se rapprochent dans le sens que le temps réduit indemnisé de longue durée (TRILD) « ne distingue plus vraiment réduction d'horaire et mise à pied ». Lallement et Lefèvre (1995) comparent plus précisément les dispositifs français et allemand. Ils soulignent qu'en Allemagne, le chômage partiel représente un moyen d'éviter les licenciements et permet d'accompagner les changements structurels. En France, le chômage partiel est également utilisé comme un outil de flexibilité des horaires.

Une deuxième catégorie de travaux se concentre sur l'analyse statistique de l'utilisation du chômage partiel en France par secteurs d'activité ou par classes de taille (Valdelièvre, 2007). L'auteure montre que le recours au chômage partiel en 2005 diminue par

[25] Il faut également rappeler le travail de Béraud (1997) qui se concentre sur des questions relatives à la flexibilité du temps de travail en lien avec l'existence de dispositifs publics tels que le chômage partiel et le temps réduit indemnisé de longue durée (TRILD).

rapport à 2004. Cette diminution est générale pour tous les secteurs sauf les secteurs d'activité qui l'utilise de manière intensive (le textile et l'automobile). Ainsi, dans l'automobile, le nombre de jours autorisés de chômage partiel est multiplié par quatre entre 2004 et 2005. Sur une période longue (1970-1993), Chouvel (1995) analyse le lien entre le recours au chômage partiel et la conjoncture économique. Il souligne que les autorisations de chômage partiel fluctuent de façon contracyclique. Le Corre (1998) décrit l'utilisation du chômage partiel en faisant une analyse du dispositif comme moyen d'ajustement au volume d'activité des entreprises. Il met en avant l'aspect « flexibilité » de l'instrument et compare son utilisation à deux autres outils de flexibilité : les heures supplémentaires et la modulation du temps de travail.

Une troisième catégorie de travaux se concentre sur l'analyse théorique (contrats implicites) et économétrique du chômage partiel (par exemple, Abraham et Houseman, 1994 ; Gray, 1998). Ces études se focalisent sur l'analyse du lien entre le chômage partiel et les licenciements économiques. Ces études ont été présentées d'une manière détaillée dans la section précédente (section 2.2). Abraham et Houseman (1994) et Gray (1998) mettent en évidence un effet plutôt « positif » du chômage partiel sur les licenciements économiques. Notre thèse s'inscrit dans la littérature économétrique sur le chômage partiel.

Section 3 – Données et mesures du chômage partiel

La méthodologie est présentée en deux temps. Dans un premier temps, nous décrivons les sources de données mobilisées dans ce chapitre (section 3.1). Dans un second temps, nous détaillons la façon dont nous construisons les différents indicateurs utilisés (section 3.2).

3.1- Les fichiers mensuels d'autorisations de chômage partiel

La première partie de cette thèse est réalisée à partir des fichiers mensuels d'autorisations de chômage partiel. Les fichiers 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.

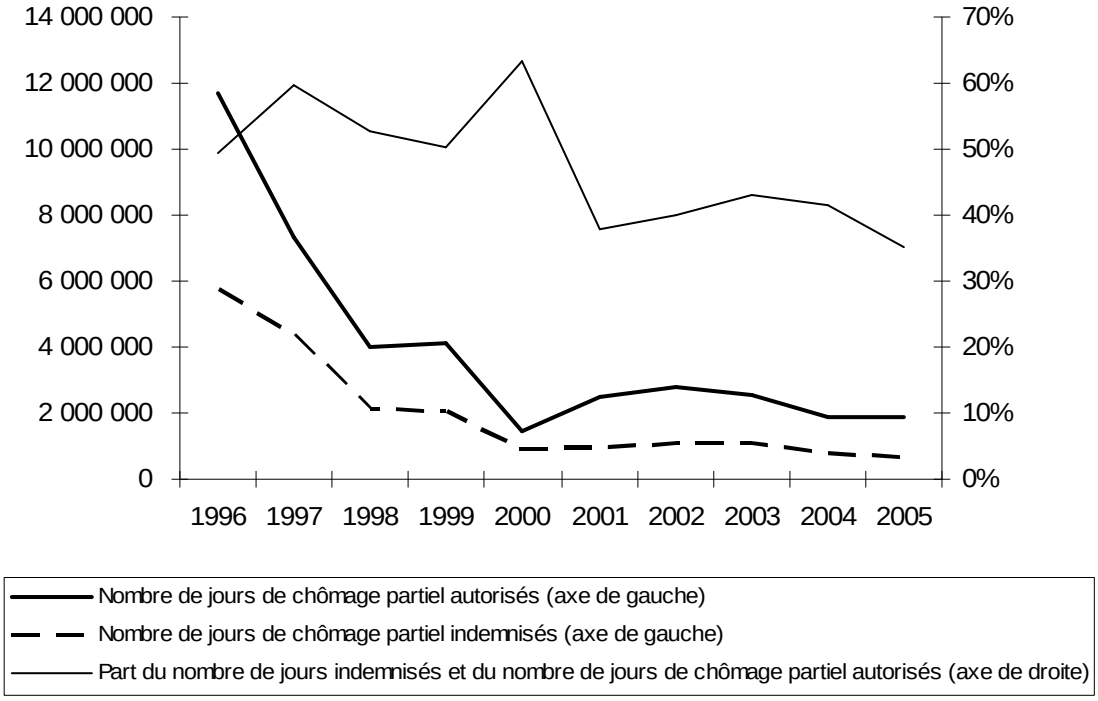
L'information disponible concerne principalement le nombre de journées autorisées, le nombre de salariés touchés par les autorisations du recours au dispositif, les causes du recours (conjoncture économique, difficultés d'approvisionnement, sinistre, intempéries exceptionnelles, modernisation ou restructurations, autres circonstances exceptionnelles) (annexe 1.1), le périmètre du recours (établissement entier avec réduction horaire, établissement entier avec arrêt d'activité, partie de l'établissement avec réduction horaire et partie de l'établissement avec arrêt d'activité) (annexe 1.2), ainsi que le recours antérieur au chômage partiel (annexe 1.3). Ainsi, en moyenne, entre 1995 et 2005, 88 % des jours autorisés de chômage partiel ont été accordés pour le motif « conjoncture économique ». En 2000, même si la part du nombre de jours autorisés en raison d'une conjoncture économique dégradée était la plus importante, le niveau est moins fort par rapport au reste de la période à cause des intempéries. Pour cette raison, la catégorie « intempéries exceptionnelles » est particulièrement élevée pour l'année 2000 (annexe 1.1). Parmi les quatre possibilités de mise en place du chômage partiel, nous observons que la plus importante sur la période étudiée est la réduction horaire d'une partie de l'établissement : en moyenne, 70 % des journées autorisées de chômage partiel ont été accordées pour réduire le temps de travail d'une partie de l'établissement entre 1995 et 2005 (annexe 1.2). En ce qui concerne le recours antérieur au chômage partiel, nous remarquons que dans la plupart des cas les journées de chômage partiel sont autorisées dans des établissements qui ont utilisé au cours des trois années précédentes le dispositif (en moyenne, 73 % de jours autorisés) (annexe 1.3). Certaines caractéristiques des établissements bénéficiaires d'autorisations de chômage partiel (taille, secteur) sont également disponibles (voir annexe 1.4 pour un exemple de répartition des jours autorisés de chômage partiel par secteur d'activité et annexe 1.5 pour un exemple de répartition par classes de taille). Nous décidons de présenter d'une manière détaillée l'utilisation d'autorisations de chômage partiel par secteurs d'activité et classes de taille uniquement pour une année (2004). Pour 2004, 84 % de jours autorisés sont concentrés dans l'industrie (annexe 1.4). En outre, en 2004, 44 % des journées autorisées de chômage partiel sont concentrées dans les établissements entre 50 et 500 salariés (annexe 1.5).

A partir de 2002, les données collectées ont été enrichies par l'introduction de la durée effective du travail dans l'entreprise, de la catégorie socioprofessionnelle des salariés au

chômage partiel à un niveau très agrégé, du taux de prise en charge par l'État et des effectifs salariés concernés par les autorisations de chômage partiel en fonction des différentes formes d'aménagement du temps de travail (annexe 1.6). Il apparaît que le nombre de jours de chômage partiel couvre très majoritairement le cadre général de la mise en place de l'ARTT.

Entre 2002 et 2005, les ouvriers constituent la catégorie socioprofessionnelle la plus touchée par le chômage partiel (en moyenne 83,6 %), suivis par les employés, les techniciens et les 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 ayant recours au chômage partiel (cf. section 4.3.1). De plus, le fait que les cadres soient rarement concernés par le régime général de l'ARTT 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 par les autorisations de chômage partiel.

Graphique 1.1 : Chômage partiel indemnisé et chômage partiel autorisé



Source : Autorisations annuelles de chômage partiel construit à partir des fichiers mensuels d'autorisations de 1995 à 2005 (DARES, DDTEFP) et de chômage partiel indemnisé (DARES, DDTEFP). Les données agrégées sur le chômage indemnisé ne sont disponibles qu'à partir de 1996.
Champ : Pour le nombre de jours de chômage partiel autorisé, établissements de la France métropolitaine ayant bénéficié d'autorisations (tous secteurs d'activité et toutes tailles confondus ; secteurs privé et public). Pour le nombre de jours de chômage partiel indemnisé, établissements de la France métropolitaine ayant reçu des indemnisations de chômage partiel (tous secteurs d'activité et toutes tailles confondus ; secteurs privé et public).
Remarque : Le pic du ratio d'indemnisation observé en 2000 peut s'expliquer par l'indemnisation des intempéries de décembre 1999.

Le nombre autorisé de jours de chômage partiel est une mesure imparfaite du nombre de journées réellement consommées et indemnisées. Ces informations ne sont disponibles que plusieurs années après leur utilisation et au niveau agrégé. Ainsi, l'indicateur du nombre de jours autorisés de chômage partiel 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 auprès des DDTEFP (Dares, 2006) 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 cotisations sociales et, non pas nécessairement de récupérer les indemnisations du chômage partiel.

A partir des données de la DARES qui approximent cette mesure, il est établi qu'en moyenne sur la période 1996–2005, le chômage partiel réellement indemnisé représente un peu moins de 50 % du chômage partiel autorisé (voir graphique 1.1). Pour la période d'amélioration de la conjoncture économique (1997-2000), les établissements ont consommé en moyenne 55 % des jours autorisés alors qu'en période de dégradation de la conjoncture économique (2001-2005), ils ont en moins consommés (autour de 40 %). Cela peut s'expliquer par le caractère anticipateur des autorisations : plus la période est mauvaise du point de vue de la conjoncture économique 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 ont une vision plus juste. Ainsi, il y a une probabilité plus forte qu'ils consomment les jours autorisés.

3.2- Les indicateurs de chômage partiel

Les indicateurs de chômage partiel utilisés dans cette thèse et les méthodes pour les calculer sont détaillés dans le tableau 1.1. Ils peuvent être classés en deux catégories. La première catégorie (les indicateurs « traditionnels ») mesure l'ampleur des autorisations de recours au chômage partiel. La seconde catégorie mesure la récurrence des autorisations d'usage de chômage partiel.

Considérons les notations suivantes :

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

L'indicateur *NBSALSOM* représente la somme sur l'année des salariés touchés par les autorisations de chômage partiel. Dans ce calcul, le même salarié peut apparaître plusieurs fois. Cet indicateur sur-évalue le nombre effectif de salariés affectés par les autorisations de chômage partiel. En revanche, l'indicateur *NBSALMOY* est calculé comme une moyenne des salariés qui sont touchés par les autorisations sur les mois où l'établissement recourt au chômage partiel. Ce deuxième indicateur nous semble beaucoup plus proche du nombre effectif de salariés qui ont été au moins une fois concernés par les autorisations de chômage partiel sur l'année. Dans la suite de cette thèse, nous privilégions ce deuxième indicateur.

Les indicateurs du tableau 1.1 peuvent être calculés au niveau de l'établissement (à l'exception des trois premiers), de l'économie, au niveau sectoriel ou encore par classes de taille d'établissements. 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.

Tableau 1.1 : Les indicateurs de chômage partiel

Ampleur des autorisations de chômage partiel	Nombre d'établissements autorisés à utiliser le chômage partiel[26]	*Mensuel :* J_{ik}
		Annuel : J_k
		Période 1995-2005 : J
	Nombre de jours de chômage partiel autorisés au niveau de l'économie	*Mensuel :* $NJA_{ik} = \sum_{j_{ik}=1}^{J_{ik}} NJA_{ij_{ik}k}$
		Annuel : $NJA_k = \sum_{i=1}^{12} NJA_{ik}$
	Nombre de salariés concernés par les autorisations de chômage partiel au niveau de l'économie	*Mensuel :* $NBSAL_{ik} = \sum_{j_{ik}=1}^{J_{ik}} NBSAL_{ij_{ik}k}$
		Annuel-somme : $NBSALSOM_k = \sum_{i=1}^{12} NBSAL_{ik}$
		Annuel-moyenne : $NBSALMOY_k = \frac{1}{12}\sum_{i=1}^{12} NBSAL_{ik}$
Récurrence 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 des autorisations de chômage partiel par salarié (en jours)	*Période1995-2005 :* $DUREE = \frac{1}{11}\sum_{k=1995}^{2005} \frac{NJA_k}{NBSALMOY_k}$
	Nombre d'autorisations de chômage partiel pour un établissement entre 1995 et 2005 (Minimum 1 fois, maximum 11 fois)	*Période1995-2005 :* N

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

Section 4 – Les faits stylisés

Dans cette section, nous identifions les principaux faits stylisés liés au recours au chômage partiel entre 1995 et 2005. Premièrement, nous mettons en évidence la forte baisse des autorisations de chômage partiel sur la période et nous étudions ce phénomène par rapport à l'évolution de la conjoncture économique et en fonction de la mise en place de l'ARTT (section 4.1). Deuxièmement, nous nous interrogeons sur le caractère exceptionnel du recours au chômage partiel stipulé dans les textes de loi (section 4.2) et nous analysons la saisonnalité des autorisations de chômage partiel (section 4.3). Enfin, nous présentons les caractéristiques des établissements qui bénéficient des autorisations de chômage partiel entre 1995 et 2005 (section 4.4).

4.1- Forte baisse des autorisations de chômage partiel entre 1995 et 2005 : conjoncture et ARTT

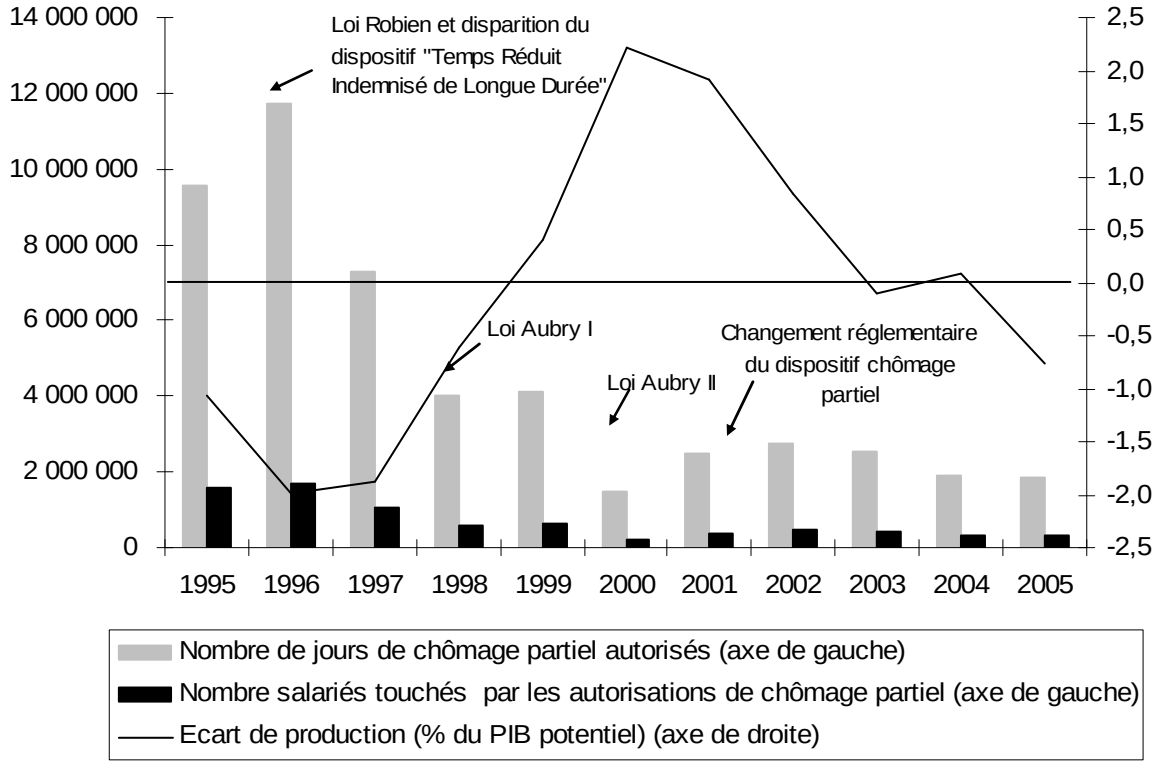
Le graphique 1.2 présente l'évolution des autorisations de recours au chômage partiel entre 1995 et 2005 à travers deux mesures : le nombre de jours autorisés de chômage partiel (échelle de gauche) et le nombre de salariés concernés par les autorisations de chômage partiel (échelle de gauche). Les indicateurs de chômage partiel sont comparés à la série d'écart de production (échelle de droite). L'écart de production se définit comme la différence entre le niveau de production observé dans l'économie et son niveau potentiel. Cette série est produite par la Commission Européenne et elle est calculée avec le filtre d'Hodrick-Prescott.

Entre 1995 et 2005, les autorisations accordées par les DDTEFP ont fortement diminué en France métropolitaine. En 2005, 1,8 million de journées de chômage partiel ont été autorisées. En 1996, à situation conjoncturelle relativement comparable, le nombre de journées autorisées était six fois plus élevé. Le nombre de salariés couverts par ces autorisations est passé de 1,7 million en 1996 à 300 000 en 2005, soit une baisse de 82 %. Le nombre d'établissements concernés baisse dans des proportions comparables : il y en avait un peu plus de 5 000 en 2005, contre 34 000 en 1996, soit une baisse de 85 %.

Sur les onze 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

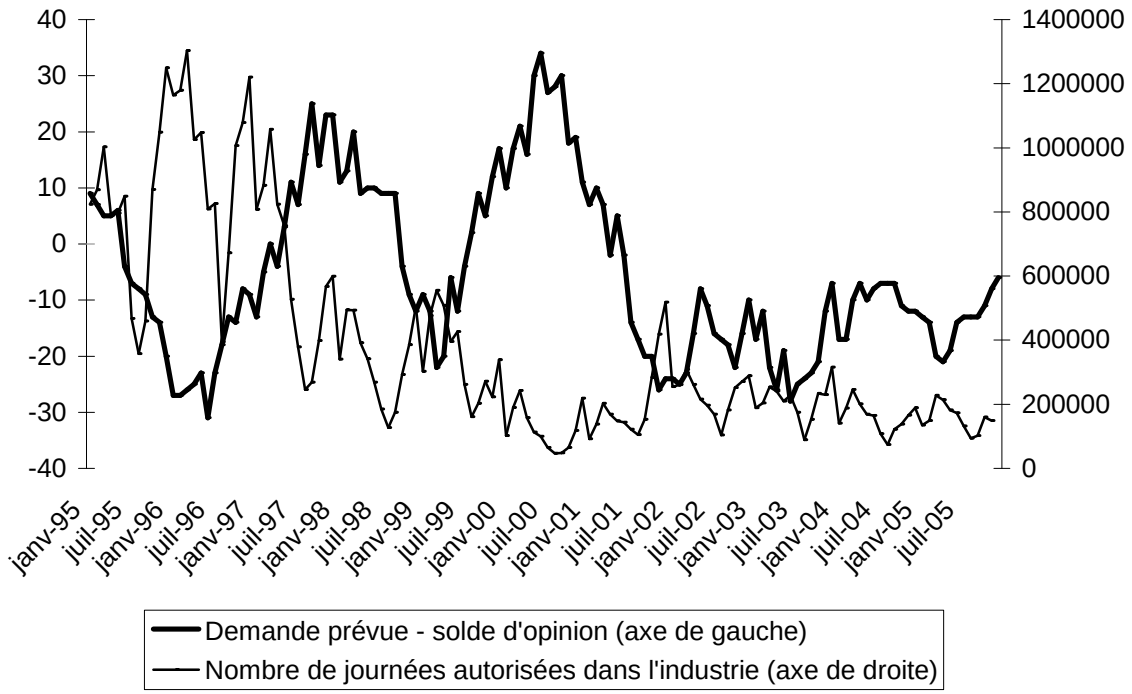
conjoncture : elles augmentent lorsque la conjoncture se dégrade et refluent lorsqu'elle s'améliore. Ces résultats sont dans la lignée du travail de Chouvel (1995) : sur une période longue (1970-1993), il montre que les autorisations de chômage partiel fluctuent de façon contracyclique. Sur la deuxième 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 période de mise en place de la loi Aubry 2, succédant à la mise en œuvre de la loi Aubry 1 de 1998 et de la loi Robien de 1996. Toujours en lien avec l'ARTT, cette période correspond également au changement réglementaire du chômage partiel de juin 2001. Toutefois, même après 2000, la conjoncture économique est le motif principal des demandes d'autorisation de chômage partiel : sur l'ensemble de la période 1995-2005, 88 % des établissements évoquent ce motif quand ils bénéficient des autorisations de chômage partiel (voir annexe 1.1).

Graphique 1.2 : Les autorisations de chômage partiel entre 1995 et 2005



Source : Panel des autorisations annuelles de chômage partiel construit à partir des fichiers mensuels d'autorisation de 1995 à 2005 (DARES, DDTEFP) et Commission Européenne pour l'écart de production.
Champ : Etablissements de France métropolitaine ayant bénéficié d'autorisations (tous secteurs d'activité et toutes tailles confondus ; secteurs privé et public), soit plus de 93 000 établissements.

Graphique 1.3 : Conjoncture et nombre de jours autorisés dans l'industrie



Source : Enquête mensuelle de conjoncture (INSEE) et fichiers mensuels des autorisations de chômage partiel (DDTEFP et DARES).
Champ : Etablissements de France métropolitaine du secteur industriel, toutes tailles confondues.

Dans le graphique 1.3, en se restreignant à l'industrie (le secteur le plus concerné par le chômage partiel), on retrace l'évolution des autorisations de chômage partiel (échelle de droite) en relation avec la demande prévue par les industriels (échelle de gauche). Cette dernière est mesurée par les soldes d'opinion des enquêtes de conjoncture de l'Insee. 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 »). Les deux séries sont mensuelles. Nous retrouvons les mêmes tendances que pour le graphique précédent : il met à nouveau en évidence la forte contracyclicité des autorisations de chômage partiel jusqu'en 1998 ; il dévoile une petite « déconnexion » en 1998 (au moment de la première loi Aubry) et une grande déconnexion à partir de 2000. 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 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. 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).

En conclusion de cette section, les graphiques 1.2 et 1.3 soulignent que, de 1995 à 2000, l'évolution des autorisations de chômage partiel est liée à la 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.

4.2- Analyse du caractère exceptionnel du chômage partiel : la récurrence des autorisations

Selon la loi, un établissement ne peut faire appel au chômage partiel que dans des cas de difficultés brutales, imprévisibles et temporaires (surtout économiques mais pas seulement). Le recours au chômage partiel a donc un 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. Dans cette section, nous étudions si les autorisations de chômage partiel peuvent dépasser parfois ces trois caractéristiques (surtout du point de vue du caractère conjoncturel – l'aspect temporaire - et également du caractère imprévisible)[27]. Pour cela, nous analysons la répétition de l'usage du chômage partiel.

Une façon de cerner le caractère exceptionnel du recours au chômage partiel est de mesurer la récurrence des autorisations du dispositif par établissement. 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 des 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

[27] La brutalité des difficultés est la plus difficile à appréhender.

œuvre, stipulé dans les textes de loi, est outrepassé dans la pratique par certains établissements, en particulier pour certaines branches industrielles comme l'automobile ou le textile (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 serait un outil qui répond à des besoins de flexibilité « structurelle » (utilisé pour pallier des besoins qui sont prévisibles qui peuvent dépasser l'aspect temporaire)[28] .

Tableau 1.2 : 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 (%)
1 fois	66 976	72,0
2 fois	16 691	17,9
3 fois	5 187	5,6
4 fois	2 238	2,4
5 fois	1 011	1,1
6 fois et plus	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 eu au moins une autorisation de chômage partiel sur la période (tous les secteurs et tailles confondus ; privé et public), soit plus de 93000 établissements.

Un établissement récurrent peut être 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. Pour cela, nous travaillons sur un échantillon exhaustif regroupant tous les établissements qui ont bénéficié au moins une fois des autorisations de chômage partiel entre 1995 et 2005, c'est-à-dire approximativement 93 000 établissements. Le tableau 1.2 montre le nombre de fois où les établissements de cet échantillon bénéficient des autorisations de chômage partiel entre 1995 et 2005. Un établissement a un comportement récurrent en termes du recours au chômage partiel si sur la période d'analyse il a bénéficié au moins deux ans d'autorisations de chômage partiel. La récurrence est ainsi calculé au niveau de l'année et non en infra-annuel et cela peu importe si les années se suivent ou non[29]. Un peu moins de

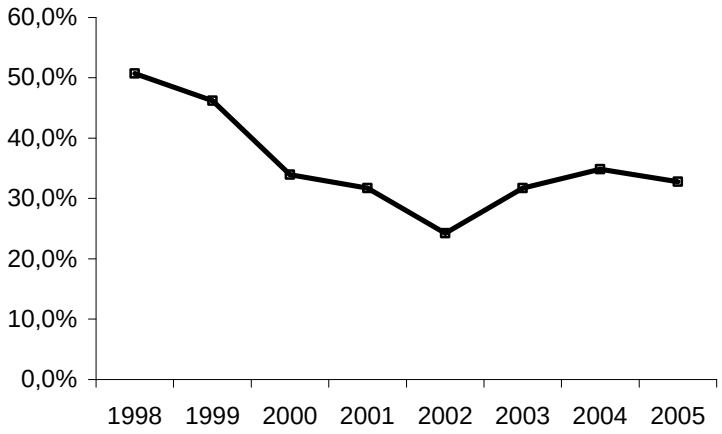
[28] Il existe une analogie entre ce phénomène et le recours à des dispositifs de flexibilité quantitative externe comme l'intérim.

[29] La récurrence se définit par rapport au nombre d'années à l'intérieur desquelles l'établissement bénéficie au moins une fois des autorisations de chômage partiel. La récurrence des autorisations de chômage partiel peut être également analysée du point de vue de la récurrence infra annuelle au niveau de salarié. 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 économique, il est concerné approximativement 2,4 fois contre 3,2 fois pour les années de mauvaise conjoncture économique. Ces résultats peuvent s'expliquer par les

trois quarts des établissements ont eu une seule autorisation de chômage partiel sur onze ans, ce qui confirme l'usage exceptionnel du dispositif.

En revanche, 28 % d'entre eux sont concernés au moins deux fois sur onze ans par les autorisations de recours et il est probable, comme le suggère le graphique 1.4, que ces deux autorisations aient eu lieu sur une période de quatre ans. Ces multiples autorisations de chômage partiel pour un même établissement s'opposent au caractère exceptionnel qui conditionne son utilisation selon la loi. Nous remarquons l'existence d'une catégorie d'établissements pour lesquels l'usage du chômage partiel dépasse le caractère exceptionnel (qui reste néanmoins prépondérant).

Graphique 1.4 : Le 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.
Note de lecture : La série représente la part d'établissements qui ont une autorisation de chômage partiel une année donnée et qui ont également bénéficie d'une autre autorisation de chômage partiel au cours des trois années précédentes. Par exemple en 2001, 32% des établissements qui ont des autorisations de chômage partiel ont déjà recouru dans les trois années précédentes au chômage partiel.

La deuxième manière de définir la récurrence est de déterminer si un établissement qui a une autorisation de chômage partiel à une date donnée avait déjà obtenu une autorisation antérieure dans les trois années qui précèdent (graphique 1.4). 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

anticipations des entrepreneurs : en employant une stratégie préventive, ils vont faire d'autant plus de demandes de chômage partiel que la conjoncture économique est mauvaise.

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 économique 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, la récurrence des autorisations d'usage de chômage partiel, selon cette définition, est contra-cyclique. L'annexe 1.3 souligne que les établissements, qui en pourcentage couvrent le plus grand nombre de jours autorisés de chômage partiel, sont les établissements qui, au cours de trois années précédentes, ont déjà bénéficié au moins une fois des autorisations de chômage partiel. Ainsi, 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.

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. 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 et elle est contraire à la loi. 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 le motif d'autorisation de chômage partiel.

Nous pensons qu'un établissement récurrent selon cette définition utilise d'une façon « structurelle » le dispositif. De cette manière, le chômage partiel représente un outil permanent de gestion du temps de travail et 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 (cf. tableau 1.13) remplissent au moins une fois les critères de cette définition de la récurrence.

Il nous semble que le rôle de « flexibilité » associé au chômage partiel n'est pas homogène parmi les établissements. En fonction de l'usage qui en est fait – surtout par rapport à la récurrence du phénomène –, on peut en distinguer deux types : la « flexibilité

conjoncturelle » et la « flexibilité structurelle ». Le premier type de flexibilité se traduit par une adaptation du volume d'heures travaillées lorsque l'entreprise connaît des difficultés passagères et imprévisibles. Le second consiste à ajuster le temps de travail à des baisses d'activité qui dépassent le caractère conjoncturel et le caractère imprévisible, c'est-à-dire lors de difficultés répétées. Ce second usage du chômage partiel est a priori incohérent avec l'objectif initial du dispositif.

Dans la thèse, nous décidons de privilégier la première définition, la moins contraignante, du fait de la rareté du phénomène étudié avec toutes les limites qu'elle implique. Ainsi, un établissement récurrent est un établissement qui a bénéficié des autorisations de chômage partiel au moins deux années sur la période d'analyse[30]. Dans la section 4.4.4, on cherche à déterminer si ces établissements ont des caractéristiques spécifiques.

4.3- La saisonnalité des autorisations de chômage partiel

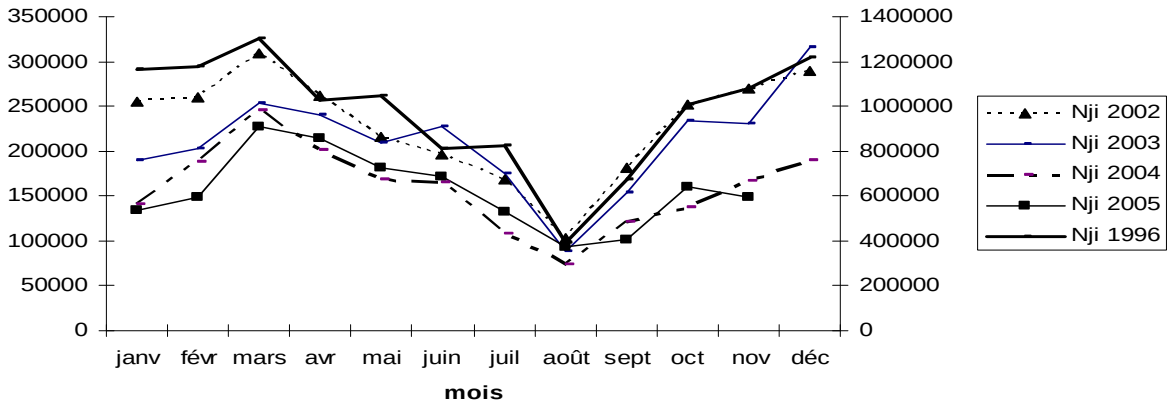
Une autre façon de cerner le caractère exceptionnel du recours au chômage partiel est d'étudier sa saisonnalité mensuelle sur l'ensemble de la période. L'existence d'une saisonnalité dans les autorisations du recours au chômage partiel d'une année sur l'autre peut témoigner de difficultés « structurelles » (qui dépassent l'aspect temporaire ou encore le fait qu'elles sont prévisibles). 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, par conséquent, 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 et qu'il est associé à des phénomènes imprévisibles, a priori l'évolution 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 onze ans (cf. graphique 1.5). Sur l'échelle de droite, on

[30] 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.

représente le nombre de jours autorisés en 1996 et sur celle de gauche le nombre de jours autorisés entre 2002 et 2005. Les premières années témoignent d'une plus forte amplitude mensuelle dans les autorisations de recours au dispositif. 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 jours. En 2000, l'écart du nombre de jours autorisés de chômage partiel entre les deux mois passe à environ 200 000 jours. 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.

Graphique 1.5 : La saisonnalité du nombre de jours autorisés de chômage partiel



Source : Fichiers mensuels d'autorisations de chômage partiel pour1996 et de 2002 à 2005 (DARES, DDTEFP).
Champ : Etablissements de France métropolitaine ayant des autorisations de chômage partiel (tous les secteurs et tailles confondus ; privé et public).
Note de lecture : L'échelle de droite correspond à l'année 1996 et l'échelle de gauche aux années 2002-2005.

Cette forte saisonnalité peut être considérée comme un indicateur de difficultés structurelles plutôt que conjoncturelles (car elles dépassent le caractère temporaire) ou encore un indicateur des difficultés prévisibles plutôt qu'imprévisibles. La saisonnalité met en évidence un caractère périodique associé au chômage partiel. Si l'on retrouve successivement la même cyclicité, cela pourra signifier que les établissements font plutôt face à des difficultés permanentes et pas imprévisibles et donc structurelles. Ce phénomène confirme ainsi que le chômage partiel peut jouer le rôle d'un outil de flexibilité du temps de travail parmi d'autres dépassant son usage a priori exceptionnel. 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 de modulation/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 peut 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.

Cette saisonnalité caractérise, avec une amplitude plus ou moins forte, l'ensemble des établissements, quels que soient les secteurs d'activité et les classes de taille d'établissements (cf. annexes 1.7 et 1.8). 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.

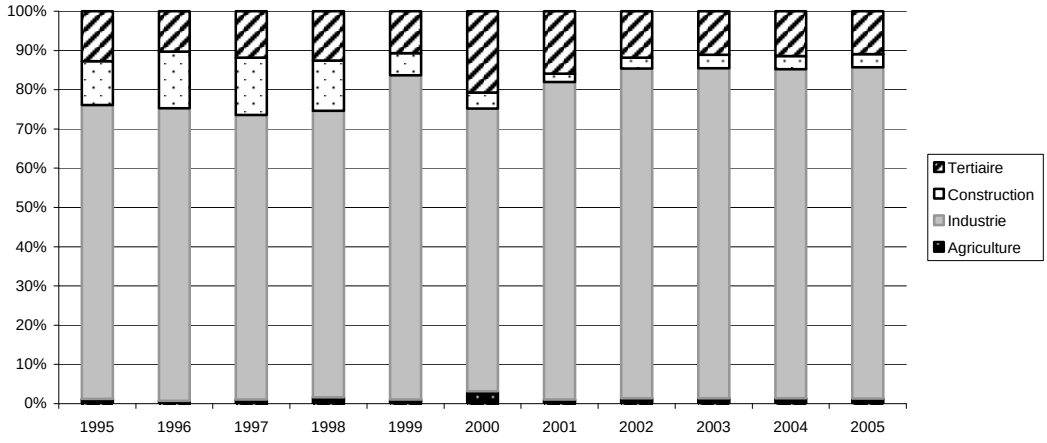
L'objectif initial de l'ARTT était que les établissements aménagent mieux leur temps de travail. La persistance de la saisonnalité des autorisations de recours au chômage partiel tendrait à montrer qu'une partie des établissements français se sert du chômage partiel pour gérer des problèmes « structurels » de gestion du temps de travail (dépassant le caractère temporaire et qui sont prévisibles). Cela ne signifie pas pour autant que ces établissements n'ont pas utilisé les marges d'organisation du travail associées à l'ARTT, mais plutôt que ces entreprises auraient des besoins de flexibilité du temps de travail beaucoup plus importants que les autres.

4.4- Les caractéristiques des établissements qui recourent au chômage partiel

Dans cette section, nous analysons les caractéristiques des établissements qui bénéficient d'autorisations de chômage partiel. Sont-ils des établissements industriels ? Sont-ils de petite taille ? Pour cette raison, nous nous focalisons sur les deux caractéristiques « standards » qui définissent le plus les établissements. Nous analysons la répartition sectorielle (section 4.4.1) et par classes de taille (section 4.4.2) des établissements bénéficiant des autorisations de chômage partiel. Dans le cadre d'une analyse croisée secteur – taille, nous calculons les contributions à la décroissance des autorisations de recours au chômage partiel (section 4.4.3). En outre, nous cherchons à cerner si les établissements récurrents en termes d'autorisations de chômage partiel ont des caractéristiques différentes de ceux ayant un seul recours au dispositif sur l'ensemble de la période (section 4.4.4).

4.4.1- Les établissements de l'industrie sont les plus concernés par les autorisations de chômage partiel

Graphique 1.6 : La répartition du nombre de jours autorisés de chômage partiel par année et par secteur d'activité



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

Entre 1995 et 2005, le nombre de jours autorisés de chômage partiel a diminué dans l'industrie[31]. Toutefois, la part de l'industrie dans les autorisations reste stable sur la période. Ce secteur concentre, en moyenne, près de 80 % du nombre de jours autorisés (cf. graphique 1.6). Au cours de ces onze années, les cinq secteurs industriels bénéficiant du plus grand nombre de jours autorisés de chômage partiel sont, par ordre décroissant : le textile, l'habillement-cuir, la métallurgie et la transformation des métaux, l'automobile et les équipements mécaniques. (cf. tableau 1.3).

Tableau 1.3 : Classement des secteurs bénéficiant des autorisations de chômage partiel

Les secteurs qui ont le plus bénéficié des autorisations de chômage partiel	En fonction de l'indicateur « nombre de jours de chômage partiel autorisés »	En fonction de l'indicateur « nombre de salariés touchés par les autorisations de chômage partiel »
Textile	**1**	4
Automobile	4	**1**
Métallurgie et transformation des 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 France métropolitaine ayant des autorisations de chômage partiel (cinq secteurs de l'Industrie ; toutes les tailles confondues ; privé et public)

La concentration du nombre de jours autorisés au sein des secteurs les plus bénéficiaires du dispositif évolue de manière contrastée en fonction de leur activité économique (cf. graphique 1.7)[32]. Le secteur automobile était le plus grand bénéficiaire de jours autorisés de chômage partiel entre 1995 et 1997. Il a très fortement diminué suite aux pics d'activité de 1999 et 2000.

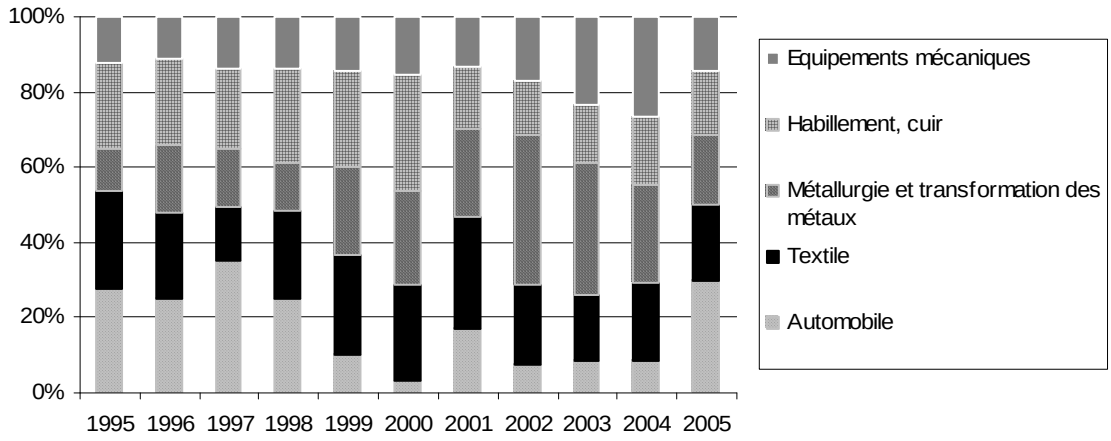
Le nombre de journées autorisées a aussi décru pour les autres grands secteurs d'activité, notamment la construction : avant 1999, ce secteur bénéficiait de près de 13 % des jours autorisés de chômage partiel ; après cette date, cette part a diminué continûment pour se

[31] Afin d'alléger cette section, nous décidons de ne pas présenter les évolutions du nombre de jours autorisés de chômage partiel par secteurs d'activité agrégés.
[32] Dans ce graphique, nous nous concentrons sur le nombre de jours autorisés dans les cinq secteurs qui bénéficient le plus d'autorisations de chômage partiel. Nous analysons comment les parts correspondant à chaque secteur évoluent relativement à la somme totale du nombre de jours autorisés de chômage partiel pour ces cinq secteurs.

stabiliser depuis 2003 autour de 3,5 %. Cela pourrait s'expliquer par la conjoncture très favorable dans le bâtiment et par la baisse de la TVA à 5,5 % en 1999.

Sur l'ensemble de la période et pour les établissements qui ont eu des autorisations de chômage partiel, on compte en moyenne 19 jours autorisés par salarié chaque année, tous secteurs d'activité confondus (cf. graphique 1.8). Entre 1995 et 2001, les salariés connaissent près de 18,8 jours d'autorisations de chômage partiel contre 19,2 jours la période suivante. 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. Nous mettons ainsi en lumière la contra-cyclicité de la durée des autorisations de chômage partiel.

Graphique 1.7 : La répartition du nombre de jours autorisés de chômage partiel des secteurs industriels les plus bénéficiaires

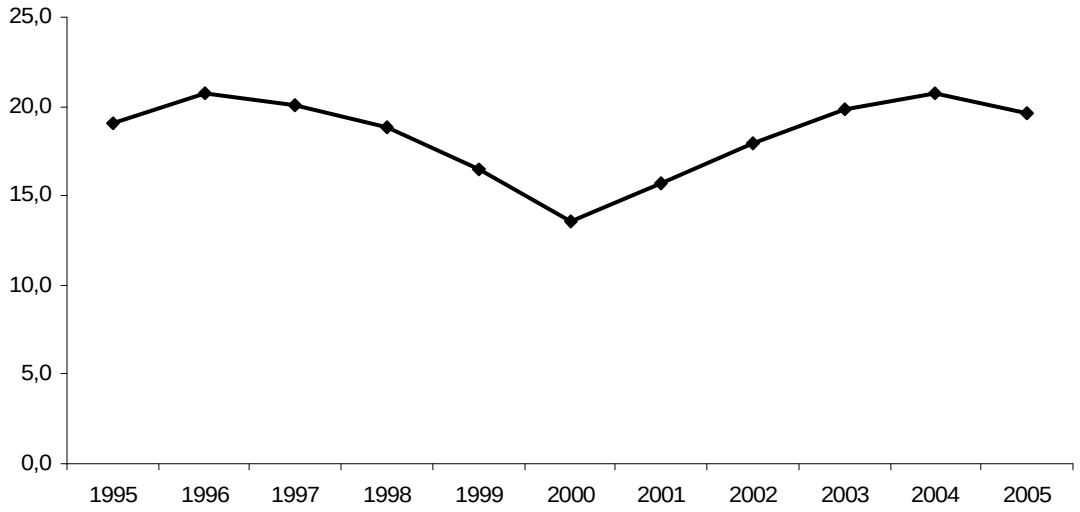


Source : Panel des autorisations annuelles de chômage partiel reconstitué à partir des fichiers mensuels d'autorisation de chômage partiel de 1995 à 2005 (DARES, DDTEFP).
Champ : Etablissements de France métropolitaine ayant des autorisations de chômage partiel (cinq secteurs de l'Industrie ; toutes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

La durée moyenne passée par salarié au chômage partiel dépend du secteur considéré (tableau 1.4). Parmi les cinq secteurs les plus bénéficiaires d'autorisations de chômage partiel, 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 le phénomène contraire est observé. Le textile se distingue par un nombre de jours autorisé de

chômage partiel par salarié particulièrement élevé (31 jours). L'industrie automobile (12 jours) et la métallurgie (17 jours) se situent en dessous de la moyenne.

Graphique 1.8 : Evolution de la durée annuelle des autorisations de recours au chômage partiel par salarié (jours/salariés)



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

Tableau 1.4 : La durée moyenne de jours de chômage partiel autorisé par salarié et par secteur d'activité

Année	Agriculture	Industrie					Construction	Tertiaire
		Automobile	Textile	Métallurgie	Habillement, cuir	Equipements mécaniques		
1995	19	11	33	16	30	21	23	18
1996	17	15	39	17	30	21	25	18
1997	16	21	35	15	27	15	25	19
1998	16	16	28	15	24	20	25	19
1999	12	4	30	20	26	21	20	17
2000	16	3	20	13	12	10	16	14
2001	18	7	21	10	21	14	22	17
2002	23	3	28	20	29	20	19	18
2003	21	10	24	20	24	25	21	18
2004	20	10	24	18	26	29	21	18
2005	19	15	27	16	27	28	25	17
Moyenne pondérée	**17**	**12**	**31**	**17**	**26**	**20**	**24**	**18**

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).
Champ : Etablissements de France métropolitaine ayant bénéficié d'autorisations de chômage partiel (tous secteurs d'activité et toutes tailles confondus ; secteurs privé et public).
Remarque : Pour plus de détails concernant la construction de cet indicateur regarder le tableau 1.1.

La contra-cyclicité de la durée des autorisations de chômage partiel se retrouve dans la plupart des secteurs (cf. annexe 1.9). 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.

Si les secteurs industriel, tertiaire et de 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 1.5). 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 1.5 : Part des salariés touchés par les autorisations de chômage partiel dans l'emploi du secteur marchand non agricole

Année	*Ensemble*	*Industrie*	*Construction*	*Tertiaire*
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 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 1.6). C'est dans les établissements agricoles que le périmètre des salariés affectés par les autorisations est le plus élevé : 64 % en moyenne. Quant aux établissements industriels, en moyenne, 53 % de leurs salariés sont concernés par

les autorisations de chômage partiel et cette proportion descend sous la barre des 50 % pour le tertiaire et la construction (40 % dans le tertiaire et 38 % dans la construction).

Tableau 1.6 : Part des salariés touchés par les autorisations de chômage partiel dans les établissements en ayant bénéficié

Secteur	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	Moyenne sur la période
Agriculture	63,2	62,6	63,5	66,8	61,6	60,2	62,6	68,0	59,8	61,8	69,7	***63,6***
Industrie	61,5	58,5	54,5	48,4	53,8	41,5	54,5	50,2	52,0	51,8	52,5	***52,7***
Construction	36,2	37,8	37,1	31,1	31,5	27,2	37,2	40,6	39,5	47,0	48,2	***37,6***
Tertiaire	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 France métropolitaine ayant des autorisations de chômage partiel (tous les secteurs et tailles confondus ; privé et public), soit plus de 93000 établissements.

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

4.4.2- Les établissements de 50 salariés et plus sont les principaux bénéficiaires d'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 partiel touche avant tout ce type d'établissement. Dans cette section, nous étudions 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)[33].

[33] Dans certains cas, on utilise des données de l'INSEE au niveau de l'économie française qui sont données par rapport à trois catégories de taille : moins 50 salariés, de 50 à 499 salariés et au moins 500 salariés.

Tableau 1.7 : Part des établissements concernés par les autorisations de chômage partiel dans les établissements de l'économie par classes de taille (en %)

Année	Etablissements de moins de 50 salariés	Etablissements de 50 à 499 salariés	Etablissements d'au moins 500 salariés
1996	0,90	9,27	13,01
1997	0,67	6,91	8,65
1998	0,38	4,31	6,48
1999	0,32	4,11	5,82
2000	0,24	2,14	4,08
2001	0,20	2,34	5,78
2002	0,20	2,28	3,77
2003	0,19	2,15	3,18
2004	0,15	1,56	1,73
2005	0,13	1,56	2,18
Moyenne pondérée	**0,33**	**3,56**	**5,43**

Source : Panel des autorisations annuelles de chômage partiel construit à partir des fichiers mensuels d'autorisation de chômage partiel de 1996 à 2005 (DARES, DDTEFP).
Champ : Etablissements de France métropolitaine ayant bénéficié d'autorisations (tous secteurs d'activité et toutes tailles confondus ; secteurs privé et public).
Note de lecture : En 1996, 13% des établissements d'au moins 500 salariés ont été concernés par les autorisations de chômage partiel.

Entre 1995 et 2005, parmi les 93 000 établissements qui ont eu recours au chômage partiel au moins une fois, 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. Cela est lié à la structure de l'économie française par classes de taille où les petits établissements sont fortement surreprésentés. Néanmoins, si l'on compare par classes de taille le nombre d'établissements bénéficiant d'autorisations de chômage au nombre total d'établissements de l'économie la situation est inversée (tableau 1.7). Les petits établissements recourent moins que les autres au chômage partiel : entre 1996 et 2005, en moyenne, parmi tous les établissements de moins de 50 salariés seulement 0,3 % d'entre eux y ont recouru, contre 3,5 % des établissements de 50 à 499 salariés et 5,4 % des établissements d'au moins 500 salariés.

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 1.9) ; leurs salariés sont mis au chômage partiel pour une durée moyenne de 20 jours par an (tableau 1.8)[34]. Ces établissements couvrent donc la plus grande partie du nombre de jours autorisés et de salariés touchés (tableau 1.10).

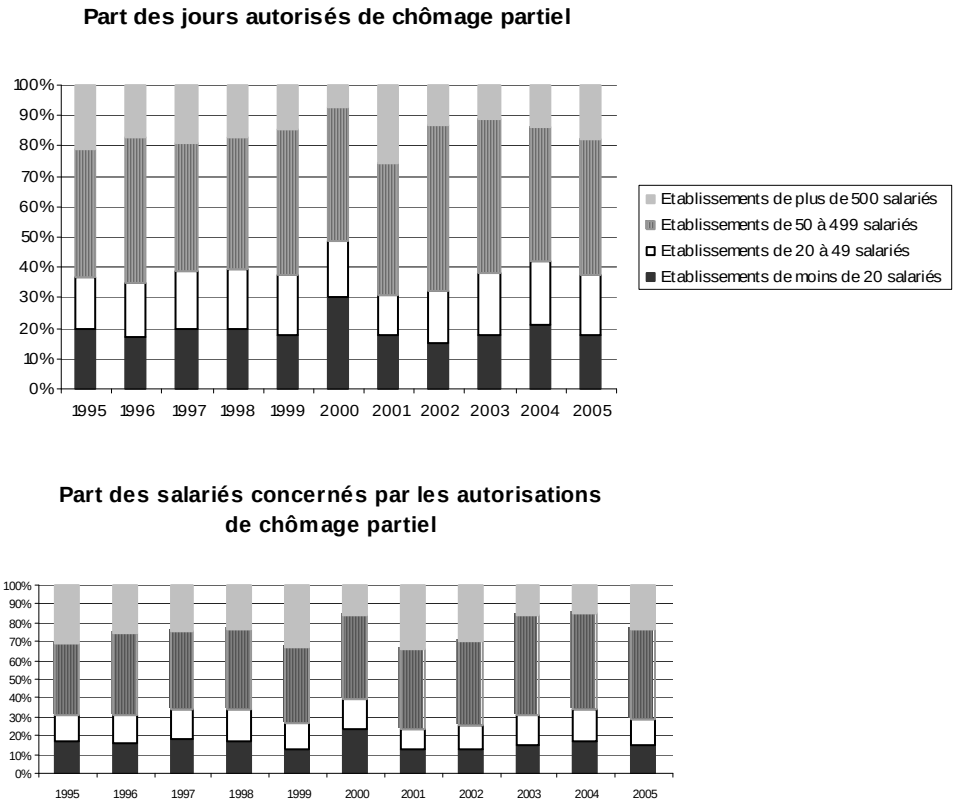
[34] L'annexe 1.10 présente l'évolution de la durée des autorisations de chômage partiel par classes de taille d'établissements. Globalement, nous retrouvons la contracyclicité des durées de chômage partiel mise en évidence dans la section 4.4.1.

Tableau 1.8 : Durée moyenne de jours de chômage partiel autorisés par salarié et par classes de taille des établissements

Année	Etablissements de moins de 50 salariés	Etablissements de 50 à 499 salariés	Etablissements d'au moins 500 salariés
1995	23	21	13
1996	24	22	14
1997	23	20	16
1998	22	19	13
1999	23	20	7
2000	17	13	6
2001	21	16	12
2002	23	22	8
2003	25	19	14
2004	25	18	20
2005	24	17	14
Moyenne pondérée	**23**	**20**	**13**

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).
Champ : Etablissements de France métropolitaine ayant bénéficié d'autorisations (tous secteurs d'activité et toutes tailles confondus ; secteurs privé et public). Pour plus de détails concernant la construction de cet indicateur regarder le tableau 1.1.

Graphique 1.9 : 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 France métropolitaine ayant des autorisations de chômage partiel (tous les secteurs et tailles confondus ; privé et public), soit plus de 93000 établissements.

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 plus élevée (23 jours). Cependant, du fait de leur petite taille, leur poids est moins important en termes de salariés touchés[35].

Tableau 1.9 : Classements par taille des autorisations de recours au chômage partiel

Les catégories de taille	En fonction de l'indicateur « nombre de jours de chômage partiel autorisés »	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 France métropolitaine ayant des autorisations de chômage partiel (tous les secteurs et tailles confondus ; privé et public), soit plus de 93000 établissements.

4.4.3-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-

[35] 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 dispositif par la mise en œuvre d'une analyse factorielle des correspondances. 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.

2005 en deux sous-périodes égales[36] : 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)[37].

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 2005[38].

Le tableau 1.10 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 autorisés de chômage partiel par établissement augmente de 27 % entre 2001 et 2005) de la somme des rapports calculés pour chaque catégorie d'établissements[39]. 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.

[36] On commence avec l'année 1997 afin de travailler avec deux périodes de durée égale de quatre ans.
[37] Nous ne retenons pas les établissements de l'agriculture du fait de leur faible représentation.
[38] Cette entreprise multiplie par 4 le recours au chômage entre 2001 et 2005 et modifie considérablement les contributions.
[39] 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. Les quantités 27 % et 29 % ne sont pas rapportées dans le tableau 1.10. Elles sont calculées comme des taux de croissance du nombre total de jours autorisés de chômage partiel entre 1997 et 2001 et 2001 et 2005.

Tableau 1.10 : Contributions à la variation du rapport entre le nombre de jours autorisés et le nombre d'établissements

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

4.4.4-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 au moins une fois des autorisations de chômage partiel. Pour répondre à cette question, nous considérons deux sous-échantillons d'établissements issus de ce panel : ceux ayant une seule autorisation de recours et ceux ayant au moins deux autorisations 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'observation[40].

Il apparaît que les établissements récurrents sont plus souvent issus de l'industrie que les non récurrents (cf. tableau 1.11), 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 que 1 % de la population d'établissements récurrents. L'agriculture et le secteur tertiaire sont sur-représentés parmi les établissements non récurrents.

[40] Selon la première définition de la récurrence d'un établissement.

Tableau 1.11 : Distribution des établissements ayant bénéficié d'autorisations de chômage partiel en fonction du nombre d'autorisations obtenues entre 1995 et 2005 (en %)

Secteur	***Echantillon total***	***dont établissements avec au moins deux autorisations de chômage partiel***	***dont établissements avec une seule autorisation de chômage partiel***
Agriculture	3,5	2,9	3,7
Industrie	33,4	46,7	28,2
dont automobile	0,6	1	0,5
dont textile	2,6	5	1,7
dont métallurgie	4,9	7,6	3,9
Tertiaire	44,4	33,7	48,5
Construction	18,8	16,8	19,6
Ensemble	100,0	100,0	100,0
Taille			
moins de 20 salariés	78,8	68,2	82,9
de 20 à 49 salariés	11,8	16,2	10
de 50 à 499 salariés	8,9	14,5	6,8
au moins 500 salariés	0,5	1	0,3
Ensemble	100,0	100,0	100,0
Nombre d'établissements concernés	***93 068***	***26 091***	***66 977***

Source : Panel des autorisations annuelles de chômage partiel construit à partir des fichiers mensuels d'autorisation de 1995 à 2005 (DARES, DDTEFP).
Champ : Etablissements de France métropolitaine ayant des autorisations (tous secteurs d'activité et toutes tailles confondus ; secteurs privé et public), soit plus de 93 000 établissements.
Observation : Le nombre d'autorisations est calculé par rapport aux autorisations au niveau annuel et non en infra annuel (si l'établissement a eu deux autorisations de chômage partiel au sein d'une même année, cela correspond au fait d'avoir connu des autorisations pendant cette année).

Tableau 1.12 : Etablissements récurrents selon les trois définitions de la récurrence, par secteur et par taille entre 1995 et 2005

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

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

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 total, 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 autorisation de recours au chômage partiel est plutôt caractéristique pour les établissements de petite taille.

Le tableau 1.12 donne une comparaison entre les distributions - par secteur et par taille - des établissements récurrents selon les trois définitions de la récurrence. Nous remarquons que plus les établissements sont récurrents, dans le sens d'une définition de plus en plus stricte de la récurrence et ils sont plus souvent industriels et de grande taille (de plus de 500 salariés).

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 1.13 illustre ces résultats. On remarque qu'un établissement récurrent fait appel, au maximum, à 4 causes différentes pour bénéficier des autorisations de chômage partiel[41]. Le pourcentage d'établissements invoquant 3 ou 4 causes parmi les récurrents est extrêmement faible (moins de 1 %). D'ailleurs, les récurrents évoquent 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 répondre à des besoins de « flexibilité structurelle ».

[41] Ce tableau est calculé par rapport au concept de récurrence annuelle. Pour les établissements ayant eu plusieurs autorisations de chômage partiel à l'intérieur de la même année, nous considérons le motif correspondant au nombre le plus élevé de jours de chômage partiel.

Tableau 1.13 : Répartition des établissements récurrents (entre 1995 et 2005) en fonction du nombre d'autorisations au chômage partiel et du nombre de causes évoquées

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

Conclusion

Dans ce premier chapitre, nous décrivons le fonctionnement du chômage partiel entre 1995 et 2005. Son apport majeur est de tracer une image détaillée du chômage partiel (instrument demeurant très peu analysé dans la littérature économique). Tout d'abord, nous présentons le cadre réglementaire de l'usage du chômage partiel. Nous montrons qu'en juin 2001, la réglementation change suite à l'implémentation des 35 heures. Une fois les modalités de l'ARTT mises en place, le souhait du législateur est de diminuer l'usage du chômage partiel, insistant sur le fait qu'il doit être utilisé uniquement dans le but de protéger l'emploi. La réglementation du chômage partiel confirme le fait qu'il pourrait être considéré comme un dispositif relevant d'une ambition plus générale de flexicurisation de la relation d'emploi : pour tenter de protéger l'emploi, le chômage partiel passe par l'ajustement du temps de travail des salariés en poste dans l'établissement.

Après avoir présenté le fonctionnement du dispositif, nous faisons une revue de littérature pour savoir comment cette thématique a été appréhendée. Nous mettons en évidence plusieurs aspects. Dans un premier temps, la littérature internationale identifie les deux rôles qui coexistent du chômage partiel : le rôle de flexibilité et le rôle de protection de l'emploi. Dans un deuxième temps, nous montrons le manque d'études sur ce sujet en France. Pour finir, nous identifions la grande direction d'analyse concernant ce dispositif : l'étude de l'efficacité du chômage partiel. Celle-ci est analysée du point de vue du lien entre le chômage partiel et les licenciements économiques.

Les méthodes statistiques utilisées pour décrire l'usage du chômage partiel entre 1995 et 2005 nécessitent le recours à des sources de données riches. Nous présentons les données utilisées, les fichiers mensuels d'autorisations de chômage partiel, qui sont uniques en France ainsi que nos principaux indicateurs (nous utilisons une palette variée d'indicateurs). Il faut souligner que ces sources de données nous permettent d'analyser individuellement (pour chaque établissement) le comportement en termes d'autorisations de chômage partiel. Nous ne disposons pas d'informations concernant les salariés mis au chômage partiel ou affectés par les autorisations du dispositif (pris individuellement). La seule information disponible est le nombre de salariés de l'établissement concernés par les autorisations de chômage partiel. Pour cette raison, dans ce chapitre et également dans les chapitres qui suivent, nous menons

une analyse au niveau de l'établissement. La dimension « salarié » sera sous-entendue à partir des différents indicateurs mobilisés dans les prochains chapitres.

Avec ces données, plusieurs faits stylisés concernant les autorisations du recours au chômage partiel sont dégagés : la baisse structurelle des autorisations entre 1995 et 2005, l'existence d'un comportement récurrent de l'usage du chômage partiel (qui est contraire à la réglementation), le maintien d'une saisonnalité prononcée quel que soit le cycle économique et des comportements spécifiques du recours au chômage partiel pour certains secteurs d'activité ou pour des établissements d'une certaine taille. Ces faits stylisés permettent de mieux cerner la nature de l'instrument en France.

Tout d'abord, nous identifions la forte baisse des autorisations de chômage partiel entre 1995 et 2005. Nous identifions ensuite le choc « structurel » qui pourrait expliquer cette diminution en tendance des autorisations de recours au dispositif, exceptant les mouvements conjoncturels. Il se peut que les outils de flexibilité quantitative interne associés à la mise en place de l'ARTT se soient « substitués » au chômage partiel (comme la nouvelle réglementation sur le chômage partiel le souhaite).

Ensuite, les autorisations de chômage partiel sont utilisées dans la majorité des cas de manière exceptionnelle, comme le préconise la loi. Le recours au chômage partiel doit, en principe, satisfaire trois propriétés : les difficultés rencontrées doivent être brutales, imprévisibles et temporaires. Pourtant, selon trois définitions de la récurrence du chômage partiel, nous montrons que parfois, il peut représenter un outil permanent de gestion du temps de travail et il va contre les principes initiaux de la réglementation, en se banalisant. Ainsi, en fonction de l'usage qui en est fait, nous distinguons deux types de flexibilité : la « flexibilité conjoncturelle » (une adaptation du volume d'heures travaillées lorsque l'entreprise connaît des difficultés passagères et imprévisibles) et la « flexibilité structurelle » (ajustement du temps de travail à des baisses d'activité qui dépassent le caractère conjoncturel et le caractère imprévisible, c'est-à-dire lors de difficultés répétées). L'existence d'une saisonnalité dans les autorisations du recours au chômage partiel d'une année sur l'autre peut également témoigner de difficultés « structurelles » (qui dépassent l'aspect temporaire ou encore le fait qu'elles sont prévisibles).

Enfin, 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.

Une fois les faits stylisés mis en avant, nous nous concentrons sur notre principal résultat : la baisse des autorisations de chômage partiel entre 1995 et 2005. Dans le chapitre suivant, nous souhaitons analyser la chute du recours au chômage partiel en lien avec la mise en place de l'ARTT. Ce sont des instruments de flexibilité quantitative interne qui répondent à des besoins de flexibilité assez différents. Pourtant, comme nous l'avons précisé, la réglementation du chômage partiel change avec l'implémentation de l'ARTT : il est souhaité que le chômage partiel soit recentré sur sa fonction principale de protection de l'emploi. Cela témoigne que parfois le chômage partiel est utilisé comme un outil de gestion de la main d'œuvre parmi d'autres. L'ARTT apporterait donc aux établissements la possibilité de pallier une flexibilité qui a été gérée de manière contradictoire à la réglementation (mais pourtant autorisée par les DDTEFP) par le chômage partiel. Ainsi, dans le prochain chapitre, nous abordons le rôle « flexibilité » du chômage partiel.

Annexes chapitre I

Annexe 1.1 : Part des jours autorisés de chômage partiel en fonction des causes invoquées

Annexe 1.2 : Part des jours autorisés de chômage partiel en fonction de la forme prise par le dispositif

Annexe 1.3 : Part des jours autorisés de chômage partiel en fonction du recours antérieur au dispositif

Annexe 1.4 : Part des jours autorisés de chômage partiel par secteur d'activité (2004)

Annexe 1.5 : Part des jours autorisés de chômage partiel par classes de taille (2004)

Annexe 1.6 : Part des salariés touchés par les autorisations de chômage partiel selon les formes d'ARTT

Annexe 1.7 : 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

Annexe 1.8 : La saisonnalité des autorisations de recours au chômage partiel pour la période 2002-2005 et 1996 (NJA)

Annexe 1.9 : La durée moyenne des autorisations du recours au chômage partiel par salarié, en fonction des principaux secteurs utilisateurs

Annexe 1.10 : L'évolution des durées moyennes des autorisations de chômage partiel en fonction de la taille de l'établissement

Annexe 1.1 : Part des jours autorisés de chômage partiel en fonction des causes invoquées

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

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)
Note de lecture : L'annexe donne la répartition du nombre de jours autorisés de chômage partiel par causes invoquées par les établissements sur la période 1995-2005. En 1995, 90% des jours de chômage partiel ont été autorisés pour la raison « conjoncture économique ».

Annexe 1.2 : Part des jours autorisés de chômage partiel en fonction de la forme prise par le dispositif

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

Note de lecture : L'annexe donne la répartition de nombre de jours autorisés de chômage partiel par formes de mise en place du dispositif sur la période 1995-2005. En 1995, 92% des jours de chômage partiel ont été autorisés pour réduire l'horaire des établissements dont 16% concernent la réduction horaire de l'intégralité de l'établissement et le reste de 75% concernent la réduction horaire d'une partie de l'établissement. 8% des jours de chômage partiel ont été autorisés avec l'objectif d'arrêter temporairement l'activité de l'établissement dont 2,5% concernait l'arrêt de l'activité de l'intégralité de l'établissement et le reste de .6% concerne l'arrêt de l'activité d'une partie de l'établissement.

Annexe 1.3 : Part des jours autorisés de chômage partiel en fonction du recours antérieur au dispositif

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

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)

Note de lecture : L'annexe donne la répartition de nombre de jours autorisés de chômage partiel par types de recours antérieur au dispositif sur la période 1995-2005. En 1995, 70% des jours ont été autorisés dans des établissements qui ont bénéficié des autorisations de chômage partiel au cours des trois années précédentes.

Annexe 1.4 : Part des jours autorisés de chômage partiel par secteur d'activité (2004)

Secteur d'activité	**%**
Agriculture, sylviculture et pêche	1
Industrie (total)	84
dont Industries agricoles et alimentaires	4
dont Industrie des biens de consommation	17
dont: Habillement, cuir	9
Edition, imprimerie, reproduction	2
Industries des équipements du foyer	6
dont Industrie automobile	4
dont Industrie des biens d'équipement	19
dont: Construction navale, aéronautique et ferroviaire	1
Industries des équipements mécaniques	13
Industries des équipements électriques et électroniques	4
dont Industrie des biens intermédiaires	40
dont: Industries des produits minéraux	3
Industrie textile	10
Industrie du bois et du papier	4
Chimie, caoutchouc, plastiques	5
Métallurgie et transformation des métaux	13
Industrie des composants électriques et électroniques	4
Construction	3
Tertiaire (total)	11
dont Commerce	4
dont Transports	1
dont Services rendus aux entreprises	4
dont Services rendus aux particuliers	2
dont Education, Santé, Action sociale	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) pour l'année 2004.
Note de lecture : Seule la nomenclature de l'industrie est détaillée au niveau de la NAF 36. L'annexe donne la répartition de nombre de jours autorisés de chômage partiel par secteurs d'activité pour l'année 2004. En 2004, 84% des jours de chômage partiel ont été autorisés dans des établissements industriels.

Annexe 1.5 : Part des jours autorisés de chômage partiel par classes de taille (2004)

	%
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)
Note de lecture : L'annexe donne la répartition de nombre de jours autorisés de chômage partiel par classes de taille pour l'année 2004. En 2004, 44% des jours de chômage partiel ont été autorisés dans des établissements de 50 à 500 salariés.

Annexe 1.6 : Part des salariés touchés par les autorisations de chômage partiel selon les formes d'ARTT

	2002	2003	2004	2005
Cadre général	82,5%	79,5%	79,1%	81,6%
Modulation	14,1%	18,0%	17,6%	16,7%
Jours RTT	2,7%	2,1%	2,7%	1,3%
Forfait heures/semaine	0,1%	0,0%	0,1%	0,1%
Forfait heures/mois	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%
Forfait heures/an	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%
Forfait jours/an	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%
Equivalence	0,3%	0,2%	0,2%	0,1%
Autres	0,3%	0,3%	0,3%	0,2%

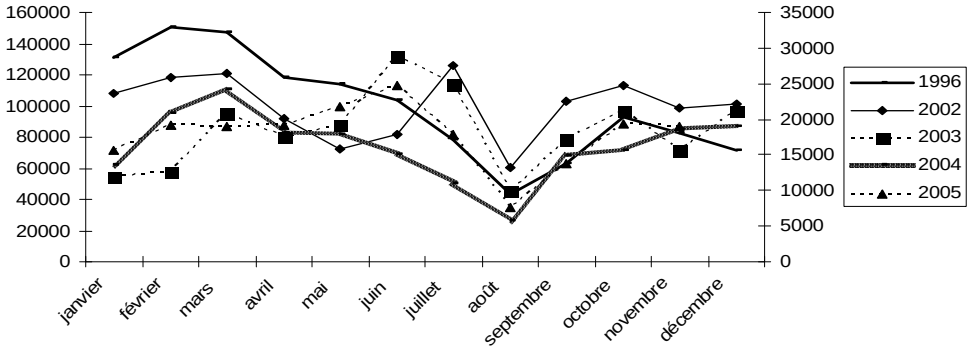
Source : DDTEFP et DARES

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

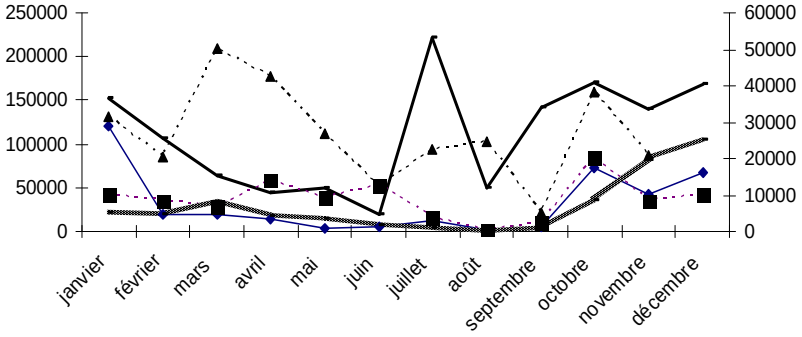
Note de lecture : L'annexe donne la répartition de nombre salariés concernés par les autorisations de chômage partiel par types des formes de l'ARTT mises en place dans les établissements sur la période 2002-2005. Le nombre de salariés concernés est calculé comme une moyenne sur l'année pour chaque établissement (voir tableau 1.1). En 1995, 83% des salariés concernés par les autorisations de chômage partiel sont dans le cadre général de mise en place de l'ARTT.

Annexe 1.7: 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

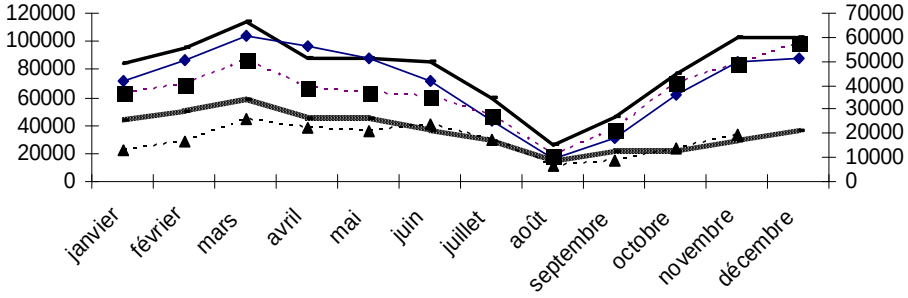
Textile



Automobile



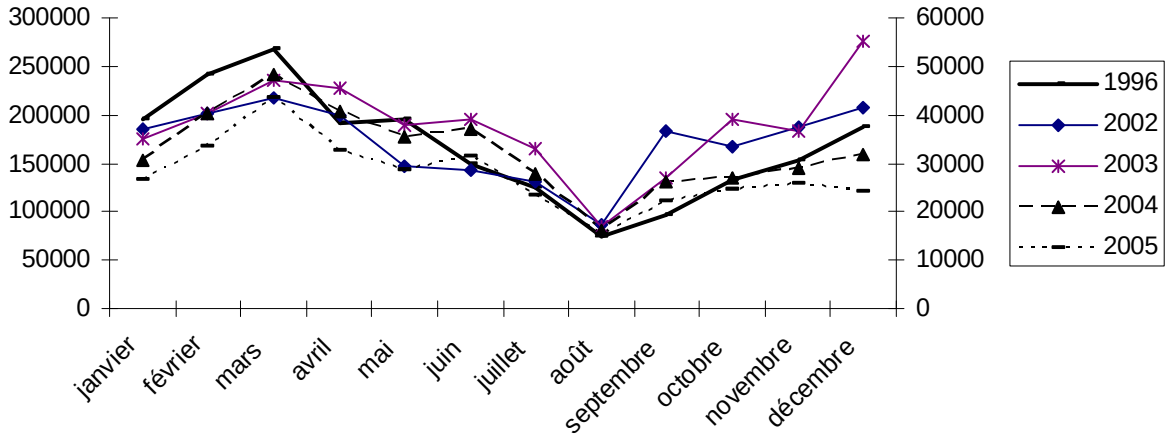
Métallurgie et transformation des métaux



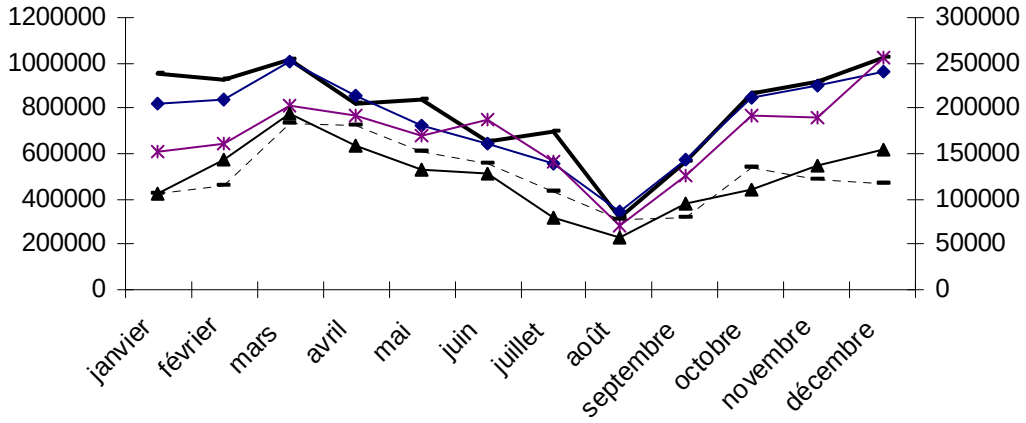
Source : DDTEFP et DARES
Champ : Etablissements de la France métropolitaine ayant des autorisations de chômage partiel (textile, automobile et métallurgie et transformation des métaux et toutes les tailles confondues ; privé et public)

Annexe 1.8: La saisonnalité des autorisations de recours au chômage partiel pour la période 2002-2005 et 1996 (NJA)

Les établissements de moins de 20 salariés

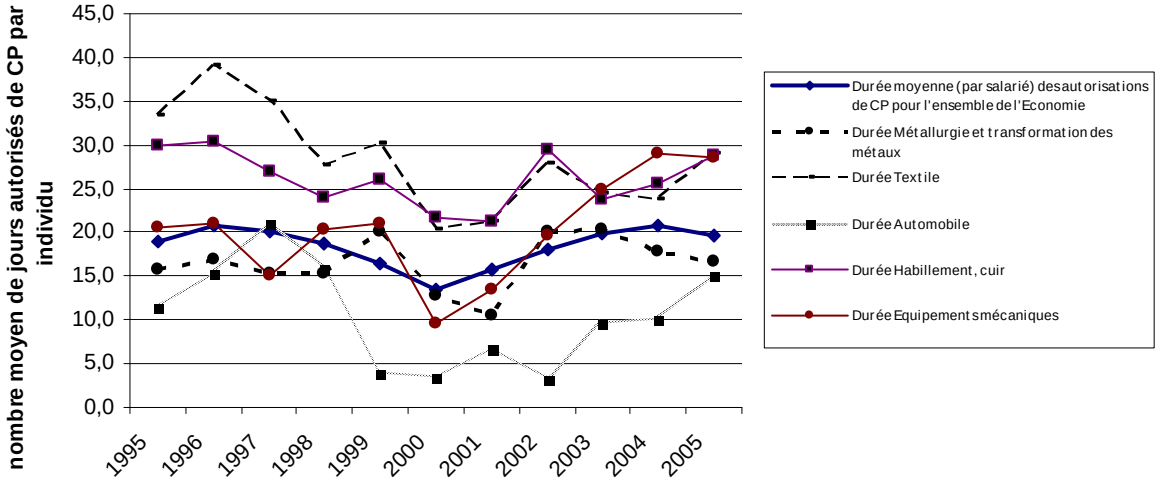


Les établissements de plus de 20 salariés



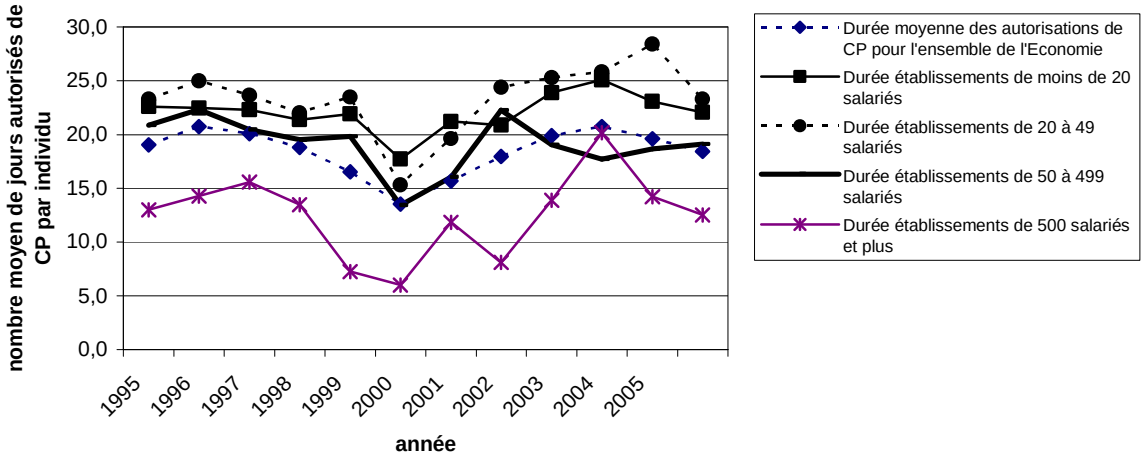
Source : DDTEFP et DARES
Champ : Etablissements de la France métropolitaine ayant des autorisations de chômage partiel (tous les secteurs et tailles confondus ; privé et public)

Annexe 1.9 : 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 1.10 : 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)

Chapitre II

Le chômage partiel : quelle flexibilité ?

INTRODUCTION

SECTION 1 – LE CHOMAGE PARTIEL ET L'ARTT

SECTION 2 – LES DONNEES

SECTION 3 – LA METHODOLOGIE ECONOMETRIQUE

3.1– Les modèles « classiques » d'appariement sur le score de propension
3.2– Les estimateurs par différence de différences avec fonction à noyau
3.3– Les caractéristiques observables retenues

SECTION 4 – LES RESULTATS

4.1– Les déterminants de l'anticipation de l'ARTT
4.2– L'effet de l'anticipation de l'ARTT sur le chômage partiel

SECTION 5 – DES ESTIMATIONS SUPPLEMENTAIRES

CONCLUSION

ANNEXES CHAPITRE II

Introduction[42]

Selon la loi, le chômage partiel permet à un établissement de maintenir l'emploi en réduisant temporairement les horaires de tout ou partie de ses salariés, en cas de difficultés économiques ou techniques passagères (comme par exemple des sinistres, des difficultés d'approvisionnement). Le chômage partiel est un outil public de protection de l'emploi car il vise à éviter les licenciements économiques en cas de « coup dur » pour l'établissement. Le législateur stipule ainsi qu'il ne doit être utilisé que dans des circonstances exceptionnelles, dans des cas où les difficultés sont brutales, imprévisibles et temporaires. En tentant de protéger les salariés, il est utilisé comme instrument de flexibilité car, par son usage, il permet d'adapter le volume d'heures travaillées aux variations d'activité des entreprises. L'OCDE (1995) distingue trois catégories de flexibilité : la flexibilité quantitative externe (le CDD, l'intérim, etc.), la flexibilité quantitative interne (par exemple, les heures supplémentaires) et la flexibilité qualitative interne (par exemple, la polyvalence). Parmi les pratiques de flexibilité quantitative interne, le chômage partiel, les heures supplémentaires et les dispositifs de mise en œuvre de la réduction du temps de travail (modulation, annualisation, etc.) agissent sur le volume d'heures travaillées par les salariés en poste dans l'établissement.

Les deux rôles du chômage partiel (protection de l'emploi et flexibilité) n'ont pas la même importance et s'imbriquent différemment en fonction de la réglementation sur le marché du travail (Abraham et Houseman, 1994, Van Audenrode, 1994) (cf. section 2 du chapitre I). Néanmoins, l'attribut principal des dispositifs de chômage partiel dans les différents pays est toujours la protection de l'emploi. Aux États-Unis, cet aspect « protection de l'emploi » du chômage partiel est encore plus prononcé, dans la mesure où la législation sur la protection de l'emploi (LPE) y est par ailleurs « minimale ». En France, le chômage partiel est, de ce point de vue, un outil supplémentaire de protection de l'emploi, qui passe par l'acceptation (temporaire) d'une gestion plus « flexible » des effectifs. C'est au sens propre du terme, un outil de « flexibilité qui protège l'emploi » : le but premier du dispositif demeure la protection de l'emploi. Le moyen pour ce faire est de reconnaître l'opportunité (dans certaines

[42] Ce chapitre est une synthèse non exhaustive de plusieurs travaux dont notamment « L'effet de l'ARTT sur le chômage partiel : une analyse empirique entre 1995 et 2005 » (avec Richard Duhautois et Emmanuelle Walkowiak), Revue Economique, à paraître et « The Effect of Worksharing on Short-Time Compensation in France: A Difference-in-Differences Approach », (avec Richard Duhautois et Emmanuelle Walkowiak), Economics Bulletin, 2009, Vol. 29, n° 2, pp. 821-834.

circonstances identifiées), pour les établissements concernés, d'une gestion plus flexible des effectifs. En effet, le chômage partiel permet d'adapter le volume de travail de l'entreprise aux variations d'activité tout en sécurisant les trajectoires des salariés (au moins sur la durée de mise au chômage partiel, et sous l'aspect minimal de non rupture du contrat de travail).

Un nombre important d'études théoriques propose des typologies de flexibilité optimales[43]. Cette thématique de recherche s'est assez récemment développée en France au niveau empirique (par exemple, Coutrot, 2002 ; Askenazy, 2003 ; Bunel, 2004 et 2008). Les résultats obtenus jusqu'à présent montrent que pour faire face aux creux d'activité, 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.

Dans ce chapitre, nous ne souhaitons pas proposer une typologie de dispositifs de flexibilité. Nous mettons en avant la dimension « flexibilité » du chômage partiel. Le chômage partiel nous offre un cadre propice pour analyser comment les entreprises françaises font usage d'un tel dispositif et comment elles le combinent avec d'autres dispositifs alternatifs de flexibilité. Dans la littérature française - surtout sur les vingt dernières années - il n'y a que très peu d'études consacrées au chômage partiel et encore moins se sont concentrées sur son aspect d'outil de flexibilité. Cela tient au fait que le chômage partiel est un outil de flexibilité quantitative interne peu mobilisé à l'échelle macroéconomique du fait du son rôle spécifique (cf. chapitre I). En outre, le manque d'analyse s'explique par le fait que, ce qui est primordial dans le recours au chômage partiel, est sa dimension de « protection de l'emploi » : la flexibilité associée à l'usage du chômage partiel apparaît uniquement comme le moyen de protéger l'emploi. L'étude de Béraud, Lefèvre et Sidhoum (1994) est une des seules qui aborde, de manière descriptive, cette thématique. Les auteurs présentent des typologies d'usage des différents outils de flexibilité en fonction des caractéristiques des variations des besoins de main d'œuvre (nature prévisible/aléatoire, ampleur faible/forte et durée). La principale conclusion de Béraud et al. (1994) est que le chômage partiel devient un outil permanent de la gestion du temps de travail et donc qu'il se banalise. Ce résultat amplifie le rôle de flexibilité du chômage partiel par rapport à son rôle de protection de l'emploi. Larrey (1998), à l'aide de modèles théoriques, s'intéresse au recours simultané des

[43] En fonction des caractéristiques de l'activité (Boyer, 1986 ; Larrey, 1998), de la nature des anticipations (Gittleman, Horrigan et Joyce, 1998) ou encore de l'ancienneté de l'entreprise (Campbell et Fisher, 1998).

entreprises à plusieurs dispositifs de flexibilité (dont le chômage partiel). Son analyse met en évidence que l'annualisation du temps de travail et le chômage partiel sont appropriés pour l'ajustement de la production à des fluctuations prévisibles de la demande (sauf si elles sont à la fois courtes et fortes). Sur la partie imprévisible de la demande, le recours à ces deux instruments (annualisation et chômage partiel) est moins coûteux lorsqu'un déclin de la demande est observé, tandis que l'appel au travail temporaire convient pour un accroissement de la demande.

Dans ce chapitre, nous nous concentrons exclusivement sur l'analyse du lien entre le chômage partiel et les outils de mise en place de l'aménagement et de la réduction du temps de travail - ARTT. Nous analysons empiriquement comment les dispositifs mis en place lors de l'ARTT affectent le recours au chômage partiel. Ce travail s'inscrit clairement dans la réflexion autour de la flexicurité. Il s'agit de voir comment deux dispositifs publics peuvent se « substituer » l'un à l'autre. En l'occurrence comment un instrument de flexibilité interne (l'ARTT) peut conduire à ce qu'un autre (le chômage partiel) ne soit pas détourné de son usage. Le reste de ce chapitre s'organise de la façon suivante. D'abord, nous motivons l'intérêt d'analyser la relation entre l'ARTT et les autorisations de chômage partiel (section 1). Ensuite, les données sont exposées (section 2) et nous décrivons la méthodologie économétrique (section 3). Enfin, nous discutons les résultats (section 4), nous proposons des estimations supplémentaires (section 5) et nous concluons.

Section 1 – Le chômage partiel et l'ARTT

Entre 1995 et 2005, le recours au chômage partiel a fortement diminué en France métropolitaine (voir chapitre I, section 4.1). Généralement, le recours au chômage partiel augmente lorsque la conjoncture se dégrade et diminue lorsqu'elle s'améliore. A partir de la fin des années 90, le lien entre le recours au chômage partiel et la conjoncture se relâche. Cela coïncide avec la période de mise en place de l'aménagement et la réduction du temps de travail (ARTT). Ce moment a conduit à un changement réglementaire du chômage partiel qui visait une utilisation encore plus spécifique du chômage partiel. Dans cette section, nous cherchons à cerner le rôle de l'ARTT dans la chute du recours au chômage partiel. Notre idée de départ est que les dispositifs de mise en place de l'ARTT auraient progressivement couvert

les besoins de flexibilité des établissements auxquels le chômage partiel répondait auparavant. Ainsi, ce chapitre de la thèse analyse le lien entre deux outils de flexibilité quantitative interne[44] et par conséquent, nous pouvons considérer que nous nous concentrons sur la dimension « flexibilité » du chômage partiel.

L'ARTT est un outil complexe, dont la mise en œuvre a répondu à une succession de réformes réalisées entre 1996 et 2005 (la loi Robien en 1996, la loi Aubry I en 1998, la loi Aubry II en 2000, etc.) (Voir l'encadré 2.1 pour une présentation plus détaillée des réformes). Différents outils de flexibilité ont été mis en place au moment de l'introduction de la réduction du temps de travail : les jours de congés supplémentaires, la modulation du temps de travail, l'annualisation du temps de travail, les semaines de travail courtes et longues alternées, journées hebdomadaires ou bimensuelles non travaillées, réduction quotidienne du temps de travail. Outre les allégements de charge, cette flexibilité représenterait la contrepartie à la réduction du temps de travail pour les établissements. Parmi les dispositifs de flexibilité quantitative interne, le chômage partiel et les heures supplémentaires représentent deux dispositifs opposés : le premier correspond à une baisse d'activité et le second au contraire, à une hausse d'activité. D'une manière globale, les outils de l'ARTT peuvent se substituer au chômage partiel en période de baisse d'activité et aux heures supplémentaires en période de hausse d'activité[45].

Parmi les outils de l'ARTT, la modulation du temps de travail constitue le dispositif caractérisant le mieux les établissements ayant mis en œuvre la réduction du temps de travail (cf. Doisneau, 2000 ; Bunel, 2004). La modulation du temps de travail est destinée à faire face de manière souple à l'alternance des périodes de hausse et de baisse d'activité. Son objectif est de réduire le recours aux heures supplémentaires, aux CDD et à l'intérim en période de forte activité, et au chômage partiel en période d'activité réduite. Ainsi, la modulation du temps de travail représente le dispositif qui a probablement affecté le plus le recours au chômage partiel. En effet, la prise en compte de la modulation du temps de travail est clairement introduite dans la réglementation du chômage partiel. Dans la loi, il y a une partie entière qui est consacrée aux conditions spécifiques d'indemnisation du chômage partiel dans

[44] Quand nous faisons référence aux outils de flexibilité interne, nous parlons du chômage partiel ainsi que des différents outils de mise en place de l'ARTT. L'ARTT ne peut pas être considéré tout seul comme un outil de flexibilité quantitative interne. C'est une simplification du langage.

[45] Sur la période récente, ces dispositifs ont été reformés (pour le chômage partiel, voir la section 1.3 du chapitre I).

des situations où l'établissement utilise la modulation du temps de travail (notamment après le changement réglementaire du juin 2001).

L'effet de l'ARTT sur le chômage partiel transite par deux canaux. D'une part, la durée légale du travail 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. Ce premier canal correspond à la flexibilité induite par l'aménagement du temps de travail mis en place de manière concomitante avec la réduction du temps de travail. Cela joue directement sur le recours au chômage partiel car des outils de flexibilité quantitative interne sont mis en concurrence (effet « direct » de l'ARTT). D'autre part, la diminution de la durée légale du travail a rendu inadapté le régime réglementaire du chômage partiel qui, par conséquent, a été reformé en 2001 (effet « indirect » de l'ARTT) (cf. chapitre I, section 1). En effet, comme le législateur le stipule clairement, l'objet principal de la réforme de 2001 est d'éviter que le chômage partiel ne soit utilisé par certains établissements comme un simple outil de gestion de la main d'œuvre face aux variations de conjoncture auxquelles les outils de l'ARTT peuvent permettre de répondre. Ce second effet est celui lié à la démarche plus complexe que les entreprises doivent désormais suivre pour recourir au chômage partiel (cette plus grande complexité ayant été introduite suite à l'abaissement de la durée légale du travail et à la définition de nouveaux outils de flexibilité). Cette complexification peut donc conduire probablement à une baisse du recours au chômage partiel. Ces deux mesures, menées conjointement, font partie d'une même réforme et leurs effets sur le chômage partiel ne peuvent pas être identifiés séparément. Au sein des établissements, les modalités et les périodes de mise en œuvre de la réduction du temps de travail sont très hétérogènes. Après le changement de la durée légale du travail, une partie des établissements a conservé une durée effective du travail supérieure à la durée légale, payant alors des heures supplémentaires. Certains établissements ont réduit leur durée effective du temps de travail de façon anticipée, d'autres non et d'autres ne l'ont pas réduite. C'est donc l'effet de la baisse de la durée effective du temps de travail sur le chômage partiel et plus précisément de sa mise en œuvre que nous étudions et non pas celui de la baisse de la durée légale[46]. Plus précisément, nous souhaitons analyser les effets de l'ARTT associée à une

[46] Ce choix est lié à la nature des données mobilisées. De plus, pour les établissements qui ont baissé leur durée du travail de manière anticipée, les données ne nous permettent pas d'identifier les modalités d'aménagement du temps de travail (comme l'annualisation, la modulation du temps de travail).

baisse anticipée de la durée effective du temps de travail sur le recours au chômage partiel pour les établissements français appartenant à des entreprises d'au moins 50 salariés[47].

L'anticipation de l'ARTT n'est pas distribuée aléatoirement dans la population des établissements car cela peut faire partie d'une stratégie interne de gestion de la main d'œuvre, ce qui soulève l'existence du problème économétrique de biais de sélection. Pour le contourner, nous estimons des modèles non-paramétriques d'appariement sélectif « classiques » et des modèles de sélection en double différence en calculant des estimateurs à noyaux.

Les différents modèles sont estimés sur un échantillon cylindré (issu de l'appariement de sept fichiers administratifs) de 1 861 établissements appartenant à des entreprises de cinquante salariés et plus. Les résultats montrent que les établissements qui ont réduit de manière anticipée leur durée effective du travail recourent moins au chômage partiel que ceux qui ne sont pas passés aux 35 heures. L'ARTT semble avoir recentré le chômage partiel sur sa fonction initiale de protection de l'emploi, de prévention des licenciements, au détriment du volet « flexibilité ».

Encadré 2.1 : Les dispositifs de l'ARTT sur la période 1995-2005

La loi Robien : La loi du 11 juin 1996 dite « Robien » prévoit des aides incitatives (sous la forme des allégements 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 doit également augmenter de 10 % (respectivement d'au moins 15 %) sa masse salariale. Une autre condition d'éligibilité aux aides est le maintient, 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 %, les aides sont de 40 % pour la première année et de 30 % pour les années suivantes[48]. Les aides incitatives peuvent être majorées en fonction de l'ampleur de la réduction du temps de travail 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 l'employeur s'engage en plus 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 1er janvier 2000 pour les entreprises de plus de 20 salariés et au 1er janvier 2002 pour les autres. Elle institue un système d'aides incitatives pour les 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 de 35 heures. Ce dispositif est proche de la loi « Robien ». On retrouve les

[47] Dans ce chapitre, par baisse anticipée, nous entendons le fait de réduire de manière anticipée la durée effective du temps de travail en 1998 ou 1999 (pour des raisons liées aux données utilisées).

[48] Pour une diminution du temps de travail de 15 % les aides sont plus importantes : 50 % pour la première année et de 40 % pour les 6 ans suivants.

volets offensif et 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'État 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'État 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 d'activité. 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 allégements 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 et spécialement s'il s'agit de petites entreprises 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 »[49]. Le montant peut aussi être majoré si l'entreprise prend des engagements spécifiques en faveur de l'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 1 600 heures) et la négociation d'un accord majoritaire et/ou d'un referendum sur le passage à 35 heures et également au respect de la garantie mensuelle du salaire. Cette aide a pris la forme d'un allégement 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'allégement est donc dégressif : pour les salaires proches du Smic, l'allégement 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'allégement dit « Aubry 2 » est cumulable, pour un même salarié, avec les aides incitatives « Aubry 1 » et « Robien ». L'aide structurelle instaurée par la loi « Aubry 2 » n'impose aucune obligation en termes de volume d'emplois crées ou préservés. Cet allégement 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 converger, les différents Smic nés de l'application des lois Aubry.

La loi de 31 mars 2005 : Cette loi réforme « l'organisation du temps de travail dans l'entreprise », monétarise le compte épargne-temps (CET) et propose de placer jusqu'à six 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 peuvent 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.

[49] 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.

Section 2 – Les données

Mesurer l'effet de la mise en œuvre de la réduction du temps de travail anticipée sur le chômage partiel nécessite de combiner sept sources d'information. Dans un premier temps, nous utilisons les fichiers mensuels d'autorisations de chômage partiel (ces fichiers sont présentés d'une manière très détaillée dans le chapitre I, section 3.1). Ils sont produits par les Directions départementales du travail, de l'emploi et de la formation professionnelle (DDTEFP) en collaboration avec la Direction de l'animation de la recherche, des études et des statistiques (DARES). Ils fournissent 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. Les fichiers mensuels de chômage partiel ont été agrégés annuellement au niveau de l'établissement. Cela permet de construire un panel exhaustif des autorisations de chômage partiel. Il concerne plus de 93 000 établissements de France métropolitaine, qui ont eu au moins une autorisation entre 1995 et 2005. Pour la suite de l'analyse, nous retenons pour chaque établissement (et pour chaque année) deux mesures de chômage partiel : le nombre de journées autorisées de chômage partiel (*NJA*) et le nombre de salariés concernés par ces autorisations (*EMP*)[50].

Nous utilisons également le fichier « Aubry 2 ». Il contient les déclarations et les accords des établissements et des entreprises passés aux 35 heures en vue du bénéfice de l'allégement des cotisations sociales dans le cadre de la réduction négociée du temps de travail, plus précisément suite à l'adoption de la loi Aubry 2. Le fichier est constitué par la collecte des fiches statistiques fournies aux établissements souhaitant bénéficier des allégements par les DDTEFP ou par les organismes de recouvrement des cotisations sociales (URSSAF, MSA[51] 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. 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

[50] L'indicateur EMP correspond à l'indicateur annuel NBSALMOY présenté dans le chapitre 1, section 3.2. Pour simplifier l'écriture, nous décidons de l'appeler autrement dans ce chapitre.
[51] MSA est l'acronyme de Mutualité Sociale Agricole.

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 1), les engagements en termes d'emplois (par les établissements et par les entreprises). Ce fichier est utilisé pour identifier la mise en œuvre de la réduction du temps de travail au sein des établissements car il donne l'année de la réduction de la durée effective du temps de travail. Plus précisément, on prend en compte la date d'entrée en vigueur de la nouvelle durée effective du temps de travail[52].

La mise en place des 35 heures n'a pas été homogène pour tous les établissements. En appariant le fichier « Aubry 2 » avec le panel des autorisations de chômage partiel, quatre catégories d'établissements à l'égard des 35 heures peuvent apparaître. Certains établissements ont diminué leur durée effective du travail avant la baisse légale de la durée du travail à 35 heures tout en demandant l'allégement des cotisations sociales (les « anticipateurs »). D'autres l'ont réduite après, en demandant l'allégement des cotisations sociales (les « non anticipateurs »). D'autres ne l'ont pas réduite (les « non ARTT »). D'autres enfin ont réduit la durée effective du temps de travail (de manière anticipée ou non-anticipée), mais sans faire la demande d'allégement. Comme on souhaite mettre en évidence les effets de l'ARTT anticipé sur le chômage partiel en termes de réduction de la durée effective du temps de travail, nous conservons les « anticipateurs » et les « non ARTT ». La difficulté est d'identifier correctement la catégorie d'établissements n'ayant pas réduit la durée effective du temps de travail[53]. Dans cette optique, il faut exclure de l'analyse les établissements qui ont réduit la durée effective du temps de travail sans faire la demande d'allégement. La conserver aurait conduit à biaiser les estimations réalisées. Pour essayer d'enlever correctement cette catégorie, nous restreignons le champ de l'analyse aux établissements appartenant aux entreprises de 50 salariés ou plus. Probablement, contrairement aux entreprises plus petites, les entreprises de plus de 50 salariés ont une plus faible probabilité d'avoir réduit leur temps de travail sans avoir demandé les aides d'allégement de cotisations sociales. Finalement, notre échantillon comprend près de 2 000 établissements appartenant à des entreprises d'au moins 50 salariés qui ont réduit la durée effective du temps de travail de manière anticipée ou qui ne l'ont pas réduite[54]. Puisqu'on se

[52] On considère l'année d'entrée en vigueur.

[53] Si on apparie sans aucun contrôle le fichier « Aubry 2 » au le fichier « chômage partiel », 80 % des établissements du fichier « chômage partiel » n'apparaissent pas dans le fichier « Aubry 2 ». Soit ces établissements ont disparu, soit ils n'ont pas réduit la durée du travail, ou soit, ils l'ont réduite sans demande d'allégements de cotisations sociales.

[54] Les 93 068 établissements présents dans le panel « chômage partiel » sont majoritairement de petite taille (cf. la section 4.4.2 du chapitre 1). De plus, la plupart des entreprises sont monoétablissements. Pour ces raisons, l'appariement conduit à une diminution drastique de la taille de l'échantillon.

concentre sur les établissements appartenant à des entreprises d'au moins 50 salariés, l'anticipation de l'ARTT peut se réaliser avant 2000. Pour des raisons liées à la représentativité des années de réduction effective du temps de travail, nous nous concentrons uniquement sur deux années : 1998 et 1999 [55]. Les « anticipateurs » représentent une population plus homogène à l'égard des 35 heures que les établissements « non anticipateurs ». En comparant les populations des « non anticipateurs » et des « non ARTT », nous remarquons que l'année 1999 est très particulière pour les « non anticipateurs » (cf. annexe 2.1). Ainsi, l'évolution du recours au chômage partiel avant la réduction de la durée effective du temps de travail n'est pas comparable entre les « non anticipateurs » et les « non ARTT ». En termes économétriques, l'hypothèse de « common trend » n'est pas vérifiée et cela conduirait à des résultats biaisés de l'effet de l'ARTT non anticipée sur le recours au chômage partiel.

Nous utilisons d'autres sources de données pour obtenir des variables de contrôle sur les caractéristiques des établissements et des entreprises auxquels ils appartiennent (leurs performances et l'environnement dans lequel elles opèrent). Ainsi, nous utilisons les fichiers UNEDIC, sources administratives annuelles portant sur les établissements affiliés au régime d'assurance-chômage[56]. 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, quelle que soit la branche d'activité. Au 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

[55] Le nombre d'établissements à avoir réduit leur durée effective du temps de travail avant 1998 est quasi nul suite à l'appariement.

[56] Uniquement dans le but de vérifier le comportement des « anticipateurs » et des « non ARTT » en termes d'utilisation d'outils de flexibilité externe (entrées en CDD, sorties de CDD, entrées en CDI, stocks d'intérimaires), nous mobilisons également les fichiers d'établissements « Déclarations des mouvements de main d'œuvre » (DMMO) couvrant la période 1996-2004. Ils sont présentés d'une manière détaillée dans le chapitre III.

sexe), le département, la commune et le secteur d'activité. Des fichiers UNEDIC, nous retenons des informations concernant la taille de l'établissement et le nombre de femmes dans l'établissement. Ces fichiers permettent en outre d'identifier les établissements pérennes sur la période 1995-2003.

Pour mesurer la conjoncture économique, nous utilisons les fichiers Bénéfices Réels Normaux (BRN). Les fichiers BRN sont des fichiers contenant des données individuelles d'entreprises. Nous utilisons les fichiers BRN sur 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 chaque année les bilans et les comptes de résultat de la quasi-totalité des entreprises françaises. Ces fichiers quasi-exhaustifs pour les entreprises avec au moins un salarié permettent de caractériser entre 1994 et 2003 la situation économique des entreprises auxquelles les établissements appartiennent. Ces fichiers nous donnent la taille de l'entreprise à laquelle l'établissement appartient et trois indicateurs caractérisant la situation économique de l'entreprise : la valeur ajoutée (*VA*), l'excédent brut d'exploitation (*EBE*) et l'investissement en capital (*INV_K*).

Nous utilisons également l'enquête « Activité et conditions d'emploi de la main-d'œuvre » (ACEMO) qui est menée tous les trimestres auprès des entreprises de plus de 10 salariés (par sondage au-dessous de 100 salariés, exhaustive au-dessus de ce seuil). Elle suit l'évolution de l'emploi, de la durée du travail et du salaire. L'enquête ACEMO est réalisée par la DARES et nous mobilisons les fichiers de 1994 à 2003. A partir de ces fichiers, nous retenons des informations sur l'utilisation de différents outils de flexibilité : CDD, intérim et sous-traitance.

L'enquête « Liaisons Financières » (LIFI) produite par l'INSEE permet d'identifier l'appartenance d'une entreprise à un groupe sur la période 1994-2004. Enfin nous mobilisons les bases de « Modifications de structure » (MDST) de 1994 à 2004. A partir de ces fichiers, nous identifions si une entreprise à laquelle l'établissement appartient s'est restructurée.

L'appariement de ces sources de données constitue un appareillage statistique riche pour étudier l'effet de l'ARTT anticipé sur le recours au chômage partiel. Après nettoyage, l'échantillon correspond à un panel de 1 861 établissements pérennes sur la période d'analyse (dont 1 010 ne réduisent pas leur temps de travail et 851 le réduisent de façon anticipée). Cet

échantillon final comprend 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, qui ont réduit la durée effective du temps de travail de manière anticipée ou qui n'ont pas du tout réduit leur durée effective du temps de travail. Comme nous travaillons avec des établissements appartenant à des entreprises d'au moins 50 salariés, l'anticipation de l'ARTT peut se faire avant 2000. Pour des raisons liées aux données, dans notre analyse, l'anticipation s'effectue au cours des deux années, 1998 et 1999. Nous observons (voir tableau 2.1) que notre échantillon est représentatif en termes de secteurs d'activité et taille par rapport aux établissements appartenant à des entreprises d'au moins 50 salariés qui ont utilisé au moins une fois le chômage partiel entre 1995 et 2005.

Tableau 2.1 : La structure de l'échantillon final

Caractéristique	Echantillon final (%)	Echantillon des établissements qui ont au moins une autorisation de chômage partiel entre 1995 et 2005 appartenant à des entreprises d'au moins 50 salariés (%)
Secteur d'activité		
Agriculture	0,38	0,48
Industrie	57,98	57,06
Construction	14,99	13,84
Tertiaire	26,65	28,62
Taille		
Au moins 50 salariés	77,11	71,6
Nombre d'observations	**1 861**	**10 881**

Champ : Echantillon de 1 861 établissements obtenu en appariant sept sources de données et échantillon exhaustif des établissements appartenant à des entreprises d'au moins 50 salariés qui ont eu au moins une fois recours au chômage partiel entre 1995 et 2005.

Les choix faits lors des appariements des fichiers peuvent être sources de différents biais. Premièrement, nous nous focalisons sur la population des établissements qui ont bénéficié au moins une fois d'autorisations de chômage partiel entre 1995 et 2005. Notre analyse privilégie cette dimension du fait de la rareté du recours au chômage partiel. Deuxièmement, nous apparions les fichiers par rapport à la taille des entreprises auxquelles les établissements appartiennent (entreprises d'au moins 50 salariés). Pour étudier le processus de réduction du temps de travail, la taille de l'entreprise est plus pertinente que la taille de l'établissement (cf. par exemple Ulrich et Zilberman, 2007). En outre, nous travaillons avec des établissements appartenant à des entreprises d'au moins 50 salariés pour bien identifier les établissements qui n'ont pas réduit leur durée effective du temps de travail (car il y a débat sur la qualité des données de notre fichier). Il est certain qu'en travaillant sur un échantillon d'établissements de grande taille (comme la majorité des entreprises en France

ont un seul établissement), nous identifions probablement un usage spécifique en termes de recours au chômage partiel. Par exemple, dans les grands établissements de l'automobile et du textile, le chômage partiel remplit probablement un rôle de « flexibilité structurelle » car il est utilisé de manière récurrente et intensive. Troisièmement, nous travaillons avec des établissements pérennes. Contrôler la pérennité des établissements peut être source de biais dans l'estimation de l'effet du passage anticipé aux 35 heures sur le recours au chômage partiel, puisque cela conduit à éliminer les établissements les plus ballottés par la conjoncture économique. Ce contrôle est néanmoins nécessaire, car il neutralise les mouvements de créations-disparitions et de restructurations d'entreprises associés à la conjoncture économique, qui biaiseraient fortement les estimations (Crépon, Leclair et Roux, 2004). Comme nous analysons en globalité l'effet de l'ARTT anticipé sur le recours au chômage partiel, il est certain que l'effet trouvé sur des établissements en vie sur neuf ans va dans le même sens que pour des établissements en vie pour des périodes plus courtes. On ne sait pas à quel moment du cycle de vie de l'établissement, le chômage partiel est le plus utilisé.

Section 3 – La méthodologie économétrique

Dans ce chapitre, nous évaluons le rôle joué par la réduction du temps de travail, et plus particulièrement sa mise en place anticipée, sur le recours au chômage partiel. L'intérêt de l'analyse de cette relation 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 la réduction du temps de travail. Les établissements qui ont anticipé la réduction de la durée effective du temps de travail font l'objet d'un processus de sélection non aléatoire par rapport au fait d'anticiper (comme leur performance économique, les difficultés conjoncturelles et structurelles qu'ils rencontrent), voire même d'un processus d'auto-sélection, si on considère qu'anticiper l'ARTT est un élément de leur stratégie interne. Anticiper la réduction du temps de travail pour les établissements est une décision prise par l'entrepreneur, relevant au moins en partie du domaine de la rationalité, car cette décision ne peut pas être indépendante de la façon dont l'entrepreneur évalue les conséquences de son choix. D'un point de vue économétrique, cela signifie que l'estimation de l'ARTT anticipé sur le recours au chômage

partiel est soumise à des biais de sélection. Ne pas tenir compte de cela produit donc des estimations biaisées. Pour les contourner, nous estimons des modèles d'appariement sélectif.

Les modèles d'appariement sélectif représentent l'approche principalement retenue dans la littérature française traitant de l'effet de la réduction du temps de travail sur l'emploi (par exemple Askenazy, 2003). Ils ont initialement été développés par Rubin (1974) pour étudier l'efficacité des traitements médicaux. Depuis, ces modèles ont été améliorés (par Heckman et ses différents coauteurs) et mobilisés en économie, notamment pour tester l'efficacité de certaines politiques de formation (pour une revue très complète de la littérature voir Heckman, Smith et Lalonde, 1999 ; Brodaty, Crépon et Fougère, 2007). Généralement, les modèles d'appariement sélectif consistent à construire, pour chaque établissement ayant réduit de manière anticipée la durée effective du travail et ayant sollicité des allégements des cotisations sociales, un établissement jumeau, exposé aux mêmes conditions économiques. Le jumeau est construit à partir des établissements qui n'ont pas réduit leur durée du travail. Dès lors, en comparant le recours au chômage partiel des deux établissements, on est en mesure de déterminer l'effet de l'ARTT anticipé sur les autorisations de chômage partiel.

Pour analyser l'effet de l'ARTT anticipé sur le recours au chômage partiel, nous utilisons trois dimensions du chômage partiel : $\left(AUTCP_i, VARCP_i, VAREMP_i\right)$ (cf. tableau 2.2). L'indice *i=1, 2, 3* désigne la fenêtre temporelle à un, deux ou trois ans, sur laquelle on calcule ce vecteur. La première dimension ($AUTCP$) indique si l'établissement a bénéficié d'autorisations de chômage partiel après la réduction de la durée effective du travail. La seconde dimension ($VARCP$) mesure la variation du nombre de jours de chômage partiel autorisés suite à la réduction de la durée effective du travail. Enfin, *VAREMP* mesure la variation du nombre de salariés touchés par le chômage partiel avant et après la réduction de la durée effective du travail. Les variables *VARCP* et *VAREMP* représentent des variations des comportements moyens du recours au chômage partiel en termes de nombre de jours de chômage partiel et de salariés affectés par le recours au chômage partiel. Le vecteur des variables de résultat est calculé pour deux années notées avec *t* : *t= 1998 et 1999*.

Tableau 2.2 : Les mesures de recours au chômage partiel suite à l'ARTT anticipé

Avoir des autorisations de chômage partiel après l'ARTT anticipé	$AUTCP_1 = \begin{cases} 1 \text{ si } \mathrm{NJA}_{t+1} \neq 0 \\ 0 \text{ sinon} \end{cases}$
	$AUTCP_2 = \begin{cases} 1 \text{ si } \mathrm{NJA}_{t+1} \neq 0 \text{ ou } \mathrm{NJA}_{t+2} \neq 0 \\ 0 \text{ sinon} \end{cases}$
	$AUTCP_3 = \begin{cases} 1 \text{ si } \mathrm{NJA}_{t+1} \neq 0 \text{ ou } \mathrm{NJA}_{t+2} \neq 0 \text{ ou } \mathrm{NJA}_{t+3} \neq 0 \\ 0 \text{ sinon} \end{cases}$
Variation du nombre de jours autorisés de chômage partiel	$VARCP_1 = NJA_{t+1} - NJA_{t-1}$
	$VARCP_2 = \frac{1}{2}(NJA_{t+1} + NJA_{t+2}) - \frac{1}{2}(NJA_{t-2} + NJA_{t-1})$
	$VARCP_3 = \frac{1}{3}(NJA_{t+1} + NJA_{t+2} + NJA_{t+3}) - \frac{1}{3}(NJA_{t-3} + NJA_{t-2} + NJA_{t-1})$
Variation du nombre de salariés affectés par les autorisations de chômage partiel	$VAREMP_1 = EMP_{t+1} - EMP_{t-1}$
	$VAREMP_2 = \frac{1}{2}(EMP_{t+1} + EMP_{t+2}) - \frac{1}{2}(EMP_{t-2} + EMP_{t-1})$
	$VAREMP_3 = \frac{1}{3}(EMP_{t+1} + EMP_{t+2} + EMP_{t+3}) - \frac{1}{3}(EMP_{t-3} + EMP_{t-2} + EMP_{t-1})$

Note de lecture : *NJA* représente le nombre de jours de chômage partiel autorisés et *EMP* représente le nombre de salariés affectés par les autorisations de chômage partiel.

En fonction de la variable du chômage partiel retenue, nous mettons en place des modèles d'appariement sélectif différents : pour les variables dichotomiques $AUTCP$, nous estimons des modèles d'appariement « classiques » sur le score de propension (section 3.1) et pour les variables $VARCP$ et $VAREMP$ qui sont des variations, nous utilisons des modèles de sélection en double différences qui permettent de contrôler des différences existant dans les variables exogènes observables et inobservables (section 3.2). La nature dichotomique de la variable *AUTCP* nous impose d'adopter une méthode d'appariement « classique » sur le score de propension. Dans ce cas, il n'est pas possible de travailler avec des variations.

Les modèles d'appariement sélectif sont appliqués sur deux échantillons d'établissements : l'échantillon total et celui des établissements récurrents. Cette distinction d'établissements est faite par rapport au recours au chômage partiel. 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 conditionnant 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 (comme l'automobile et le textile). 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'autres. Sur les 93 000 établissements du panel initial, un peu moins des trois quarts ont eu une seule autorisation de chômage partiel sur 11 ans, ce qui confirme l'usage exceptionnel du dispositif. Nous définissons un établissement récurrent en termes d'usage de chômage partiel comme un établissement qui, entre 1995 et 2005, a eu au moins deux fois des autorisations de chômage partiel (pour plus de détails sur la récurrence du chômage partiel voir la section 4.2 du chapitre I). L'échantillon total est donc représenté par l'échantillon obtenu par l'appariement des sept sources de données et il contient 851 établissements qui ont anticipé la réduction de la durée effective du temps de travail et 1 010 établissements qui n'ont pas réduit leur durée effective du temps de travail. Le deuxième échantillon, celui des établissements récurrents, contient au total 883 établissements dont 407 ont réduit de manière anticipée la durée effective du temps de travail, le reste (476) n'ayant pas appliqué les « 35 heures ». Travailler sur ces deux échantillons permet de tester la robustesse des résultats et permet également de vérifier si les « récurrents » ont des comportements particuliers en termes du recours au chômage partiel après la mise en place de la réduction anticipée de la durée effective du temps de travail.

3.1 – Les modèles « classiques » d'appariement sur le score de propension

Le fichier Aubry permet de distinguer deux types d'établissements : ceux ayant réduit leur durée effective du temps de travail de manière anticipée (pour lesquels une variable

binaire $ARTT = 1$) et ceux n'ayant pas réduit leur temps de travail ($ARTT = 0$). L'impact de l'ARTT sur le recours au chômage partiel est mesuré à travers le résultat y_i. Chaque établissement a deux résultats potentiels : y_0 (si $ARTT = 0$) et y_1 (si $ARTT = 1$). L'effet de l'ARTT sur le chômage partiel ($C = y_1 - y_0$) est inobservable et individuel (et par conséquent sa distribution n'est pas identifiable) car y_0 et y_1 ne sont jamais observés simultanément. Seul le résultat réalisé (traduit par le recours au chômage partiel et reporté par la variable Y) est observée :

$$Y = y_1 ARTT + y_0 (1 - ARTT) \qquad (2.1)$$

Nous notons Y_i le vecteur des variables de résultat : $Y_i = (AUTCP_i)$ (cf. tableau 2.2). Seul le couple $(Y, ARTT)$ est observé pour un établissement. Néanmoins, lorsque les variables de résultat latentes sont indépendantes de l'affectation au traitement $(y_0, y_1) \perp ARTT$, autrement dit lorsque l'affectation au traitement est aléatoire, alors l'effet moyen sur les traités $C_{traités} = E\left(y_1 - y_0 \middle| ARTT = 1\right)$ peut être identifié. Cette propriété d'indépendance est très rarement vérifiée. Une démarche naturelle est alors de construire un groupe de contrôle de telle sorte que la distribution d'un ensemble de caractéristiques observables (variables de contrôle), noté *X*, soit la même que dans le groupe des établissements ayant réduit de manière anticipée la durée du travail. On peut ainsi réduire le biais de sélection. La condition d'identification est alors moins restrictive et conditionnellement à cet ensemble de variables observables, la propriété d'indépendance doit être vérifiée :

$$(y_0, y_1) \perp ARTT \,|\, X \qquad (2.2)$$

Les variables de contrôle *X* mobilisées dans notre analyse sont présentées en détail dans la section 3.3. Lorsque beaucoup de variables de contrôle sont prises en compte, trouver un contrefactuel à chaque individu traité peut être problématique. Or, l'indépendance conditionnelle à l'ensemble des variables *X* est équivalente à l'indépendance par rapport au score de propension $P(X)$ qui constitue un résumé unidimensionnel des variables d'appariement et qui estime la probabilité d'être exposé au traitement, conditionnellement à ces variables (Rosenbaum et Rubin, 1983) :

$$(y_0, y_1) \perp ARTT \,|\, P(X) \qquad (2.3)$$

Dans la littérature, il existe plusieurs méthodes d'appariement sur le score de propension. Caliendo et Kopeinig (2008) recommandent d'implémenter différents estimateurs et si l'on retrouve des résultats similaires, l'approche retenue n'a pas d'importance. Ainsi, nous avons mis en place plusieurs stratégies comme l'appariement avec fonction noyau (« kernel matching »), la méthode du plus proche voisin (« nearest-neighbor ») ou l'appariement par la méthode du rayon (« radius matching ») et nous obtenons des résultats très proches en termes de l'effet de l'ARTT anticipé sur le recours au chômage partiel (tous négatifs et significatifs au moins à 10 %). Pour la variable $AUTCP_1$, nous obtenons un effet moyen de -4 points de pourcentage avec l'estimateur à noyau, -4,9 points de pourcentage avec la méthode du plus proche voisin et de -3,6 points de pourcentage pour l'appariement par la méthode du rayon (avec un rayon égal à 0,001). Finalement, parmi les différentes méthodes d'appariement sur le score de propension, nous utilisons l'estimateur à noyau d'Heckman, Ichimura et Todd (1998). Cette méthode est une méthode en deux étapes (comme d'ailleurs le reste de méthodes d'appariement sur le score de propension). Pour le calcul de l'estimateur à noyau, 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 : plus il est proche en termes de score de propension, plus son poids est important. Autrement dit, chaque établissement n'ayant pas anticipé l'ARTT participe à la construction du contrefactuel de l'établissement ayant anticipé l'ARTT selon la distance entre leurs scores. L'estimateur final de l'effet d'un traitement sur les traités a la forme suivante :

$$estimateur_{traités}^{noyau} = \frac{1}{N_1} \sum_{i \in I_1} \left\{ y_i - \sum_{j \in I_0} \frac{K\left[\left(P(X_j) - P(X_i)\right)/h\right]}{\sum_{j \in I_0} K\left[\left(P(X_j) - P(X_i)\right)/h\right]} y_j \right\} \qquad (2.4)$$

où N_1 représente le nombre de traités, I_1 est l'ensemble des traités, I_0 est l'ensemble des non traités et les $P(X)$ sont les valeurs estimées du score de propension. De plus la fonction K est une fonction à noyau (*kernel function*) avec h la fenêtre d'estimation (*bandwidth function*). Comme dans la littérature il a été montré que le choix du noyau retenu a

généralement peu d'impact sur les résultats (DiNardo et Tobias, 2001), parmi les différentes fonctions à noyau, nous utilisons la fonction G d'Epanechnikov :

$G\left(\left(\mathrm{P}\left(\mathrm{X_j}\right)\text{-}\mathrm{P}\left(\mathrm{X_i}\right)\right)/h_j\right)=3/4\left(1-\left(\left(\mathrm{P}\left(\mathrm{X_j}\right)\text{-}\mathrm{P}\left(\mathrm{X_i}\right)\right)/h_j\right)^2\right)$ si $\left|\left(P(X_j)-P(X_i)\right)/h_j\right|\leq 1$ et

$G\left(\left(\mathrm{P}\left(\mathrm{X_j}\right)\text{-}\mathrm{P}\left(\mathrm{X_i}\right)\right)/h_j\right)=0$ sinon. En revanche, le choix de la fenêtre d'estimation influence les performances de l'estimateur en instaurant un arbitrage entre biais et variance (Silverman, 1986 ; Pagan et Ullah, 1999 ; Caliendo et Kopeinig, 2008). Finalement, nous choisissons la fenêtre de Silverman qui se définit de la façon suivante : $h_j=1{,}364*15^{1/5}*\sigma_{s_j}*n_j^{-1/5}$ où σ_{s_j} représente l'écart-type du score canonique au sein du groupe de contrôle et n_j le nombre d'individus constituant le groupe de contrôle. Pour analyser la sensibilité des nos résultats au choix de la fenêtre d'estimation, nous avons donné des valeurs à la fenêtre d'estimation comprises entre 0,01 et 0,4[57]. Par exemple, pour la variable $AUTCP_1$ quelle que soit la valeur de la fenêtre d'estimation, nous obtenons toujours un impact négatif et significatif au moins à 10 % de l'ARTT anticipé. Plus la fenêtre d'estimation est élevée, plus l'effet moyen de l'ARTT anticipé est faible en valeur absolue (-4.6 points de pourcentage pour une fenêtre d'estimation de 0,01 et -2,4 points de pourcentage pour une fenêtre d'estimation de 0,4). Ce qui est primordial dans notre analyse, ce n'est pas l'effet moyen de l'ARTT mais le sens dans lequel la mise en place de la réduction effective du temps de travail affecte le recours au chômage partiel. La significativité de l'estimateur à noyau est déterminée par un procédé de type bootstrap en réalisant 150 simulations pour chaque variable de résultat.

3.2- Les estimateurs par différence de différences avec fonction à noyau

L'estimateur présenté dans la section 3.1 suppose qu'après avoir conditionné par un vecteur de caractéristiques observables, les variables de résultat sont en moyenne indépendantes de la réduction anticipée du temps de travail. Néanmoins, la présence d'un

[57] Galdo, Smith et Black (2009) proposent différentes stratégies visant à déterminer de façon endogène la fenêtre optimale.

effet fixe individuel inobservable peut affecter en même temps les variables potentielles de résultat et la variable de traitement. Pour les variables *VARCP* et *VAREMP* (qui sont des variations), nous utilisons des modèles de sélection en doubles différences qui sont présentés dans Heckman, Ichimura et Todd (1997) et Heckman, Ichimura, Smith et Todd (1998). Cette méthode permet d'éliminer les caractéristiques inobservables des établissements qui sont fixes dans le temps (cf. Crépon et Iung, 1999). La terminologie « différence de différence » correspond au fait que l'on considère la variation dans le temps de la variable de résultat (une première différence) et qu'on la compare entre les établissements traités et les non traités (la deuxième différence). Cette méthode consiste à analyser l'effet de l'ARTT anticipé sur le chômage partiel par des variations du recours au dispositif (en nombre de jours et en nombre de salariés). Plus précisément, nous utilisons des variations de recours moyens au chômage partiel en nombre de jours et en nombre de salariés qui permettent de lisser la conjoncture sur les deux périodes avant et après la mise en place de la réduction du temps de travail. Ce type d'estimateur apparie sur les différences de résultats en utilisant la même fonction pour les pondérations que dans la section 3.1. Nous utilisons également le même vecteur de caractéristiques observables *X* (ce vecteur est présenté en détail dans la section 3.3). Dans ce cas, l'estimateur de l'effet d'un traitement sur les traités s'écrit de la manière suivante :

$$estimateur_{traités}^{DD-noyau} = \frac{1}{N_1}\sum_{i\in I_1}\left\{\left(y_{t,i}-y_{t',i}\right)-\sum_{j\in I_0}\frac{K\left[\left(P(X_j)-P(X_i)\right)/h\right]}{\sum_{j\in I_0}K\left[\left(P(X_j)-P(X_i)\right)/h\right]}\left(y_{t,j}-y_{t',j}\right)\right\} \qquad (2.5)$$

où t et t' sont deux périodes de temps avant et après la réduction anticipée de la durée effective du temps de travail. L'estimateur sur le score de propension de différences en différences nécessite de vérifier la règle suivante :

$$E\left(Y_{0t}-Y_{0t'}\middle|P(X),ARTT=1\right)=E\left(Y_{0t}-Y_{0t'}\middle|P(X),ARTT=0\right) \qquad (2.6)$$

Cette hypothèse d'identification est relativement forte et elle est également connue sous le nom de « *common trend assumption* » (Heckman et al., 1997 ; Heckman et al., 1998 ; Caliendo et Kopeinig, 2008 ; Blundell et Costa-Dias, 2009).

3.3- Les caractéristiques observables retenues

A partir de la littérature sur l'évaluation de la réduction du temps de travail (par exemple, Crépon, Leclair et Roux, 2004), nous retenons trois catégories de variables de contrôle. Ces variables sont données pour chaque établissement pour les années 1998 et 1999. Premièrement, nous utilisons des caractéristiques « standards » des établissements : la taille (les quartiles de taille), le secteur d'activité (industrie, tertiaire et agriculture, construction), la région (huit régions agrégées selon la définition de l'INSEE), l'appartenance à un groupe, le type d'entreprise à laquelle l'établissement appartient (entreprise mono ou multi-établissement) et le fait que l'entreprise à laquelle l'établissement appartient connaît une restructuration (variable dichotomique si une entreprise à laquelle l'établissement appartient s'est restructurée entre 1994 et 2004). Deuxièmement, nous contrôlons par trois variables de performance économique et nous travaillons avec leurs quartiles : le taux de variation de la valeur ajoutée (*TX_VA*) retardé d'une année[58], la productivité apparente du travail (*PR_T*) retardée d'une année et le taux de rentabilité (*TX_RENT*) retardé d'une année. Nous définissons le taux de variation de la valeur ajoutée de la manière suivante : $TX_VA_{it} = \left(VA_{it} - VA_{it-1}\right) / VA_{it-1}$, où *VA* représente la valeur ajoutée de l'entreprise à laquelle l'établissement appartient, *i* représente l'entreprise à laquelle l'établissement appartient et *t* représente l'année. La productivité apparente du travail se calcule de la manière suivante : $PR_T_{it} = VA_{it} / EFFEC_{it}$, où *EFFEC* représente l'effectif de l'entreprise, *i* l'entreprise et *t* l'année. Le taux de rentabilité se calcule ainsi : $TX_RENT_{it} = EBE_{it} / INV_K_{it-1}$, où *EBE* représente l'excédent brut d'exploitation, *INV_K* représente l'investissement, *i* représente l'entreprise et *t* l'année. Pour chaque année, nous calculons les quartiles de ces trois indicateurs de performance économique. Enfin, nous utilisons également des variables indiquant la composition de la structure de la main d'œuvre de l'établissement : le recours aux CDD (variable dichotomique indiquant si l'entreprise à laquelle l'établissement appartient emploie des salariés en CDD), le recours à l'intérim (variable dichotomique indiquant si l'entreprise à laquelle l'établissement emploie des intérimaires), le recours à la sous-traitance (variable dichotomique indiquant si l'entreprise à laquelle l'établissement appartient a des dépenses de sous-traitance) et les quartiles du taux de

[58] Par exemple, pour l'année 1998, nous travaillons avec le taux de variation de la valeur ajoutée calculée pour l'année 1997.

féminisation de l'établissement. Ces indicatrices (qui peuvent signaler la présence d'outils de flexibilité) sont mesurées pour 1997.

La littérature économique met également en évidence l'existence d'autres caractéristiques d'établissement ou d'entreprise qui ont joué un rôle fondamental dans l'anticipation de l'ARTT : la présence d'organisations syndicales ou de représentants du personnel, les pratiques de négociation, la structure du capital ou les caractéristiques organisationnelles (cf. par exemple, Aucouturier et Coutrot, 2000 ; Ulrich et Zilberman, 2007). La structure de la main d'œuvre dans les établissements peut être un autre critère de sélection très important dans la décision de l'établissement de réduire la durée effective du temps de travail de manière anticipée (Fiole et Roger, 2002). Ces informations ne sont néanmoins pas disponibles dans les données mobilisées.

Section 4 – Les résultats

4.1- Les déterminants de l'anticipation de l'ARTT

Dans la première étape de la stratégie économétrique, on estime la probabilité - avec un modèle Logit - de recourir à l'ARTT de façon anticipée. Dans la section 4.1.1, nous présentons les résultats de cette estimation et dans la section 4.1.2, nous décrivons la distribution des scores de propension déterminés à partir du modèle Logit.

4.1.1- Les résultats du Logit

Nous avons choisi de commenter les résultats du Logit uniquement pour l'échantillon total mais ces résultats sont également retrouvés pour l'échantillon d'établissements récurrents. On introduit toutes les variables définies dans la section précédente mais on ne garde que celles qui sont significatives à 10 % (voir tableau 2.3). La taille des établissements détermine en grande partie la stratégie retenue en matière de réduction effective du temps de travail (Gubian et al, 2004). Nous observons que la probabilité d'anticiper la réduction de la

durée effective du travail croît avec la taille (Ulrich et Zilberman, 2007 ; Doisneau, 2000). Les indicatrices sectorielles sont également fortement significatives, ce qui provient du fait que les accords de réduction du temps de travail sont négociés par branche : si l'établissement est dans le secteur de l'industrie, il a plus de chances de réduire le temps de travail de manière anticipée. Crépon et al. (2004) soulignent que les établissements de l'industrie sont plus dynamiques pour accéder à la loi Aubry 1. Plusieurs travaux concernant l'évaluation de la réduction du temps de travail conduisent à penser que la taille et le secteur d'activité permettent de corriger en grande partie le biais de sélection introduit par l'hétérogénéité des établissements (Gubian et al., 2004). La probabilité de connaître l'ARTT anticipé augmente également avec le fait d'appartenir à un groupe.

Tableau 2.3 : Synthèse des déterminants de l'ARTT anticipé

Variable	Signe
Taille	+
Appartenir à l'industrie	+
Appartenir à un groupe	+
Productivité apparente du travail	-
Taux de rentabilité	+
Variation de la valeur ajoutée	+
Utiliser l'intérim	+
Faire appel à la sous-traitance	-
Part des femmes	+

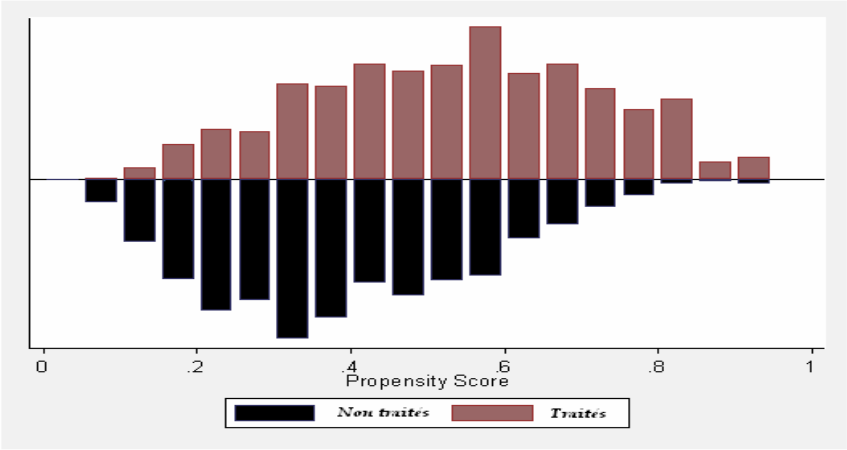
Source : Panel d'établissements obtenu en appariant sept sources de données.
Champ : 1 861 établissements pérennes entre 1995 et 2003 issus d'entreprises d'au moins 50 salariés.

Les performances des entreprises l'année avant la réduction effective du temps de travail jouent un rôle significatif. En premier lieu, la relation entre la productivité apparente du travail et l'ARTT est négative : les établissements appartenant à des entreprises ayant des niveaux de productivité les plus faibles (dans le premier quartile) ont une probabilité plus forte de réduire le temps de travail. On peut penser que la décision d'adoption anticipée de l'ARTT peut causer un choc de productivité positif à l'entreprise. Cela semble le cas, puisque dans notre échantillon, 33 % des établissements qui ont anticipé l'ARTT sont associés à des entreprises appartenant au premier quartile et changent de quartile l'année suivante (50 % deux ans après). Les établissements à productivité importante ne sont pas incités à réduire le temps de travail puisque le choc a de grandes chances d'être négatif. Evidemment, derrière le concept de productivité se cache notamment l'âge de l'établissement qui est un facteur important du niveau de productivité (Mac Guckin et Stiroh, 1999). En second lieu, la rentabilité économique de l'établissement influence significativement et positivement sa

probabilité de mettre en œuvre l'ARTT de façon anticipée. Les établissements les plus rentables sont donc ceux qui réduisent leur durée effective du temps de travail de façon anticipée. Le taux de croissance de la valeur ajoutée va également dans le même sens. Enfin, la structure de la main d'œuvre conditionne la décision de réduire le temps de travail. Plus la main d'œuvre est féminisée, plus l'établissement anticipe l'ARTT. Cela peut être lié au fait que les établissements fortement féminisés ont peut être des besoins spécifiques en ce qui concerne l'organisation du temps de travail. En revanche, le fait d'utiliser la sous-traitance diminue la probabilité d'anticiper la réduction du temps de travail.

4.1.2- La distribution des scores de propension

Graphique 2.1 : La distribution des scores de propension pour l'échantillon total



Source : Panel d'établissements obtenu en appariant sept sources de données.
Champ : 1 861 établissements pérennes entre 1995 et 2003 issus d'entreprises d'au moins 50 salariés.

Nous retrouvons les conditions nécessaires pour estimer le score de propension. D'une part, il faut avoir un support commun suffisamment grand (i.e. des probabilités qui se superposent) pour les établissements qui ont réduit de manière anticipée et ceux qui n'ont pas réduit le temps de travail. Sur l'échantillon total, 43 % des établissements anticipateurs ont une probabilité estimée d'avoir réduit de manière anticipée le temps de travail inférieure à 0,5 et inversement 26 % de ceux qui n'ont pas réduit leur temps de travail ont une probabilité d'avoir réduit le temps de travail de façon anticipée supérieure à 0,5. Les distributions des scores de propension des « anticipateurs » et des « sans passage aux 35 heures » se recouvrent

donc assez largement. Pour l'échantillon total, le graphique 2.1 trace les distributions des scores de propension pour les établissements anticipateurs et ceux qui n'ont pas réduit la durée effective du temps de travail avant l'appariement. D'autre part, il est recommandé d'avoir un nombre d'établissements qui n'ont pas réduit le temps de travail plus important que le nombre de ceux qui l'ont réduit de manière anticipée. Nous observons que nous sommes dans ce cas de figure. Pour voir si le modèle expliquant l'ARTT anticipé a été bien spécifié, nous implémentons un test qui analyse les différences standardisées. Le test a été élaboré par Rosenbaum et Rubin (1985) et il calcule pour chaque critère d'appariement une mesure de la réduction du biais. Ainsi, il existe de fortes réductions du biais : la plus faible est autour de 42 % et il y a une multitude des valeurs autour de 90 %. En même temps, pour chaque modalité des variables de contrôle, on calcule les différences de moyennes avant et après l'appariement. Après appariement, nous trouvons que les moyennes sont toujours (significativement) égales pour les traités et les non traités, ce qui signifie que notre modèle est plutôt bien spécifié.

4.2- L'effet de l'anticipation de l'ARTT sur le chômage partiel

Tableau 2.4 : L'effet estimé de l'ARTT anticipé sur le recours au chômage partiel – échantillon total

Variable de performance	*Fenêtre temporelle*	*Effet moyen par établissement de l'ARTT anticipé*	*Ecart-type*	*T-stat*
Variation du nombre de jours autorisés de chômage partiel	Un an	-184,4	79,4	2,32
	Deux ans	-261,2	88,9	2,94
	Trois ans	-246,9	94,7	2,61
Probabilité de recours au chômage partiel	Un an	-0,04	0,01	2,92
	Deux ans	-0,06	0,02	4,06
	Trois ans	-0,06	0,02	3,49
Variation du nombre de salariés affectés par les autorisations de chômage partiel	Un an	-13,4	4,6	3,53
	Deux ans	-16,8	4,1	4,13
	Trois ans	-21,2	6,3	3,38

Source : Panel d'établissements obtenu en appariant sept sources de données.
Champ : 1 861 établissements pérennes entre 1995 et 2003 issus d'entreprises d'au moins 50 salariés.

Tableau 2.5 : L'effet estimé de l'ARTT anticipé sur le recours au chômage partiel – échantillon récurrents

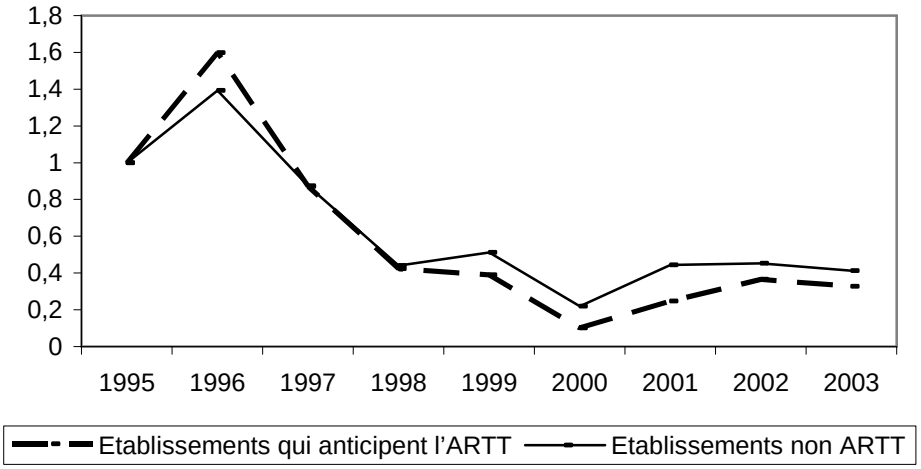
Variable de performance	*Fenêtre temporelle*	*Effet moyen par établissement de l'ARTT anticipé*	*Ecart-type*	*T-stat*
Variation du nombre de jours autorisés de chômage partiel	Un an	-263,5	136,6	1,92
	Deux ans	-414,1	129,5	3,20
	Trois ans	-559,7	195,2	2,87
Probabilité de recours au chômage partiel	Un an	-0,05	0,02	2,44
	Deux ans	-0,07	0,03	3,36
	Trois ans	-0,09	0,03	2,72
Variation du nombre de salariés affectés par les autorisations de chômage partiel	Un an	-18,9	8,4	2,24
	Deux ans	-29,1	8,3	3,51
	Trois ans	-36,4	9,3	3,92

Source : Panel d'établissements obtenu en appariant sept sources de données.
Champ : 883 établissements récurrents pérennes entre 1995 et 2003 issus d'entreprises d'au moins 50 salariés.

Dans la seconde étape, on récupère les probabilités estimées pour les deux cas (ARTT anticipé et pas d'ARTT) et on estime l'effet sur le recours au chômage partiel. Le tableau 2.4 présente les résultats des estimations du modèle d'appariement pour les trois types de variables représentant le recours au chômage partiel sur l'échantillon total et le tableau 2.5 donne les résultats par rapport à l'échantillon d'établissements récurrents. Quel que soit l'indicateur de recours au chômage partiel, les résultats sont identiques : les établissements qui ont anticipé la réduction du temps de travail ont significativement réduit le recours au chômage partiel. Sur l'échantillon total, un an (resp. trois ans) après l'ARTT, les établissements ont réduit de 4 points de pourcentage (resp. 6 points de pourcentage) le recours au chômage partiel par rapport à ceux qui n'ont pas réduit le temps de travail. L'impact de l'ARTT sur le chômage partiel semble durable et persistant. L'effet plus important à trois ans s'explique par le fait que le choc de l'ARTT change progressivement l'organisation de l'établissement. En termes de jours autorisés de chômage partiel ou de nombre de salariés concernés par le chômage partiel – quelle que soit la fenêtre temporelle utilisée – les résultats sont identiques : par exemple, trois ans après la mise en place de l'ARTT, sur l'échantillon total, les établissements ont réduit de 247 jours et de 21 salariés leur recours au chômage partiel. Comme l'échantillon total contient 851 établissements qui ont réduit la durée effective du temps de travail de manière anticipée, cela impliquerait que l'anticipation de l'ARTT « expliquerait » une baisse d'environ 210 000 jours de chômage partiel. De plus, sur l'échantillon final, entre 1996 et 2005, la baisse de jours de chômage partiel est d'approximativement 1,2 million de jours autorisés. Notre estimation montre ainsi qu'environ

20 % de la baisse du nombre de jours de chômage partiel est expliquée par la réduction anticipée de la durée effective du temps de travail. Concernant l'échantillon d'établissements récurrents, nous observons que les effets sont encore plus importants en valeurs absolues. Par exemple, à trois ans, l'anticipation de l'ARTT conduit à une baisse moyenne par établissement de 560 jours de chômage partiel autorisés et de 36 salariés. L'échantillon des récurrents contient 407 établissements qui ont anticipé la réduction de la durée effective du temps de travail. L'ARTT anticipé (sur l'échantillon des établissements récurrents) met en évidence une baisse de 18 000 salariés concernés par les autorisations de chômage partiel.

Graphique 2.2 : L'évolution des indices de chômage partiel pour l'échantillon total



Source : Panel d'établissements obtenu en appariant sept sources de données.
Champ : 1 861 établissements pérennes entre 1995 et 2003 issus d'entreprises d'au moins 50 salariés.
Note : Ce graphique trace les évolutions du nombre de jours autorisés de chômage partiel par rapport à l'année 1995 (qui est prise comme référence) pour deux catégories d'établissements : « anticipateurs » et « non ARTT ». Le calcul des indices se fait par rapport aux nombres annuels de jours autorisés de chômage partiel. Par exemple, pour les anticipateurs, l'indice est calculé en divisant le nombre total de jours de chômage partiel de chaque année par le nombre de jours autorisés de chômage des anticipateurs en 1995. De même, pour les « non ARTT ». Pour cette raison, pour 1995, ce rapport est égal à 1 pour les deux catégories d'établissements.

Pour valider la pertinence des modèles de sélection en double différences appliqués aux variables *VARCP* et *VAREMP*, il est fondamental de vérifier l'hypothèse de « common trend ». Le graphique 2.2 décrit l'indice du nombre de jours de chômage partiel autorisés pour les établissements de l'échantillon final qui ont anticipé l'ARTT et pour ceux qui n'ont pas réduit leur durée effective du temps de travail. Avant 1998 (date de l'implémentation anticipée de l'ARTT), nous observons que les deux indices varient dans le même sens. En 1998 et 1999, il y a une chute importante due, très probablement, à la mise en place de

l'ARTT anticipé. Après 1999, le niveau est toujours plus faible pour les établissements qui ont anticipé l'ARTT. Avant 1998, la situation est inversée.

Pour valider la robustesse de l'approche adoptée, nous mettons en place des estimations complémentaires. D'une part, nous différencions l'analyse conditionnellement à l'année d'adoption de l'ARTT anticipé (1998 et 1999 séparément). Ces estimations aboutissent à des résultats similaires. D'autre part, nous menons des tests supplémentaires sur des sous-échantillons d'établissements qui ont soit une mauvaise santé économique (ils appartiennent au premier quartile de la distribution de la variation de la valeur ajoutée), soit une très bonne situation économique (ils appartiennent au quatrième quartile de la distribution de la variation de la valeur ajoutée). Pour ces deux estimations, les résultats vont toujours dans le sens d'une baisse du recours au chômage partiel suite à la mise en place anticipée de la réduction du temps de travail. Dans la section suivante, nous effectuons des estimations supplémentaires qui permettent de renseigner davantage sur la relation entre l'ARTT et le chômage partiel.

Section 5 – Des estimations supplémentaires

Dans la section 4, nous avons déterminé l'impact de l'ARTT anticipé sur les autorisations de chômage partiel, en travaillant avec les variations des comportements moyens de recours au chômage partiel calculées sur des périodes de durée différentes après et avant le passage anticipé aux 35 heures (des fenêtres temporelles qui varient de 1 à 3 ans). Comme les effets de l'ARTT anticipé peuvent changer au cours du temps, dans le cadre de cette section, nous mettons en place des tests supplémentaires. Ainsi, nous calculons l'effet de l'ARTT anticipé sur le chômage partiel en variation entre deux années et non plus entre deux périodes portant sur plus de 2 ans après et avant la mise en place des 35 heures. Pour réaliser cet exercice, nous estimons des modèles simples de différence en différences (voir l'encadré 2.2 pour une description des modèles estimés). Cette méthodologie est moins « puissante » par rapport à la principale stratégie économétrique adoptée dans ce travail. Toutefois, nous l'avons mise en place car, à partir du graphique 2.2, nous savons que le comportement du recours au chômage partiel pour les « anticipateurs » et les « non ARTT » était le même avant la mise en place anticipée de l'ARTT. Cela valide en partie notre démarche. Ces estimations

supplémentaires sont uniquement implémentées pour différencier les effets de l'ARTT sur les variations de chômage partiel calculées entre deux années. Cette section n'a pas une place centrale dans la construction du chapitre. L'aspect le plus intéressant de notre travail est la mise en place des modèles d'appariement avec doubles-différences (où les différences sont réalisées entre des comportements moyens calculées sur des périodes de longueurs différentes – section 4). L'apport de cette section réside principalement entre le lien de l'effet de l'ARTT sur les indicateurs de chômage partiel et la conjoncture économique. Nous pouvons ainsi isoler des comportements d'usage de chômage partiel qui suivent la conjoncture et d'autres qui sont contraires au lien habituel (contracyclique) entre le chômage partiel et les aspects conjoncturels[59].

Encadré 2.2 : Les modèles de différence de différences

Afin de décrire les modèles de différence de différences, nous nous appuyons largement sur une présentation de Wooldridge (2007). Nous observons les variables de résultat (les indicateurs de chômage partiel) pour deux groupes et pour deux périodes. Un des groupes est exposé à un traitement (la mise en place de l'ARTT anticipé) dans la deuxième période mais pas dans la première période. Quand nous travaillons avec des données de panel (les établissements de chaque groupe sont observés pour chaque période de temps), le résultat moyen dans le deuxième groupe (le groupe de contrôle) est soustrait du résultat moyen du premier groupe (le groupe de traitement). Cela enlève les différences permanentes entre les deux groupes ainsi que les biais liés à la comparaison dans le temps. L'équation estimée peut s'écrire de la manière suivante :

$$CP_ind = \beta_0 + \beta_1 X + \beta_2 ARTT + \delta_0 I + \delta_1 ARTT \times I + u$$

CP_ind représente la variable de résultat. $STC_ind \in \{NJA, EMP\}$. $ARTT$ représente la variable binaire qui indique si l'établissement à anticipé l'ARTT. X est le vecteur des caractéristiques d'établissement. Il contient les même variables que celles présentées dans le section 3.3. La seule différence est qu'on travaille avec des valeurs continues et pas avec des classes pour la taille de l'établissement, les variables de performance économique, ainsi que les indicateurs de structure de la force de travail à l'intérieur de l'établissement. Nous choisissons deux années pour la période avant la mise en place de l'ARTT (1996 et 1997) et quatre années pour la période après la mise en place de l'ARTT anticipé (de 2000 à 2003). Nous bloquons les valeurs des variables explicatives au début de la première période (1996 ou 1997). Par rapport à ce choix, nous travaillons avec des échantillons de plus petite taille car on

[59] Cette section pouvait très bien être réalisée à partir de notre stratégie économétrique principale. Dans des prolongements futurs, nous souhaitons la mettre en place car elle est plus « puissante » et qu'elle contrôle plus « proprement » certains biais liés à la sélection et à l'endogénéité de l'ARTT. Pour la comparaison 1996 avec les années de la période 2000-2003, nous avons déjà commencé à implémenter la stratégie principale. Les résultats vont le même sens que ceux de la section présente.

élimine des observations pour des valeurs manquantes soit pour 1996 soit pour 1997. Quand l'année de référence est 1996, l'échantillon contient 1 163 établissements (dont 528 qui ont anticipé l'ARTT) et quand l'année de référence est 1997, l'échantillon contient 1 146 établissements (dont 520 ont anticipé l'ARTT). Quand l'année de référence est 1996, l'échantillon des établissements récurrents contient 615 établissements (dont 296 qui ont anticipé l'ARTT) et quand l'année de référence est 1997, l'échantillon des établissements récurrents contient 584 établissements (dont 283 qui ont anticipé l'ARTT). La variable binaire *I* quant à elle capture les facteurs agrégés qui ont peut changer les comportements de recours au chômage partiel même dans l'absence de l'ARTT. Le coefficient qui nous intéresse est δ_1 qui donne l'effet croisé de l'ARTT et de *I*:

$$\hat{\delta}_1 = (\overline{STC_ind_{T,2}} - \overline{STC_ind_{T,1}}) - (\overline{STC_ind_{C,2}} - \overline{STC_ind_{C,1}})$$

où *T* représente le groupe traité et *C* le groupe de contrôle, 2 la deuxième période et 1 la première période.

Nous choisissons deux années pour la période avant la mise en place de l'ARTT (1996 et 1997) et quatre années pour la période d'après la mise en place de l'ARTT anticipé (de 2000 à 2003). Nous travaillons avec deux indicateurs de chômage partiel : le nombre de jours autorisés de chômage partiel (*NJA*) et le nombre de salariés affectés par ces autorisations (*EMP*). Cela revient au final à estimer 16 modèles différents.

Le tableau 2.6 donne les effets moyens de l'ARTT anticipé sur les deux indicateurs de chômage partiel pour l'échantillon total et le tableau 2.7 donne les résultats pour le sous-échantillon d'établissements récurrents en termes d'usage de chômage partiel.

Tableau 2.6 : L'effet de l'ARTT anticipé sur le chômage partiel avec des modèles de différence de différences

Année de référence 1996			*Année de référence 1997*		
Année de la deuxième période	**NJA**	**EMP**	*Année de la deuxième période*	**NJA**	**EMP**
2000	-759,46 ***	-40,55 ***	**2000**	-403,87 ***	-32,82 ***
2001	-745,98 ***	-37,30 ***	**2001**	-380,96 **	-29,73 ***
2002	-600,04 ***	-33,37 ***	**2002**	-247,64 *	-27,44 ***
2003	-624,28 ***	-38,94 ***	**2003**	-275,80 *	-31,54 ***

Source : Panel d'établissements obtenu en appariant sept sources de données.
Champ : Plus de 1 100 établissements pérennes entre 1995 et 2003 issus d'entreprises d'au moins 50 salariés. Quand l'année de référence est 1996, l'échantillon contient 1 163 établissements et quand l'année de référence est 1997, l'échantillon contient 1 146 établissements.

Tableau 2.7 : L'effet de l'ARTT anticipé sur le chômage partiel avec des modèles de différence de différences – établissements récurrents

Année de référence 1996			*Année de référence 1997*		
Année de la deuxième période	**NJA**	**EMP**	*Année de la deuxième période*	**NJA**	**EMP**
2000	-1292,74 ***	-67,27 ***	**2000**	-645,76 ***	-56,19 ***
2001	-1287,34 ***	-58,44 ***	**2001**	-643,76 **	-47,27 ***
2002	-1049,14 ***	-60,61 ***	**2002**	-416,42 *	-52,36 ***
2003	-1080,86 ***	-66,22 ***	**2003**	-463,18 *	-55,81 ***

Source : Panel d'établissements obtenu en appariant sept sources de données.
Champ : Plus de 500 établissements récurrents pérennes entre 1995 et 2003 issus d'entreprises d'au moins 50 salariés. Quand l'année de référence est 1996, l'échantillon contient 615 établissements et quand l'année de référence est 1997, l'échantillon contient 584 établissements.

Globalement, les résultats vont dans le même sens que précédemment. Pourtant, les baisses en termes de jours de chômage partiel et de salariés affectés par les autorisations de chômage partiel sont beaucoup plus importantes. Dans la section 1.4, comme on travaille avec des variations des comportements moyens de recours au chômage partiel après et avant la mise en place de l'ARTT anticipé, les effets sont lissés.

Par exemple, entre 1996 et 2000, nous identifions une baisse de 760 jours de chômage partiel et de 41 salariés par établissement et une baisse de 624 jours et de 39 salariés par établissement si l'on compare 1996 à 2003. Pour la comparaison 1996-2000, comme l'échantillon total contient 528 établissements (cf. encadré 2.2) qui ont anticipée l'ARTT, cela signifierait que l'ARTT aurait expliqué une baisse de 401 000 jours autorisés de chômage partiel entre 1996 et 2000. Sur cet échantillon, entre 1996 et 2000, la baisse totale de jours de chômage partiel est de plus d'un million de jours autorisés. Cela signifie qu'on arrive à « expliquer » 37% de cette baisse comme un effet lié à l'ARTT anticipé. Le reste de la baisse est très probablement déterminé par la conjoncture économique. Lorsqu'on prend 1997 comme année de référence, nous retrouvons des résultats similaires. En revanche, les valeurs trouvées sont moins importantes en valeur absolue par rapport à l'année de référence 1996. Cela est lié au fait que l'année 1996 est une année très particulière : elle correspond à l'année avec la pire situation économique enregistrée entre 1995 et 2005 (le niveau extrêmement élevé d'autorisations de chômage partiel pour cette année peut témoigner de cette situation détériorée).

Le tableau 2.6 indique qu'il n'y a pas une différence trop importante entre les baisses de salariés affectés par les autorisations de chômage partiel par établissement quand l'année de la seconde période varie entre 2000 et 2003 (même si la situation économique s'est détériorée après 2000). En termes de nombre de jours de chômage partiel, la situation est

différente : les établissements utilisent moins le chômage partiel après la mise en place de l'ARTT anticipé et l'indicateur nombre de jours de chômage partiel suit la conjoncture macroéconomique. Ces résultats mettent en lumière le fait qu'il peut y avoir des établissements qui continuent à utiliser les autorisations de chômage partiel d'une manière récurrente après la mise en place de l'ARTT anticipé, mais pour des durées plus courtes. Pour ce type d'établissements, le chômage partiel continue d'être un outil qui répond à des besoins de flexibilité qui dépassent le caractère conjoncturel (« flexibilité structurelle »).

Pour le sous-échantillon d'établissements récurrents, les effets vont dans le même sens mais sont encore plus forts (cf. tableau 2.7). Nous retrouvons pourtant le même résultat important : il y a une baisse comparable en termes de nombre de salariés affectés par les autorisations de chômage partiel quand l'année de la deuxième période varie de 2000 à 2003, mais en revanche, la baisse suit la conjoncture économique pour l'indicateur de jours autorisés de chômage partiel. Les établissements récurrents apparaissent donc encore plus fortement comme des utilisateurs de chômage partiel afin de répondre à des besoins de flexibilité qui dépassent le caractère conjoncturel.

Pour conclure, ces tests supplémentaires mettent en évidence une décroissance quasi-constante en termes de salariés affectés par les autorisations de chômage partiel et une décroissance qui suit la conjoncture économique pour l'indicateur du nombre de jours autorisés de chômage partiel.

Conclusion

Le chômage partiel peut être envisagé simultanément comme un instrument de flexibilité et de protection de l'emploi. En France, le recours au chômage partiel a fortement évolué à partir de la mise en place de la réduction et l'aménagement du temps de travail (ARTT). Ce chapitre alimente le débat autour du concept de flexicurité car il analyse la manière dont une politique publique (la mise en œuvre à grande échelle d'un dispositif d'ARTT) affecte l'utilisation d'une autre politique publique (le chômage partiel). L'effet de l'ARTT passe notamment par le changement de la réglementation du chômage partiel. Avec l'ARTT, l'utilisation du chômage partiel n'est possible qu'après la mise en place d'outils de la réduction du temps de travail. En effet, la législation relative à la modulation du temps de

travail (un des principaux dispositifs de l'ARTT) a comme but de diminuer le recours au chômage partiel. En outre, dans la nouvelle réglementation, il est précisé clairement le souhait de centrer l'usage du dispositif sur son rôle de protection de l'emploi face à des circonstances exceptionnelles.

La modification de la réglementation du chômage partiel, peut être considérée comme une reconnaissance officielle du fait que dans certains cas le dispositif est utilisé comme un simple outil de gestion de la main d'œuvre. Déjà avant 1995, dans la littérature économique, il a été montré que le chômage partiel s'est éloigné de son objectif initial de protection de l'emploi, en se banalisant et devenant un simple dispositif de flexibilité (Béraud et al., 1994). A l'aide de mesures de la récurrence du chômage partiel, nous avons défini deux types de flexibilité : « flexibilité conjoncturelle » et « flexibilité structurelle » (cf. chapitre I). Nous pensons que les établissements qui ont recours au chômage partiel en tant qu'outil de « flexibilité structurelle » le font contrairement à ses principes fondateurs (réponse à des difficultés brutales, imprévisibles et temporaires), même si l'usage est autorisé par les DDTEFP.

Globalement, les résultats obtenus montrent que sur la période 1995-2005, l'ARTT a conduit à une baisse du recours au chômage partiel. Les effets identifiés de l'ARTT anticipé sur le recours au chômage partiel peuvent se traduire par de la « substitution » entre les deux dispositifs. Les outils de mise en place de l'ARTT se sont « substitués » progressivement au chômage partiel pour couvrir les besoins de flexibilité (conjoncturelle et structurelle). L'ARTT a apporté un supplément de flexibilité pour que les établissements adaptent le volume d'heures travaillées aux variations d'activité. Les établissements de notre échantillon ne se sont pas reportés sur d'autres outils de flexibilité quantitative suite à l'ARTT anticipé (comme le recours aux emplois en CDD, à l'intérim). Les établissements ayant anticipé l'ARTT et ceux qui n'ont pas réduit leur durée effective du travail connaissent des évolutions très comparables en ce qui concerne le nombre d'entrées en CDD, le nombre de sorties en CDD, le nombre d'entrées en CDI, ainsi que le nombre d'intérimaires (cf. annexe 2.2). Parmi les établissements pour lesquels l'utilisation du chômage partiel correspond à des besoins de « flexibilité conjoncturelle », l'ARTT a diminué le nombre de ceux qui y recourent. En revanche, dans les établissements pour lesquels le chômage partiel couvre des besoins de « flexibilité structurelle », la « substitution » les a conduits à ne l'utiliser que pour des durées plus courtes (captés par l'indicateur du nombre de jours de chômage partiel autorisés) mais

pourtant les établissements continuent à utiliser le chômage partiel pour leurs salariés d'une façon récurrente.

L'ARTT aurait globalement eu pour effet de recentrer le chômage partiel sur son rôle initial de protection de l'emploi. En ce sens, le chômage partiel en France semble être moins un instrument de flexibilité qu'il ne l'a été. Pourtant, pour les établissements qui l'utilisaient comme un instrument de « flexibilité structurelle », ce type d'usage n'a pas disparu, même s'il s'est estompé. Alors, peut-on considérer que l'ARTT a remplit son objectif vis-à-vis du chômage partiel (de le recentrer sur la protection de l'emploi) ? Globalement, l'ARTT a remplit son objectif mais ce n'est pas le cas pour tous les établissements. Pour certains secteurs qui bénéficient d'autorisations de chômage partiel sur toute la période (comme l'automobile, le textile), demeure clairement un usage atypique de « flexibilité structurelle ». Béraud et al. (1994) mettent en évidence avant 1995 que ces mêmes secteurs sont affectés de manière intensive par le chômage partiel. De plus, en 1991, les changements réglementaires du dispositif visent plus fortement le textile, l'habillement cuir et l'automobile où la consommation du chômage partiel reste la plus élevée. Quinze ans plus tard, les mêmes secteurs sont toujours les plus concernés par ce dispositif. Ces secteurs ont probablement des besoins spécifiques en termes de flexibilité qui ne peuvent pas être palliés par les dispositifs « classiques » de flexibilité. Pour ceux-ci, il serait nécessaire de développer des nouveaux instruments permettant de répondre à ce type de flexibilité.

Dans ce chapitre, on s'est penché sur l'analyse du côté « flexibilité » du chômage partiel. On a mis en évidence que certains établissements l'utilisent comme un outil de gestion de la main d'œuvre, même après avoir eu accès à d'autres outils de flexibilité (les dispositifs de l'ARTT). Dans des prolongements de cette recherche, il faudra s'interroger davantage sur les liens entre le chômage partiel et les dispositifs « classiques » de gestion de la main d'œuvre (surtout pour les établissements qui utilisent de manière récurrente le chômage partiel). Par rapport à l'objectif principal affiché par le chômage partiel, l'analyse de ces liens n'était pas primordiale dans le présent chapitre. Dans un travail préliminaire (Calavrezo et al., 2008), 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). Ces liens n'ont pas été davantage explorés dans la présente thèse car à ce moment-là de la recherche ce qui paraissait fondamental dans l'utilisation du chômage partiel était sa fonction de protection de l'emploi et non son côté « outil de flexibilité pur ». Nous avons travaillé à

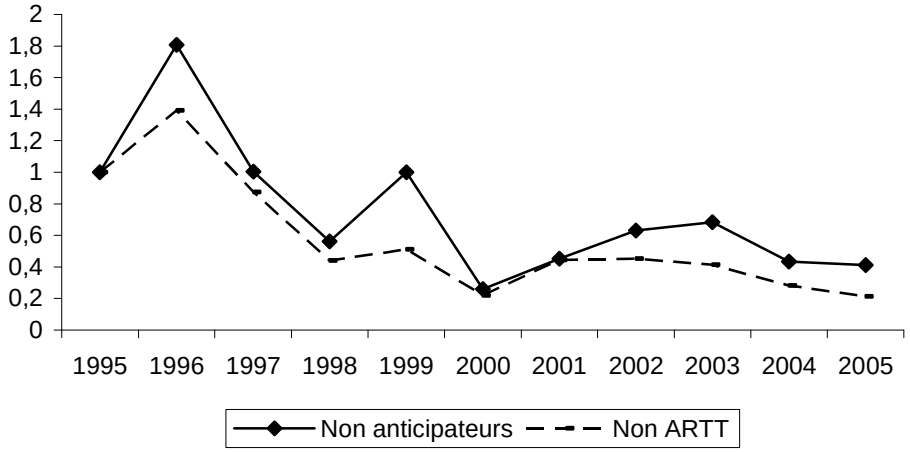
partir des fichiers « Déclaration de Mouvements de Main-d'œuvre » (DMMO). Nous mettons en évidence une corrélation négative entre le chômage partiel et l'intérim et les CDD. Lorsqu'un établissement connaît des épisodes de chômage partiel, il ralentit ses « recrutements flexibles ». Néanmoins, cette relation est très faible lorsqu'on contrôle dans des modèles économétriques les effets fixes et les biais de sélection. 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 des licenciements économiques. 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. Ces résultats préliminaires doivent être creusés davantage. Il serait également très intéressant d'analyser le lien entre le chômage partiel et d'autres outils de flexibilité comme l'externalisation d'activités (recours à la sous-traitance).

Annexes chapitre II

Annexe 2.1 : L'évolution des indices de chômage partiel sur l'échantillon total pour les « non anticipateurs » et les « non ARTT »

Annexe 2.2 : Les évolutions en termes de CDD, CDI et intérim sur l'échantillon total pour les « anticipateurs » et les « non ARTT »

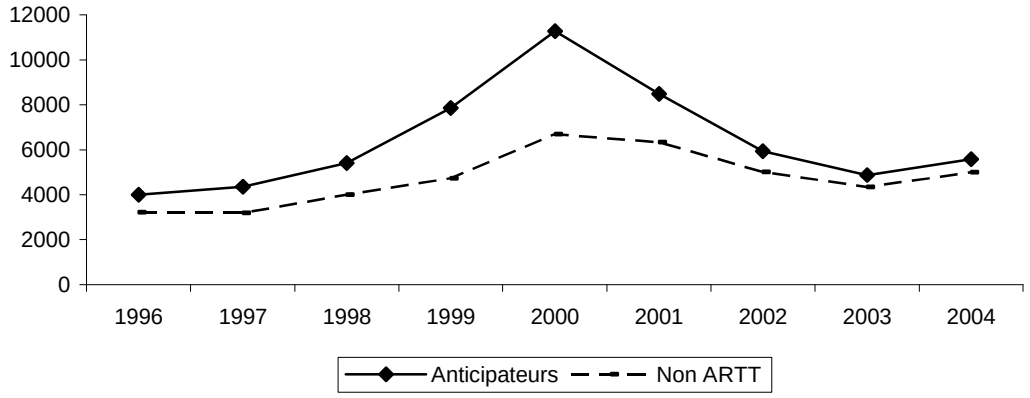
Annexe 2.1 : L'évolution des indices de chômage partiel sur l'échantillon total pour les « non anticipateurs » et les « non ARTT »



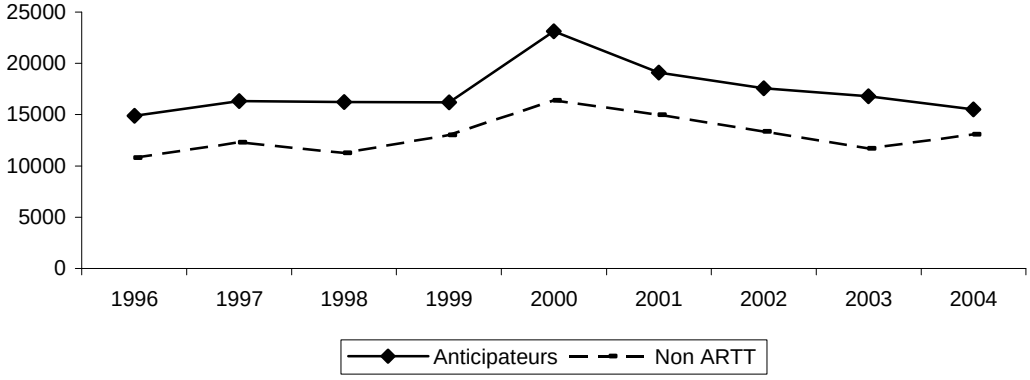
Source : Panel d'établissements obtenu en appariant sept sources de données.
Champ : Etablissements « non anticipateurs » et établissements « non ARTT » pérennes entre 1995 et 2003 issus d'entreprises d'au moins 50 salariés.

Annexe 2.2 : Les évolutions en termes de CDD, CDI et intérim sur l'échantillon total pour les « anticipateurs » et les « non ARTT »

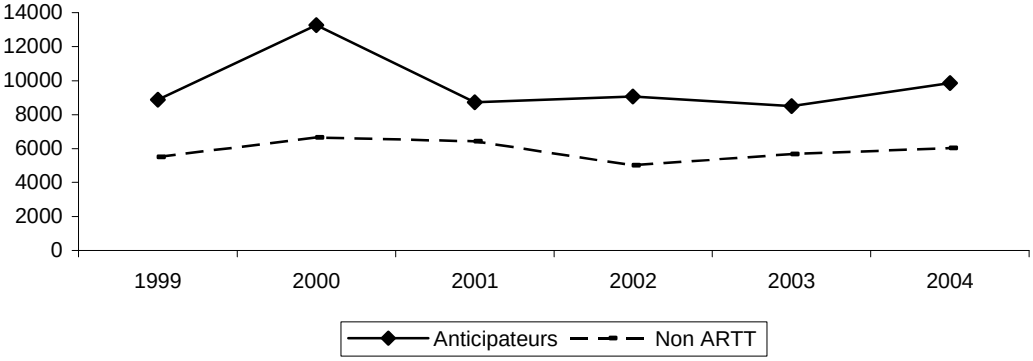
Nombre entrées en CDI



Nombre sorties de CDD



Stock d'intérimaires



Source : Panel d'établissements obtenu en appariant l'échantillon total aux fichiers DMMO (pour une description de ces fichier voir la section 2 de ce chapitre ainsi que le chapitre III).
Champ : Un peu moins de 1 800 établissements pérennes entre 1995 et 2003 issus d'entreprises d'au moins 50 salariés. Comme les DMMO sont sur des établissements d'au moins 50 salariés, nous avons perdu une très petite partie de nos établissements. En revanche, on remarque qu'entre les « anticipateurs » et les « non ARTT », il y a des évolutions comparables en termes d'entrées et sorties en CDD et par rapport à l'intérim (il est disponible qu'à partir de 1999).

Chapitre III

Chômage partiel et licenciements économiques : quelle protection, à court-terme, de l'emploi ?

INTRODUCTION

SECTION 1 – LE CHOMAGE PARTIEL ET LES LICENCIEMENTS ECONOMIQUES DANS LA LITTERATURE

SECTION 2 – LES DONNEES

2.1– Les sources de données
2.2– Le nettoyage des données
2.3– Quelques statistiques descriptives

SECTION 3 – LA METHODOLOGIE ECONOMETRIQUE

SECTION 4 – LES RESULTATS

4.1– Résultats des modèles contrôlant l'hétérogénéité inobservée et l'endogénéité des variables de chômage partiel
4.2– Tests de robustesse avec contrôle des différents biais et variables explicatives supplémentaires
4.3– Tests de présence de l'endogénéité des variables de chômage partiel et de validité des instruments
4.4– Analyse trimestrielle du lien entre le chômage partiel et les licenciements économiques

SECTION 5 – DES PROLONGEMENTS METHODOLOGIQUES

5.1– La prise en compte d'une sélection sur les licenciements économiques
5.2– La prise en compte de la diminution du recours au chômage partiel sur la période d'analyse

CONCLUSION

ANNEXES CHAPITRE III

Introduction[60]

La littérature économique a mis en évidence deux rôles du chômage partiel qui coexistent : un rôle de flexibilité et un rôle de protection de l'emploi (Burdett et Wright, 1989 ; Abraham et Houseman, 1994 ; Van Audenrode, 1994). Dans le deuxième chapitre de la thèse, nous nous sommes concentrés sur l'analyse de la dimension « flexibilité » du chômage partiel sur la période 1995-2005. En France, le rôle du chômage partiel a fortement évolué à partir de la mise en place de l'aménagement et de la réduction du temps de travail (ARTT). Ainsi, sur notre période d'analyse, l'ARTT a représenté un tournant important qui a fortement influencé le recours au chômage partiel dans sa dimension « flexibilité ». En effet, les établissements sont désormais obligés de recourir à la flexibilité offerte par l'ARTT avant d'utiliser le chômage partiel. Dans le chapitre II, à l'aide des modèles économétriques d'appariement sur le score de propension, nous avons montré que l'ARTT a conduit à une baisse de l'utilisation du dispositif, se « substituant » progressivement au chômage partiel pour couvrir, en partie, les besoins de flexibilité. L'ARTT aurait ainsi eu pour effet de recentrer le chômage partiel sur son rôle initial de protection de l'emploi.

La question centrale est alors de déterminer si le recours au chômage partiel protège réellement l'emploi. Cela revient à s'interroger sur l'efficacité du dispositif, dès lors que la protection de l'emploi est réaffirmée comme l'objet central de son fonctionnement. La littérature internationale se focalise sur ce rôle du chômage partiel, en analysant principalement le lien entre le dispositif et les licenciements économiques. Les résultats sont contrastés : en fonction du pays dans lequel le chômage partiel est mis en œuvre et des techniques empiriques employées, le dispositif empêche les licenciements ou les retarde, les entreprises finissant par supprimer les postes. Par conséquent, nous décidons de retenir la même mesure. Etudier l'efficacité du chômage partiel relève de l'évaluation des politiques publiques. Ce travail permet donc d'alimenter notre réflexion sur la place potentielle du chômage partiel parmi les outils de flexicurité. Dans le chapitre précédent, nous avons clairement mis en avant le rôle de flexibilité du chômage partiel qui parfois dépasse les critères requis pour y recourir (difficultés brutales, imprévisibles et temporaires). Le fait que le chômage partiel aide les établissements à s'ajuster aux variations d'activité est clairement

[60] Ce chapitre représente le prolongement du document d'études « The Short-Time Compensation Program in France: an Efficient Measure against Redundancies? » (coécrit avec Richard Duhautois et Emmanuelle Walkowiak), Document de travail du CEE, n°114, février 2009.

montré. Il faut maintenant s'intéresser aux effets du chômage partiel sur les salariés et analyser si le passage par des périodes de chômage partiel aide à protéger leur emploi. Dans le débat sur la flexicurité, on mobilise plutôt le concept de sécurité des trajectoires professionnelles. Il existe une différence entre ces deux concepts (« protection de l'emploi » et « sécurité des trajectoires ») : la sécurité des trajectoires des salariés est un concept plus général qui englobe la protection de l'emploi. Ainsi, nous analysons une facette de la sécurité des trajectoires des salariés. Au point où nous en sommes, la conclusion est encore partielle : pour les établissements qui l'utilisent comme un outil de « flexibilité conjoncturelle » (qui sont majoritaires), on ne peut pas se prononcer avant d'étudier comment le chômage partiel protège l'emploi des salariés ; en revanche, pour les établissements qui l'utilisent comme un dispositif de « flexibilité structurelle » (ils sont moins nombreux), le chômage partiel apporte, en étant utilisé comme un simple moyen de gestion de la main d'œuvre la flexibilité jugée nécessaire tout. Dans le même temps, surtout pour les établissements qui bénéficient d'une manière très récurrente d'autorisations de chômage partiel, les salariés souffrent des baisses récurrentes de salaire mais, d'une manière, le sentiment d'incertitude pourrait être atténué. Pour les établissements de l'automobile ou du textile (qui dans le chapitre I ont été identifiés comme ayant un usage très spécifique de chômage partiel), nous pensons que l'emploi est d'une sorte sécurisé comme ici le dispositif est une forme de gestion de la force de travail parmi d'autres. En revanche, on ne peut pas savoir ce qui se passerait en absence de ce dispositif. Est-ce que les salariés de ces secteurs mis au chômage partiel finiraient par être licenciés ? Pour certains établissements avec un comportement récurrent de chômage partiel, le dispositif répondrait a priori aux principes de la flexicurité mais en même temps, ce type d'usage est contraire à l'objectif légal du dispositif. Cela soulève le problème de l'absence de dispositifs répondant à des besoins spécifiques. Globalement, pour les établissements où le chômage partiel est utilisé dans un but de « flexibilité structurelle » la réponse sur la nature exacte du dispositif de chômage partiel, et sur la capacité qu'il aurait à s'inscrire dans une démarche plus globale de « flexicurisation » de la relation salariale, n'est pas claire. Ce travail aide à éclaircir ces aspects.

Par rapport au problème qui nous préoccupe, l'analyse du lien entre le chômage partiel et les licenciements économiques est fondamentale.

Dans ce chapitre, nous analysons le lien entre le recours au chômage partiel et les licenciements économiques dans les établissements français d'au moins 50 salariés, entre

1996 et 2004. Le reste du chapitre s'organise comme suit. Dans la section 1, nous faisons un bref rappel de la littérature sur le chômage partiel et les licenciements économiques. Dans la section 2, nous présentons les sources de données mobilisées ainsi que leur appariement. La stratégie économétrique proposée dans ce chapitre est décrite dans la section 3 et les résultats obtenus dans la section 4. Nous décidons de complexifier la démarche économétrique afin de prendre en compte des biais supplémentaires. Nous proposons ainsi, dans la section 5, des démarches économétriques additionnelles. Finalement, nous concluons l'analyse.

Section 1 – Le chômage partiel et les licenciements économiques dans la littérature

Dans la littérature, deux dimensions du chômage partiel différencient l'Europe continentale de l'Amérique du Nord : son rôle d'outil de flexibilité et son rôle d'instrument de protection de l'emploi (par exemple, Burdett et Wright, 1989). Comme il est plus difficile de licencier dans les pays d'Europe continentale, le chômage partiel aurait un rôle de flexibilité plus important. Cet argument se vérifie pour le cas français et permet d'expliquer pourquoi les établissements utilisent le chômage partiel comme un outil de flexibilité quantitative interne. Abraham et Houseman (1994) soulignent, qu'en France, le chômage partiel représente un outil d'ajustement de la force de travail qui coûte moins cher que les licenciements économiques. Aux États-Unis, l'ajustement de l'emploi se ferait plus facilement par les licenciements. Ainsi, les entreprises utiliseraient le chômage partiel véritablement dans un but d'essayer de protéger l'emploi (il n'y a pas de comportement caché comme en France où, dans certains cas, le chômage partiel est utilisé comme un simple outil de gestion de la main d'œuvre).

Quant on s'intéresse à étudier l'efficacité du chômage partiel, dans la littérature internationale, on se concentre la plupart du temps sur le lien entre le chômage partiel et les licenciements économiques. Dans la section 2 du chapitre I de la thèse, nous avons déjà présenté d'une manière détaillée cette littérature. Dans cette section, nous rappelons uniquement les principaux résultats. D'un point de vue empirique, les travaux qui étudient dans quelle mesure le chômage partiel permet d'éviter les licenciements économiques apportent des résultats contrastés. Même si le chômage partiel est utilisé depuis plus longtemps en Europe, les études concernant son efficacité sont plus nombreuses en Amérique

du Nord. En Europe et au Canada, le chômage partiel semble empêcher ou retarder les licenciements. Au contraire, aux États-Unis, le dispositif semble ne pas arriver à remplir son rôle de protection de l'emploi : les entreprises finissent par licencier.

Vroman (1992) étudie l'efficacité du chômage partiel entre 1970 et 1991 en Allemagne. Il montre que le chômage partiel stabilise l'emploi à court terme, mais ses effets ne durent pas nécessairement dans le temps. Pour le Canada, des résultats similaires sont retrouvés : les employeurs canadiens déclarent que les entreprises qui ont utilisé le chômage partiel auraient licencié pour des raisons économiques 40 % de leur force de travail en absence du dispositif (Ekos, 1993). Cette étude montre que le chômage partiel n'évite pas complètement les licenciements économiques mais, en revanche, les retarde.

Aux États-Unis, Kerachsky et al. (1986) analysent si l'usage du chômage partiel dans des situations cycliques implique des coûts plus élevés que les licenciements économiques pour les entreprises. Les auteurs montrent que les licenciements économiques restent prédominants dans les entreprises qui font appel au chômage partiel. Needels et al. (1997) analysent l'impact du chômage partiel sur les licenciements économiques massifs dans cinq États américains. Ils montrent que les entreprises qui utilisent le chômage partiel sont les plus prédisposées à connaître des réductions très importantes de leur force du travail. Abraham et Houseman (1994) mettent ces résultats en perspective, en montrant que les effets sur les licenciements dépendent du montant de l'allocation du chômage partiel.

Pour le cas particulier de la France, les différents travaux mettent plutôt en avant le fait que le chômage partiel empêche les licenciements économiques (Abraham et Houseman, 1994 ; Gray, 1994). Gray (1998) utilise des données similaires aux nôtres. Il travaille avec les autorisations du chômage partiel en France métropolitaine sur une période de quatre ans (1983-1987). En revanche, ses données sont agrégées au niveau des 35 principaux secteurs d'activité. L'auteur suggère que le chômage partiel aide à éviter les licenciements et également que, même si le dispositif a été créé pour éviter les licenciements cycliques, il y a des preuves qu'il soit utilisé dans des cas de difficultés structurelles.

Dans ce chapitre, nous testons empiriquement l'effet du recours au chômage partiel sur les licenciements économiques, en estimant des modèles de données de panel. Nous utilisons un panel non-cylindré de plus de 36 000 établissements d'au moins 50 salariés obtenu par l'appariement de cinq sources de données. Notre échantillon contient

approximativement 204 000 observations. Jusqu'à présent, à notre connaissance, aucun travail empirique n'a étudié l'impact du chômage partiel sur les licenciements économiques au niveau de l'établissement en France sur une période assez longue.

Section 2 – Les données

Dans un premier temps, nous présentons les sources de données utilisées ainsi que les indicateurs retenus (section 2.1). Dans un deuxième temps, nous décrivons l'appariement et la stratégie de nettoyage (section 2.2). Enfin, nous présentons brièvement quelques statistiques descriptives calculées sur l'échantillon de travail (section 2.3).

2.1 – Les sources de données

Mesurer l'effet de l'utilisation du chômage partiel sur les licenciements économiques nécessite de combiner cinq sources d'information.

Les fichiers mensuels du chômage partiel permettent de mesurer l'évolution du recours au dispositif. Ces fichiers ont été présentés d'une manière très détaillée dans le chapitre I. Nous constituons un panel de 1995 à 2005, en agrégeant les fichiers mensuels d'autorisations de chômage partiel. Ce panel couvre plus de 93 000 établissements ayant bénéficié au moins une fois d'autorisations de chômage partiel entre 1995 et 2005. Pour chaque établissement i et pour chaque année t, nous retenons l'information concernant le nombre de journées autorisées de chômage partiel (CP_jours_{it}), le nombre de salariés touchés par les autorisations du recours au dispositif (CP_sal_{it}) et la durée moyenne d'affectation du chômage partiel par salarié (nombre moyen de journées de chômage partiel par salarié : CP_dur_{it})[61].

[61] La construction de ces indicateurs est présentée en détail dans le premier chapitre de la thèse (voir tableau 1.1). Ainsi, *CP_jours* correspond à l'indicateur *NJA*, *CP_sal* à l'indicateur *NBSALMOY* et *CP_dur* à l'indicateur *DUREE* (calculé au niveau de l'année).

Les « Déclarations des Mouvements de Main-d'œuvre » (DMMO) sont des fichiers trimestriels exhaustifs permettant de mesurer l'ensemble des mouvements de main d'œuvre des établissements employant au moins 50 salariés[62]. 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 les fichiers dont nous disposons est de neuf ans (de 1996 à 2004) et les établissements concernés sont publics et privés du secteur industriel ou commercial. Ces fichiers imposent la période d'analyse (1996-2004) ainsi que le type d'établissements retenus (les établissements de plus de 50 salariés). Pour chaque trimestre, les DMMO comprennent deux fichiers. Le premier fichier donne les caractéristiques générales de l'établissement et le second décrit les mouvements d'entrée et de sortie. Concernant les fichiers trimestriels qui décrivent les établissements, plusieurs variables apparaissent : le secteur d'activité au niveau NES 36 (Nomenclature économique de synthèse), l'effectif de l'établissement, le stock d'intérimaires, le nombre total d'entrées et de sorties dans le trimestre. 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 du salarié. Les mouvements d'entrée se décomposent en quatre catégories : entrée en CDD, entrée en CDI, transfert en entrée et entrée indéterminée. Les mouvements de sortie 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 cette source qu'on mesure la taille de l'établissement ($Taille_{it}$) et que nous construisons le nombre annuel de licenciements économiques (Nb_lic_{it}).

Le fichier « Aubry 2 » contient les déclarations et les accords des établissements passés aux 35 heures en vue du bénéfice de l'allégement des cotisations sociales dans le cadre de la réduction négociée du temps de travail (voir chapitre II pour une présentation détaillée). Nous construisons l'indicateur $ARTT_{it}$ qui est une variable binaire indiquant si un établissement réduit sa durée effective du temps de travail pour des raisons autres que défensives (c'est-à-dire, avec le but affiché d'éviter les licenciements économiques).

Les fichiers « Bénéfices Réels Normaux » (BRN) sont des fichiers contenant des données individuelles d'entreprise. Nous utilisons les fichiers BRN pour la période 1994-2003

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

(ces sources sont présentées pour la première fois dans le chapitre II). Ils nous donnent la taille de l'entreprise ($Entr_taille_{it}$) ainsi que plusieurs indicateurs de santé économique de l'entreprise à laquelle l'établissement appartient : la valeur ajoutée (VA_{it}), l'excédent brut d'exploitation (EBE_{it}) et l'investissement (INV_K_{it}). A partir de ces indicateurs, nous construisons le taux de variation de la taille de l'entreprise ($Tx_entr_taille_{it}$), le taux de variation de la valeur ajoutée (Tx_VA_{it}) et le taux de rentabilité ($RENT_{it}$).

Enfin, nous utilisons les fichiers UNEDIC de 1995 à 2003 (sources administratives annuelles portant sur les établissements affiliés au régime d'assurance-chômage) pour renseigner, dans certains cas, les informations manquantes sur la taille des établissements dans les fichiers DMMO. Ils sont également décrits dans le chapitre II de la thèse.

La construction des variables utilisées dans ce chapitre est présentée en détail dans l'annexe 3.1.

2.2 – Le nettoyage des données

Le nettoyage des données peut se décomposer en cinq étapes. La première étape consiste à remplacer les valeurs manquantes de la taille des établissements à partir des fichiers DMMO avec les valeurs de la taille des établissements à partir des fichiers UNEDIC. Ce changement a lieu uniquement si l'information concernant les licenciements économiques est disponible.

Dans une deuxième étape, nous retirons les établissements qui ont des informations manquantes pour au moins deux ans consécutifs de la période 1996-2004. Pour les établissements qui ont une seule année non renseignée, nous remplaçons les valeurs manquantes des variables taille d'entreprise, valeur ajoutée, investissement, excédent brut d'exploitation et taille de l'établissement par des valeurs moyennes. Pour une année donnée, celles-ci sont calculées à partir de leurs valeurs sur l'année précédente ainsi que sur l'année suivante. En outre, nous remplaçons les valeurs manquantes de la variable nombre de licenciements par 0.

Dans une troisième étape, nous contrôlons les valeurs aberrantes des variables taux de variation de la valeur ajoutée (Tx_VA_{it}) et taux de rentabilité ($RENT_{it}$). Pour le taux de variation de la valeur ajoutée, nous éliminons les observations qui correspondent à des valeurs inférieures à -500 % ou supérieures à 500 %. Les établissements appartenant à des entreprises avec des valeurs du taux de rentabilité extérieures à l'intervalle [-200 %, 200 %] sont également écartés de l'analyse.

Dans une quatrième étape, à cause de leur très faible proportion, les établissements qui appartiennent à un des secteurs d'activité suivants ont été éliminés : eau, gaz, électricité ; activités financières ; activités immobilières et activités associatives et extraterritoriales[63]. Pour les mêmes raisons, nous regroupons les deux secteurs suivants : services personnels et domestiques avec éducation, santé et action sociale. Dans la dernière étape du nettoyage, nous nous concentrons sur les établissements avec aucun salarié[64]. Cela peut être la conséquence du fait que l'établissement soit vient d'ouvrir, soit vient de fermer. Ce type de valeur a besoin d'une attention particulière. Nous éliminons les établissements qui ont 0 salarié pour une année et qui en même temps enregistrent des licenciements économiques ou du chômage partiel. Pour les établissements qui ont le nombre de licenciements supérieur au nombre de salariés, nous remplaçons la taille de l'établissement avec sa taille de l'année précédente[65].

La dernière vérification se fait par rapport à la taille de l'établissement. Nous décidons d'enlever les établissements qui ont une très forte augmentation (ou au contraire, une forte baisse) en termes d'effectif d'au moins 50 salariés pour deux années consécutives et qui ont une taille initiale (respectivement finale) inférieure à 10 salariés. Suite à ce contrôle, nous éliminons 31 établissements avec des valeurs incohérentes.

2.3 – Quelques statistiques descriptives

L'appariement de ces cinq sources de données constitue un appareillage statistique riche pour étudier l'effet du chômage partiel sur les licenciements économiques. L'échantillon

[63] Ces secteurs sont quasi-inexistants parmi les bénéficiaires d'autorisations de chômage partiel.
[64] Les règles de collecte des données permettent que la taille de l'établissement soit inférieure à 50 salariés.
[65] Uniquement 279 observations sont dans cette situation. Cela est sûrement dû au fait qu'on agrège le nombre de licenciements au niveau de l'année et qu'en même temps, nous travaillons avec la taille moyenne de l'établissement calculée sur les trimestres (nous rappelons que ces informations sont récupérées à partir des DMMO).

final correspond à un panel non-cylindré de plus de 36 000 établissements d'au moins 50 salariés qui contient approximativement 204 000 observations et couvre la période 1996-2004. Les établissements avec au moins 50 salariés couvrent 70 % du nombre total de salariés affectés par les autorisations de chômage partiel et approximativement 64 % du nombre total de jours de chômage partiel autorisés sur la période 1996-2004.

Le tableau 3.1 décrit l'échantillon utilisé dans cette étude. Nous divisons l'échantillon global (deuxième colonne) en deux groupes : les établissements qui ont bénéficie au moins une fois d'autorisations de chômage partiel (troisième colonne) et les établissements qui n'ont pas eu recours au chômage partiel (quatrième colonne). Nous souhaitons étudier si le chômage partiel a un quelconque pouvoir discriminant par rapport aux variables retenues.

En moyenne, 4,5 % des établissements de notre échantillon global bénéficient d'autorisations de chômage partiel. Cela met en évidence la rareté de l'usage du dispositif. Le nombre moyen de licenciements économiques est légèrement supérieur à 1 sur l'échantillon global et atteint 5 licenciements économiques sur l'échantillon d'établissements qui bénéficient d'autorisations de chômage partiel. De plus, moins de 20 % des établissements de l'échantillon global ont au moins un licenciement durant l'année. Les établissements qui ne recourent pas au chômage partiel ont un pourcentage similaire de licenciements économiques (18 %). En revanche, 40 % de ceux qui bénéficient d'autorisations de chômage partiel licencient. Nous pouvons interpréter ce résultat du point de vue de la situation économique des établissements. Le recours au chômage partiel est généralement synonyme d'une situation particulièrement dégradée de la santé économique de l'établissement et par conséquent, il y a plus de chances de licencier.

Comme nous travaillons sur un échantillon d'établissements d'au moins 50 salariés, la taille moyenne calculée sur l'échantillon global est assez élevée (177 salariés). Les établissements faisant recours au chômage partiel sont plus grands que les établissements qui n'utilisent pas les autorisations de chômage partiel (220 salariés contre 174 salariés). Les établissements sont également différents en ce qui concerne la mise en place de l'ARTT (la définition de cette variable se trouve dans l'annexe 3.1). Moins d'établissements qui ont recours au chômage partiel réduisent le temps de travail (approximativement 16 % d'entre eux) en comparaison avec les établissements qui n'utilisent pas le chômage partiel (31 %). Ce résultat confirme les conclusions du deuxième chapitre de la thèse. Evidemment, les établissements qui ont recours au chômage partiel connaissent plus souvent des difficultés

économiques : ils ont des taux de croissance de la taille de l'entreprise et de la valeur ajoutée négatifs. Le taux de rentabilité est également plus important pour les établissements qui n'utilisent pas le chômage partiel.

Tableau 3.1 : Statistiques descriptives

Variable	Echantillon global (204 396 obs.)	Etablissements qui recourent au chômage partiel (9 132 obs.)	Etablissements qui ne recourent pas au chômage partiel (195 264 obs.)
CP	0,04 (0,21)	1	0
CP _ jours	88,19 (2228,86)	1974,01 (10367,26)	
CP _ sal	4,75 (80,00)	106,42 (363,93)	
CP _ dur	0,32 (1,87)	7,11 (5,47)	
Nb _ lic	1,25 (8,09)	4,76 (20,20)	1,08 (6,99)
LIC	0,19 (0,39)	0,39 (0,49)	0,18 (0,39)
ARTT	0,31 (0,46)	0,16 (0,37)	0,31 (0,46)
Taille	176,50 (332,52)	219,75 (658,51)	174,48 (308,82)
Tx _ entr _ taille (retardé d'une année)	0,03 (0,25)	-0,002 (0,20)	0,03 (0,25)
Tx _ VA (retardé d'une année)	0,05 (0,34)	-0,01 (0,32)	0,05 (0,34)
RENT (retardé d'une année)	0,22 (0,35)	0,13 (0,32)	0,22 (0,35)

Champ : Panel non-cylindré de plus de 204 000 observations sur la période 1996-2004 qui concerne des établissements français d'au moins 50 salariés. Panel obtenu par l'appariement de cinq sources de données.
Note : Les écarts-types sont donnés entre parenthèses.

Des informations supplémentaires sur la localisation géographique, les secteurs d'activité et les indicatrices annuelles sont présentées (pour alléger le corps du texte) dans l'annexe 3.2. Par exemple, nous observons qu'il existe des différences sectorielles concernant le recours au chômage partiel : les établissements qui utilisent le dispositif sont principalement concentrés dans l'industrie des biens de consommation (42 % d'entre eux).

Section 3 – La stratégie économétrique

Pour analyser l'effet du recours au chômage partiel sur les licenciements économiques, nous retenons trois variables de chômage partiel (nombre de salariés concernés, nombre de jours autorisés de chômage partiel et durée moyenne d'affectation par salarié) et une seule variable de licenciements économiques (le nombre de licenciements). Comme le recours au chômage partiel est associé à une dimension de court terme, nous étudions la relation entre ces deux phénomènes au même moment (en *t*). De notre point de vue, si on analyse les effets du chômage partiel en *t* sur les licenciements économiques en *t+1* ou en *t+2*, on ne peut pas capter le lien direct entre ces deux dispositifs car le décalage temporel sera trop important.

La nature des données mobilisées, c'est-à-dire un panel non-cylindré d'établissements d'au moins 50 salariés détermine la nécessité de mettre en place des modèles de données de panel[66]. Ces modèles permettent de contrôler l'hétérogénéité inobservée. Cette dernière est représentée par des caractéristiques des établissements qui ne sont pas observées mais qui restent constantes dans le temps. Dans notre analyse, elle peut être associée aux comportements managériaux ou encore aux orientations politiques des employeurs. Comme ces caractéristiques sont susceptibles d'être corrélées avec le recours au chômage partiel, mettre en place directement des estimations de l'effet de l'utilisation du chômage partiel (caractérisé avec nos variables d'intérêt) sur les licenciements économiques conduirait sûrement à des résultats biaisés.

Alors, faut-il implémenter des modèles simples à effets fixes pour analyser le lien entre le chômage partiel et les licenciements économiques ? Non, car il est probable que le lien entre les indicateurs de chômage partiel et le nombre de licenciements économiques soit « bruité ». Autrement dit, il peut également y avoir un problème potentiel d'endogénéité des variables de chômage partiel. La relation entre le chômage partiel et les licenciements économiques n'est pas claire. Les indicateurs de chômage partiel sont des agrégats annuels d'informations mensuelles. De plus, les indicateurs de licenciements économiques annuels sont calculés en agrégeant des informations trimestrielles. Il peu donc y avoir un problème de simultanéité liée à la construction de ces deux indicateurs : les variables de chômage partiel

[66] Un panel non-cylindré correspond au fait d'avoir des observations manquantes pour certaines années, pour certains établissements. Comme la période d'analyse est 1996-2004, cela signifie qu'un établissement peut apparaître au maximum neuf ans dans l'échantillon. Chaque établissement apparaît dans le panel pour au moins une période de deux ans consécutifs ou pour une période de temps continue (« sans trou ») inférieure ou égale à neuf ans.

pourraient être déterminées par le comportement des établissements en termes de licenciements économiques au niveau infra-annuel. Par exemple, imaginons qu'un établissement rencontre des graves difficultés économiques en mars. Il licencie à ce moment. Après, il découvre l'existence du chômage partiel. Afin de ne pas licencier d'autres salariés importants pour l'établissement, l'entrepreneur décide alors d'utiliser le chômage partiel en août. Ainsi, sur cette année, le recours au chômage partiel en août est influencé par les licenciements économiques de mars.

Nous avons identifié ces deux problèmes potentiels (hétérogénéité inobservée et endogénéité des variables de chômage partiel). Pour les résoudre, nous proposons une démarche économétrique qui s'appelle doubles moindres carrés ordinaires à effets fixes (nous utilisons la notation classique de ces modèles en anglais : FE-2SLS). Nous pouvons appliquer ce type de démarche car on considère que les indicateurs de chômage partiel (nombre de jours de chômage partiel, nombre de salariés concernés par les autorisations de chômage partiel et durée moyenne d'affectation des autorisations de chômage partiel par salarié) ainsi que le nombre de licenciements économiques sont des variables quasi continues[67]. La démarche économétrique retenue dans ce cas est une démarche en deux étapes[68]. Nous pouvons écrire l'équation finale de l'estimation de la manière suivante :

$$Nb_lic_{it} = \phi + \hat{C}P_{it}^{j}\beta_0 + \overline{\hat{C}P_i^{j}}\,\beta_1 + x_{it}\gamma_0 + \overline{x}_i\gamma_1 + \sum_{t=1996}^{2004} I_t^p + u_{it} \qquad (3.1)$$

où t représente le temps (t = 1996,…, 2004), i l'établissement (i = 1,…, 36 384) et u_{it} le terme d'erreur qui suit une distribution normale. La variable expliquée Nb_lic_{it} est le nombre de licenciements économiques sur l'année. Le vecteur de variables explicatives x_{it} est constitué des variables suivantes : la taille de l'établissement, le taux de croissance de la taille de l'entreprise à laquelle l'établissement appartient (retardé d'une année), le taux de rentabilité (retardé d'une année) et le taux de croissance de la valeur ajoutée (retardé d'une année). Nous utilisons la méthode de Mundlak (1978) qui consiste à calculer pour chaque variable explicative (x_{it}), sa moyenne sur la période d'apparition de l'établissement dans les

[67] Les indicateurs nombre de salariés au chômage partiel et nombre de licenciements économiques représentent plus correctement des variables discrètes. Leurs modélisations devraient être faites surtout à l'aide des modèles de comptage. La mise en place de ces modèles tout en contrôlant l'hétérogénéité inobservée et l'endogénéité des variables de chômage partiel deviendrait ainsi beaucoup plus fastidieuse.

[68] Les modèles de type doubles moindres carrés ordinaires (la notation anglaise est 2SLS) sont généralement estimés en simultané. Toutefois, nous décidons de présenter l'écriture en deux étapes car elle est très similaire à la logique des 2SLS. Cette écriture est plus simple pour la compréhension de notre démarche.

données ($\overline{x}_i$). Dans la méthode de Mundlak (1978), les $\overline{x}_i$ sont introduites afin de contrôler l'hétérogénéité inobservée. Des coefficients γ_1 significativement différents de zéro indiquent la présence d'effets fixes individuels. Comme on travaille avec un panel non-cylindré, pour chaque établissement, nous introduisons des indicatrices temporelles pondérées par le temps de présence dans la base de données entre 1996 et 2004 (I_t^p)[69]. $\hat{CP}_{it}^j$ représente la valeur prédite des indicateurs de chômage partiel à partir d'une équation initiale (équation 3.2) et $\overline{\hat{CP}_i}^j$ représente la moyenne de la valeur prédite des variables de chômage partiel sur la période d'apparition de l'établissement dans les données. Les écarts-types calculés pour l'équation 3.1 sont robustes.

$\hat{CP}_{it}^j$ est la valeur prédite avec une modélisation de type moindre carrés ordinaires de chaque variable de chômage partiel CP^j sur sa valeur retardée d'une année (CP_{it-1}^j) ainsi que la moyenne de cette valeur retardée d'une année ($\overline{CP_i}^j$), x_{it}, $\overline{x}_i$ et les indicatrices temporelles pondérées. Enfin, v_i est le terme d'erreur qui suit une loi normale. L'indice j donne les différentes mesures de chômage partiel : $j \in \{CP_jours,\ CP_sal,\ CP_dur\}$. Cette équation initiale peut être formalisée de la manière suivante :

$$CP_{it}^j = \mu + CP_{it-1}^j \delta_0 + \overline{CP_i}^j \delta_1 + x_{it}\pi_0 + \overline{x}_i \pi_1 + \sum_{t=1996}^{2004} I_t^p + v_{it} \qquad (3.2)$$

Les variables instrumentales permettent de contrôler de l'endogénéité des indicateurs de chômage partiel. Elles doivent expliquer les variables de chômage partiel en *t* mais ne doivent pas être corrélées avec le terme d'erreur de l'équation des licenciements économiques en *t*. Trouver des telles variables est un exercice extrêmement difficile car le chômage partiel et les licenciements économiques sont deux dispositifs utilisés, en général, par les établissements uniquement dans des situations économiques très dégradées. De plus, à partir de nos données, le choix est assez limité. Nous pouvons donc imaginer que les variables de chômage partiel et de licenciements économiques sont expliquées en grande partie par les

[69] Approximativement 30% des établissements apparaissent sur toute la période d'analyse. Voir l'annexe 3.3, pour la distribution du nombre d'années d'apparition des établissements dans le panel.

mêmes déterminants. Les indicateurs de chômage partiel retardés d'une année (CP_{it-1}^{j}) ainsi que leurs moyennes ($\overline{CP_i^j}$) sont nos variables instrumentales. Dans la littérature, travailler avec des variables expliquées retardées représente une des méthodes les plus répandues pour choisir des variables instrumentales dans le cas des modèles de données de panel (cf. Angrist et Krueger, 2001). Leur inconvénient est que dans la plupart des cas, elles n'ont pas de fondement théorique. La première condition d'un bon instrument sera facilement vérifiée lors de l'estimation de l'équation 3.2. Si les coefficients des variables CP_{it-1}^{j} et $\overline{CP_i^j}$ sont significativement différents de 0, cette première condition sera satisfaite. En revanche, il est plus difficile de valider que la deuxième condition soit remplie. Nous considérons que ces deux indicateurs sont a priori des bons instruments car on peut supposer que le comportement en termes de chômage partiel dans le passé (à la date *t-1*) explique bien le comportement du chômage partiel à la date *t* (une sorte de préférence pour l'usage du chômage partiel ou comme nous l'avons montré dans les chapitres I et II, certains établissements l'utilisent de manière récurrente comme un simple outil de gestion de la main d'œuvre). En revanche, comme les autorisations de chômage partiel sont associées à des situations temporaires très dégradées, le chômage partiel à la date *t-1* n'impacte a priori pas les licenciements économiques en *t*. De notre point de vue, travailler au niveau de l'année supprime la corrélation entre les licenciements économiques en *t+1* et les indicateurs de chômage partiel en *t* (qui est une plutôt une corrélation infra-annuelle comme nous l'avons déjà précisé).

Section 4 – Les résultats

La présentation des résultats est divisée en quatre sous-sections. Dans un premier temps, nous appliquons la stratégie économétrique FE-2SLS sur l'échantillon de 204 000 observations correspondant à approximativement 36 000 établissements d'au moins 50 salariés. Les résultats sont décrits dans la section 4.1. Dans une deuxième section, nous analysons comment les résultats changent en fonction des différents biais contrôlés. Nous donnons également les résultats d'un test de robustesse mené en introduisant des variables explicatives supplémentaires (section 4.2). Pour valider la pertinence des modèles estimés,

nous mettons en place des tests d'endogénéité relatifs aux variables de chômage partiel ainsi que des tests de validité des instruments utilisés (section 4.3). Afin de prendre mieux en compte le caractère « conjoncturel » du chômage partiel, nous analysons la relation entre les variables de chômage partiel et de licenciements économiques au niveau trimestriel (section 4.4).

4.1 – Résultats des modèles contrôlant l'hétérogénéité inobservée et l'endogénéité des variables de chômage partiel

L'impact de chaque variable de chômage partiel (nombre de salariés, nombre de jours autorisés et durée d'autorisation) sur le nombre de licenciements économiques est estimé dans des modèles différents. Au total, nous estimons trois modèles de type doubles moindres carrés ordinaires à effets fixes (FE-2SLS). Toutefois, nous choisissons de mettre toujours en avant un seul lien : l'effet du nombre de salariés concernés par les autorisations de chômage partiel pendant l'année t (CP_sal) sur le nombre de licenciements économiques enregistrés dans l'établissement pendant l'année t. Cette relation est la plus facile à comprendre car il y une « comparabilité directe » entre ces deux variables : un salarié mis au chômage partiel contre un salarié concerné par une sortie en licenciement économique. Les effets du nombre de jours de chômage partiel et de la durée moyenne d'affectation par salarié sur les licenciements économique sont estimés afin d'expliquer davantage les mécanismes existant derrière le lien étudié.

Nous présentons dans le tableau 3.2 les coefficients et la significativité de la première étape de la stratégie économétrique (l'équation 3.2). La spécification de notre modèle est satisfaisante car elle explique plus de 70 % de la variance. La taille des établissements est corrélée avec le nombre de salariés concernés par les autorisations de chômage partiel. Plus précisément, le nombre de salariés concernés par ces autorisations augmente avec la taille de l'établissement. Ce résultat est d'ailleurs un des faits stylisés identifiés dans le premier chapitre. De plus, le fait que le coefficient de la variable $\overline{Taille}$ soit significativement différent de zéro met en évidence la présence d'effets fixes individuels.

Tableau 3.2 : Les déterminants du nombre de salariés concernés par le recours au chômage partiel

Variable	Estimation	Ecart-type	
Constante	1,52391	0,22386	***
CP_sal (retardé d'une année)	0,19030	0,00200	***
$\overline{CP_sal}$ (retardé d'une année)	0,69357	0,00244	***
$Taille$	0,00793	0,00167	***
Tx_VA (retardé d'une année)	0,48960	0,39962	ns
Tx_entr_taille (retardé d'une année)	0,61499	0,53592	ns
$RENT$ (retardé d'une année)	0,77563	0,47940	ns
$\overline{Taille}$	-0,01410	0,00170	***
$\overline{Tx_VA}$	-1,41727	1,05624	ns
$\overline{Tx_entr_taille}$	3,64439	1,32509	***
$\overline{RENT}$	-0,76113	0,59470	ns
R^2		0,7042	
N total		204 396	

Champ : Panel non-cylindré de plus de 204 000 observations sur la période 1996-2004 qui concerne des établissements français d'au moins 50 salariés. Panel obtenu par l'appariement de cinq sources de données.
*Note : Estimations d'un modèle par moindres carrés ordinaires. Cette estimation contient également des indicatrices temporelles pondérées par la présence de l'établissement dans l'échantillon global. *** indique la significativité à 1 % et ns indique la non-significativité à 10 %.*

Les variables caractérisant la situation économique de l'entreprise à laquelle l'établissement appartient (retardées d'une année) ne sont étonnement pas corrélées au nombre de salariés concernés par les autorisations de chômage partiel. Cela peut s'expliquer par le fait que ces variables sont avant tout des déterminants habituels de la probabilité de recours aux autorisations de chômage partiel. En outre, la variable CP_sal (retardée d'une année) introduite afin de contrôler l'endogénéité de l'indicateur de chômage partiel est très significative. Cela confirme en partie sa validité de bon instrument. Plus un établissement a eu un nombre élevé de salariés concernés par les autorisations de chômage partiel en *t-1*, plus important est le nombre de salariés concernés par le dispositif en *t* : il y a une corrélation positive entre ces deux variables de chômage partiel. La variable CP_sal retardée d'une année peut être un proxy des situations économiques détériorées en *t-1*. Ainsi, cela pourra expliquer le manque d'influence des variables de conjoncture économique retardées d'une année (car elles sont probablement très corrélées à CP_sal en *t-1*). Pour résumer, le nombre de salariés au chômage partiel en *t* est principalement expliqué par la taille de l'établissement

ainsi que par le comportement antérieur en termes de salariés concernés par le chômage partiel. Ces variables expliquent donc fortement le nombre de salariés affectés par les autorisations de chômage partiel en *t*.

A partir de cette estimation, nous calculons la prédiction du nombre de salariés au chômage partiel ($CP_\hat{sal}$) ainsi que, pour chaque établissement, la moyenne de cette prédiction sur la période d'apparition dans le panel ($\overline{CP_\hat{sal}}$). Ces deux variables sont introduites en tant que variable explicatives dans la deuxième étape de la stratégie économétrique (l'équation 3.1). Le tableau 3.3 décrit les résultats de cette deuxième étape (qui représente notre équation principale).

Nous observons que le taux de croissance de la taille de l'entreprise à laquelle l'établissement appartient est corrélé positivement au nombre de licenciements économiques. Cela peut s'expliquer par le fait que les entreprises se sont trompées dans leurs recrutements et qu'elles finissent par licencier. Ensuite, nous trouvons un résultat qui à première vue peut paraître étonnant : la taille de l'établissement est négativement corrélée au nombre de licenciements économiques annuels. Le taux de croissance de l'emploi est d'autant plus important que la taille est faible et comme on est dans un cadre d'analyse de type « toutes choses égales par ailleurs », on peut retrouver le fait que les petits établissements ayant les plus grandes variations d'emploi licencient plus fortement pour des raisons économiques. Une bonne situation économique (mesurée avec le taux de variation de la valeur ajoutée et avec le taux de rentabilité) diminue le nombre de licenciements économiques. Cette relation négative entre la situation économique et le comportement en termes de licenciements économiques est facile à comprendre car, en général, afin de licencier pour motif économique, les établissements font preuve de situations économiques particulièrement dégradées. Pour finir, la relation qui nous intéresse le plus particulièrement est celle entre le nombre de salariés concernés par les autorisations de chômage partiel pendant l'année *t* et le nombre de licenciements économiques en *t*. Après avoir essayé de contrôler l'endogénéité du nombre de salariés au chômage partiel, cette relation est positive : plus les établissements ont des salariés au chômage partiel en *t*, plus important est le nombre de licenciements économiques en *t*.

Tableau 3.3 : Les déterminants du nombre de licenciements économiques

Variable	Estimation	Ecart-type	
$CP_\hat{s}al$	0,100136771	0,00170263	***
$Taille$	-0,002586230	0,00027083	***
Tx_VA (retardé d'une année)	-0,243843679	0,06470370	***
Tx_entr_taille (retardé d'une année)	0,190879951	0,08705783	**
$RENT$ (retardé d'une année)	-1,362105652	0,07769272	***
R^2		0,3745	
N total		204 396	

Champ : Panel non-cylindré de plus de 204 000 observations sur la période 1996-2004 qui concerne des établissements français d'au moins 50 salariés. Panel obtenu par l'appariement de cinq sources de données.
*Note : Les estimations d'un modèle par moindres carrés ordinaires. Les écarts-types sont robustes. Cette estimation contient également des indicatrices temporelles pondérées par la présence de l'établissement dans l'échantillon global ainsi que les moyennes des variables explicatives. ** indique la significativité à 5 % et *** indique la significativité à 1 %.*

4.2 – Tests de robustesse avec contrôle des différents biais et variables explicatives supplémentaires

Le tableau 3.4 donne la synthèse des estimations de type FE-2SLS (dans la dernière colonne). Les estimations pour le nombre de jours de chômage partiel et la durée moyenne de chômage partiel par salarié sont présentées pour renforcer le lien « positif » trouvé entre les salariés au chômage partiel et le nombre de licenciements économiques. Afin de souligner qu'on a bien contrôlé l'hétérogénéité inobservée ainsi que le biais d'endogénéité associé aux variables de chômage partiel, nous présentons également les coefficients de trois estimations supplémentaires : une estimation empilée (notée Pooled-OLS) (elle ne contrôle ni l'hétérogénéité inobservée ni l'endogénéité des variables de chômage partiel), une estimation qui contrôle uniquement l'hétérogénéité inobservée (FE) et une estimation qui contrôle l'endogénéité des variables de chômage partiel sans contrôler l'hétérogénéité inobservée (Pooled-2SLS). Le graphique 3.1 présente la manière dont les résultats changent en fonction de l'estimation retenue. La représentation graphique est illustrée uniquement pour la variable « nombre de salariés au chômage partiel »[70]. Nous comparons les résultats obtenus à partir des différents estimateurs (voir le graphique 3.1). L'estimation de l'effet du nombre de salariés au chômage partiel sur le nombre de licenciements économiques est proche de 0,02 avec l'estimateur Pooled-OLS. L'effet est moins fort lorsqu'on contrôle l'hétérogénéité inobservée,

[70] Dans l'annexe 3.4, nous présentons le même graphique pour les autres deux variables de chômage partiel (nombre de jours de chômage partiel et durée moyenne d'affectation par salarié).

mais il reste toutefois significatif (l'estimateur FE a une valeur de 0,01). Quand on permet l'existence d'une corrélation entre le nombre de salariés au chômage partiel et les termes d'erreur, l'estimateur est encore significatif avec un coefficient plus élevé (0,03 avec l'estimation Pooled-2SLS) et encore plus important si on permet une corrélation entre le nombre de salariés au chômage partiel et la partie de l'erreur qui varie dans le temps (0,10 avec l'estimateur de type FE-2SLS). Cela implique que le biais d'endogénéité est positif (cf. graphique 3.1) : un choc positif exogène sur le nombre de licenciements économiques peut augmenter le nombre de salariés au chômage partiel (biais d'endogénéité lié à une causalité inverse). Une explication supplémentaire est donnée par le fait que les indicateurs de chômage partiel et de licenciement économique sont agrégés au niveau annuel et il peut y avoir des problèmes de simultanéité.

Tableau 3.4 : Synthèse des résultats

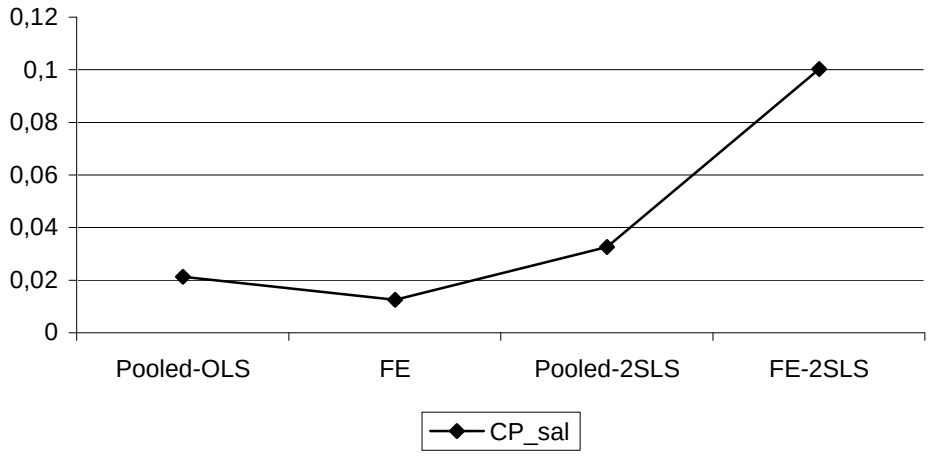
Variable	Pooled-OLS	FE	Pooled-2SLS	FE-2SLS
CP _ sal	0,02131 ***	0,01254 ***	0,03259 ***	0,10013 ***
CP _ jours	0,00088 ***	0,00098 ***	0,00122 ***	0,00590 ***
CP _ dur	0,31016 ***	0,14188 ***	0,87686 ***	7,15105 ***
Introduction des variables explicatives supplémentaires : variables croisées de secteur d'activité et de région géographique				
Variable	**Pooled-OLS**	**FE**	**Pooled-2SLS**	**FE-2SLS**
CP _ sal	0,02133 ***	0,01245 ***	0,03262 ***	0,09968 ***
CP _ jours	0,00088 ***	0,00098 ***	0,00122 ***	0,00587 ***
CP _ dur	0,30988 ***	0,14345 ***	0,86378 ***	6,85115 ***

Champ : Panel non-cylindré de plus de 204 000 observations sur la période 1996-2004 qui concerne des établissements français d'au moins 50 salariés. Panel obtenu par l'appariement de cinq sources de données.
*Note: *** indique la significativité à 1 %.*

Quelle que soit la variable de chômage partiel, nous remarquons que plus un établissement recourt fortement au chômage partiel selon un des trois indicateurs, plus son nombre de licenciements économique est important (tableau 3.4). Comme les variables de chômage partiel ainsi que le nombre de licenciements économiques sont considérés comme des variables continues, nous pouvons directement interpréter les coefficients comme des effets marginaux. Par exemple, le fait que pendant une année, 10 salariés sont concernés par

les autorisations de chômage partiel, cela conduirait l'établissement à enregistrer 1 licenciement économique dans la même année. Cet exemple nous permet de donner un ordre de grandeur de l'effet du chômage partiel sur les licenciements économiques.

Graphique 3.1 : L'effet du nombre de salariés au chômage partiel sur les licenciements économiques avec contrôle des différents biais



Champ : Panel non-cylindré de plus de 204 000 observations sur la période 1996-2004 qui concerne des établissements français d'au moins 50 salariés. Panel obtenu par l'appariement de cinq sources de données.
Note : CP_sal signifie le nombre de salariés concernés par les autorisations de chômage partiel. Ce graphique montre comment les effets de cette variable de chômage partiel sur le nombre de licenciements économiques change en fonction des différents biais contrôlés.

Afin de tester la robustesse de nos résultats, nous faisons un changement dans l'approche empirique : nous introduisons des variables explicatives supplémentaires comme le secteur d'activité de l'établissement (onze secteurs d'activité) et la région d'implantation de l'établissement (huit régions de France agrégées). Les onze secteurs d'activité sont construits à partir de la « Nomenclature économique de synthèse » (NES16) : Agriculture, sylviculture, pêche ; Industries agricoles et alimentaires ; Industries des biens de consommation ; Industrie automobile ; Industrie des biens d'équipement ; Industrie des biens intermédiaires ; Construction ; Commerce ; Transports ; Services aux entreprises ; Services aux particuliers, éducation, santé, action sociale. Selon une classification de l'INSEE, le territoire français peut être décomposé en huit principales régions : Ile-de-France, Centre Nord, Nord-Pas-de-Calais, Est, Nord-ouest Atlantique, Sud Ouest, Centre Sud et Midi Méditerranéen. Comme ces deux catégories de variables ne changent pratiquement pas au fil du temps, on les croise avec le taux de croissance de la valeur ajoutée. Les effets croisés peuvent contrôler certaines

caractéristiques industrielles comme le déclin structurel de certains secteurs d'activité. Ces résultats supplémentaires sont également présentés dans le tableau 3.5. Nous observons qu'ils sont extrêmement proches des résultats présentés précédemment. Cela renforce l'idée que plus l'établissement a un usage important en termes de chômage partiel, plus le nombre de licenciements économiques sur l'année sera important.

Tableau 3.5 : Résultats avec variables explicatives supplémentaires : variables croisées de secteur d'activité et de région géographique

Variable	Pooled-OLS	FE	Pooled-2SLS	FE-2SLS
CP _ sal	0,02133 ***	0,01245 ***	0,03262 ***	0,09968 ***
CP _ jours	0,00088 ***	0,00098 ***	0,00122 ***	0,00587 ***
CP _ dur	0,30988 ***	0,14345 ***	0,86378 ***	6,85115 ***

Champ : Panel non-cylindré de plus de 204 000 observations sur la période 1996-2004 qui concerne des établissements français d'au moins 50 salariés. Panel obtenu par l'appariement de cinq sources de données.
*Note: *** indique la significativité à 1 %.*

4.3 – Tests de présence de l'endogénéité des variables de chômage partiel et de validité des instruments

Pour valider la pertinence des modèles estimés, nous mettons en place des tests d'endogénéité relatifs aux variables de chômage partiel ainsi que des tests de validité des instruments utilisés. Dans un premier temps, nous utilisons une variante du test de Hausman (1978) pour vérifier la présence de l'endogénéité des indicateurs de chômage partiel. Ce test examine la différence entre l'estimateur des moindres carrés ordinaires (noté en anglais OLS) et l'estimateur des doubles moindres carrés (noté en anglais 2SLS). Dans ce type de test, sous l'hypothèse nulle d'absence d'endogénéité, l'estimateur OLS et l'estimateur 2SLS sont tous les deux convergents mais l'estimateur OLS est de variance minimale. En revanche, en présence d'endogénéité, seul l'estimateur 2SLS est convergent. Nous présentons ce test pour la variable « nombre de salariés au chômage partiel ». En pratique, nous récupérons le résidu de l'équation 3.2 et nous étudions sa significativité (avec un test de Student) quand il est introduit dans l'équation 3.1 à la place de la valeur prédite de la variable « nombre de salariés au chômage partiel » et en rajoutant en même temps la valeur de la variable « nombre de salariés au chômage partiel ». Le rejet de l'hypothèse nulle pour le résidu est synonyme d'une

présence d'endogénéité pour le nombre de salariés au chômage partiel. En mettant en place ce test, nous obtenons un coefficient pour le résidu de -0,02 avec un écart-type de 0,009 qui fait rejeter l'hypothèse nulle à 5 %. Cela confirme l'endogénéité de la variable « nombre de salariés concernés par les autorisations de chômage partiel ». En même temps, ce résultat souligne l'intérêt d'utiliser notre méthodologie économétrique.

Dans un deuxième temps, nous testons la validité des instruments pour vérifier qu'on a bien contrôlé l'endogénéité du nombre de salariés au chômage partiel. Comme le nombre d'instruments est égal au nombre de variables endogènes, nous ne sommes pas dans le cas d'une sur-identification du modèle. Par conséquent, nous ne pouvons pas mettre en place des tests de restrictions sur-identifiantes (par exemple, Sargan, 1958). Encore une fois, le test est présenté pour la variable « nombre de salariés au chômage partiel ». En pratique, nous estimons l'équation 3.1, nous récupérons son résidu et nous régressons sur ce résidu toutes les variables ainsi que le nombre de salariés au chômage partiel retardé d'une année. Sous l'hypothèse nulle, les instruments n'expliquent pas le terme d'erreur de l'équation principale. Dans notre cas, le coefficient devant la variable « nombre de salariés au chômage partiel retardée d'une année » (instrument) est de 0,008 avec un écart-type de 0,05. Cela signifie que l'hypothèse nulle est acceptée à 10 %. Nous pouvons ainsi conclure que notre instrument est valide car il explique très bien la variable à instrumentaliser et n'est pas corrélé au terme d'erreur de l'équation des licenciements économiques. A l'aide d'un test statistique nous avons montré sa validité.

4.4 –Analyse trimestrielle du lien entre le chômage partiel et les licenciements économiques

Dans les sources de données d'origine, nous avons des informations sur le recours au chômage partiel au niveau mensuel et des informations sur les licenciements économiques au niveau trimestriel. Nous avons choisi de travailler au niveau de l'année en agrégeant ces informations. Le chômage partiel est un dispositif qui, en principe, doit répondre à des difficultés brutales, imprévisibles et temporaires. Son usage est ainsi associé à une dimension temporaire, de courte durée. Une analyse trimestrielle est beaucoup plus riche de ce point de vue. Cela peut également supprimer les problèmes d'endogénéité des variables de chômage partiel s'il y a des doutes sur leur bon contrôle. Par conséquent, on va mener la même analyse

sauf que les variables de chômage partiel et de licenciements économiques sont exprimées au niveau trimestriel. Nous introduisons également la taille de l'établissement au niveau du trimestre et plus précisément, la taille de l'établissement à la fin de chaque trimestre. L'analyse en infra-annuel permet de clarifier certains aspects mais en revanche, introduit des difficultés supplémentaires. En France, il n'y a pas de sources de données trimestrielles qui nous permettent de contrôler la conjoncture économique au niveau de l'établissement. Nous sommes obligés de contrôler par les indicateurs de performance économique au niveau de l'année (comme nous l'avons fait précédemment).

Nous constituons le fichier sur lequel on va mener cette estimation supplémentaire. A partir des 204 000 observations qui correspondent à approximativement 36 000 établissements, nous avons agrégés au niveau trimestriel les trois indicateurs de chômage partiel et nous avons également récupéré des fichiers DMMO les valeurs trimestrielles du nombre de licenciements économiques et de la taille de l'établissement. Le fichier final contient approximativement 700 000 observations. Dans ce fichier, les établissements apparaissent au moins deux ans consécutifs. En revanche, à l'intérieur de l'année, les établissements ne sont pas toujours renseignés les quatre trimestres. Cela est lié à la nature des DMMO dans lesquels parfois, pour certains établissements, des trimestres manquent. Dans d'autres cas, ces incohérences peuvent apparaître à cause de la manière dans laquelle nous avons constitué le fichier des 204 000 observations (dans le cas d'année manquante, on a remplacé par les valeurs moyennes calculées sur l'année d'avant et l'année d'après). L'analyse des panels trimestriels pose donc le problème de « l'enchaînement des trimestres ». Pour cette raison, on va faire deux tests : un sur l'intégralité du fichier trimestriel sans aucun contrôle (les 700 000 observations) *–échantillon 1* - et un autre uniquement sur les établissements qui n'ont pas, pour une année donnée, des trimestres manquants ou encore des effectifs non renseignés (environ 360 000 observations) *–échantillon 2*.

Le premier test que nous avons mis en place est celui de l'endogénéité des variables de chômage partiel. Comme nous l'avons fait jusqu'au présent, on détaille les résultats uniquement pour la variable « nombre de salariés au chômage partiel ». Quand on travaille au niveau trimestriel, la possible causalité inversée entre les licenciements économiques et le chômage partiel a beaucoup moins de sens d'avoir lieu. Ainsi, nous mettons en place un test de type Hausman pour tester l'endogénéité. Pour la variable nombre de salariés au chômage partiel en trimestriel et sur l'échantillon de plus de 360 000 observations, nous acceptons

l'hypothèse nulle, c'est-à-dire la variable trimestrielle de chômage partiel retardée résulte être exogène. Ainsi, il ne faut plus mettre en place une estimation de type FE-2SLS mais simplement une estimation de type FE (il faut contrôler uniquement l'hétérogénéité inobservée).

Nous détaillons le résultat de l'estimation FE uniquement pour la variable du nombre de salariés concernés par les autorisations de chômage partiel (sur l'échantillon 2). L'analyse du lien trimestriel entre le nombre de salariés au chômage partiel et le nombre de licenciements économiques met en évidence un effet positif mais beaucoup moins faible en valeur absolue (voir le tableau 3.6 en comparaison avec le tableau 3.4). Les variables explicatives jouent dans le même sens que précédemment sur les licenciements économiques en trimestriel.

Tableau 3.6 : Les déterminants du nombre de licenciements économiques avec nombre de salariés au chômage partiel avec contrôle de l'hétérogénéité inobservée (en trimestriel – échantillon 2)

Variable	Estimation	Ecart-type	
CP _ sal	0,00876	0,00011	***
Taille	-0,00701	0,00013	***
Tx _ VA (retardé d'une année)	-0,12105	0,02180	***
Tx _ entr _ taille (retardé d'une année)	0,14008	0,02972	***
RENT (retardé d'une année)	-0,28444	0,02712	***
R^2		0,1787	
N total		362 812	

Champ : Panel trimestriel de plus de 360 000 observations sur la période 1996-2004 qui concerne des établissements français d'au moins 50 salariés. Panel obtenu par l'appariement de cinq sources de données.
*Note : Les estimations d'un modèle par moindres carrés ordinaires. Cette estimation contient également des indicatrices temporelles pondérées par la présence de l'établissement dans l'échantillon global ainsi que les moyennes des variables explicatives. *** indique la significativité à 1 %.*

Dans le tableau 3.7, nous donnons les résultats trimestriels des trois indicateurs de chômage partiel et sur les deux échantillons : celui des 360 000 observations et celui de 700 000 observations. Le lien positif entre le chômage partiel et les licenciements économiques se confirme une nouvelle fois en analyse trimestrielle.

Tableau 3.7 : Synthèse des résultats en trimestriel

Variable	Echantillon 1	Echantillon 2
CP _ sal	0,007233 ***	0,008765 ***
CP _ jours	0,000813 ***	0,000865 ***
CP _ dur	0,033825 ***	0,041680 ***
N°observations	760 196	362 812

Champ : Panels trimestriels sur la période 1996-2004 qui concerne des établissements français d'au moins 50 salariés. Panels obtenus par l'appariement de cinq sources de données.
*Note : *** indique la significativité à 1 %.*

Dans cette section, nous montrons que plus un établissement bénéficie d'une manière intensive d'autorisations de chômage partiel, plus le nombre de licenciements économiques sera important, dans les établissements d'au moins 50 salariés en France. Par exemple, nos estimations mettent en lumière que pour 10 salariés affectés par les autorisations de chômage partiel, en moyenne, il y aura 1 licenciement pour motif économique. Est-ce que ce résultat voudrait dire que 9 salariés ne sont pas licenciés suite à l'utilisation de chômage partiel ? Nos résultats ne peuvent pas être interprétés de cette manière. Nous travaillons avec des salariés concernés par des autorisations de chômage partiel et non avec des salariés réellement mis au chômage partiel. Nous supposons que par rapport au nombre effectif de salariés concernés par le chômage partiel, ce lien positif est probablement encore plus important en valeur absolue. En outre, avec nos méthodes, on ne peut pas identifier les effets au niveau de l'économie sur les licenciements économiques en absence du chômage partiel. Si le chômage partiel protégeait vraiment des licenciements économiques, le lien entre les deux dispositifs devrait être négatif et significatif. Dans des tests méthodologiques supplémentaires, nous vérifions comment le lien entre les autorisations de chômage partiel et les licenciements économiques change en fonction de la manière dont nous considérons les deux phénomènes. Nous prenons en compte la nature binaire de ces dispositifs. Nous avons trois cas possibles : (1) analyse de l'impact du fait d'utiliser le chômage partiel ou non sur le fait de licencier pour motif économique ou non ; (2) analyse de l'effet d'utiliser le chômage partiel ou non sur le nombre de licenciements économiques et (3) étude de l'effet du nombre de salariés au chômage partiel sur le fait de licencier ou non. Dans ces trois cas, nous obtenons toujours des liens positifs et significatifs. Ces estimations ont été réalisées en essayant de prendre en compte l'hétérogénéité inobservée ainsi que l'endogénéité du recours au chômage partiel. Ils ne sont pas rapportés dans le corps du texte car ne sont pas centraux par rapport à la problématique

qui nous préoccupe. Le principal élément qui se dégage de notre analyse est l'effet positif et significatif entre l'utilisation du chômage partiel et les licenciements économiques.

Cette relation est analysée au niveau annuel et trimestriel à l'aide de plusieurs modèles de données de panel. Nous pouvons interpréter cette relation positive et significative entre les autorisations de chômage partiel et les licenciements économiques de plusieurs façons. Premièrement, le recours au chômage partiel serait la solution ultime et inefficace pour éviter les licenciements économiques. Deuxièmement, les autorisations de chômage partiel et les licenciements économiques peuvent être complémentaires afin de faire face aux difficultés économiques. Troisièmement, le chômage partiel serait un dispositif utilisé par les établissements en déclin structurel. Enfin, les établissements pourraient utiliser le chômage partiel pour calmer les tensions sociales avant la mise en place d'un plan de licenciements économiques ou de rassurer les actionnaires, car il peut représenter une sorte de garantie de l'État. Mais quelle que soit l'interprétation, le chômage partiel ne remplit pas entièrement son rôle de protection contre les licenciements économiques en cas de graves difficultés passagères.

Néanmoins, plusieurs précisions s'imposent. Avec nos données, on ne peut pas identifier si les salariés touchés par les autorisations de chômage partiel finissent par être licenciés (les indicateurs de chômage partiel et de licenciement économique sont calculés au niveau de l'établissement). En d'autres mots, nous ne pouvons pas observer les mécanismes derrière l'utilisation de chômage partiel dans les établissements. On ne peut pas connaître les liens entre les individus mis au chômage partiel et les licenciements économiques ou encore entre les salariés qui ne sont pas mis au chômage partiel et les licenciements économiques. En outre, ces informations ne sont pas disponibles par catégories de salariés (ouvriers, cadres). Ce qui est certain est qu'en globalité, le chômage partiel ne représente pas une protection contre les licenciements économiques. Toutefois, par rapport à certaines catégories de salariés, ce manque de protection doit être nuancé. Nos interprétations concernent uniquement la population de salariés touchée par le dispositif. Prenons l'exemple de salariés mis au chômage partiel qui finissent par être licenciés. Dans ce cas, le chômage partiel retarde uniquement les licenciements (manque de protection de l'emploi à « long terme »). Les salariés sont protégés uniquement sur la période de mise au chômage partiel. Il y a une sorte de phénomène de sécurisation « temporaire » de leurs parcours professionnels (protection partielle de « court terme »). Cette période de mise au chômage partiel peut être bénéfique pour les individus car

elle peut leur permettre de chercher un autre travail ou encore de se reconvertir. Parmi les salariés mis au chômage partiel, certains qui gardent également leur emploi. Pour ces derniers, le chômage partiel remplit donc son rôle de protection de l'emploi. Si la conjoncture économique se détériore encore plus, l'entrepreneur doit faire des choix entre les individus mis au chômage partiel. Alors, le plus probablement il va « sauver » (ne pas licencier) les salariés les plus profitables et indispensables à l'établissement. Ainsi, le chômage partiel peut être vu comme un moyen servant à faire le tri des salariés, à corriger certaines erreurs de recrutement ou à masquer des licenciements futurs des salariés moins profitables pour l'établissement.

Section 5 –Des prolongements méthodologiques

Nous étudions la relation entre deux dispositifs particuliers. Leur utilisation et plus précisément, celle du chômage partiel, est assez marginale. Par exemple, nous avons identifié qu'en moyenne moins de 1 % des établissements sont affectés par les autorisations de chômage partiel entre 1995 et 2005 en France (cf. chapitre I). Sur l'échantillon final, dans approximativement 4 % des cas, les établissements bénéficient d'autorisations de chômage partiel (cf. tableau 3.1). Autrement dit, sur notre échantillon de travail, uniquement dans 4 % des cas, nous avons des valeurs de chômage partiel différentes de 0. En ce qui concerne les licenciements économiques, sur l'échantillon final, 20 % des établissements licencient pour motif économique. Une présence tellement importante de zéros parmi les valeurs des indicateurs de chômage partiel et de licenciements économiques peut poser des problèmes méthodologiques car les phénomènes analysés sont sous-représentés (ils se confondent dans une masse de zéros).

Dans des démarchés économétriques supplémentaires, nous allons essayer de prendre en compte la rareté des phénomènes étudiés. Plus précisément, nous souhaitons contrôler séparément deux biais additionnels. Dans la section 5.1, nous nous concentrons sur la manière dont les établissements utilisent les licenciements économiques et nous allons contrôler un biais supplémentaire de sélection associé à l'utilisation des licenciements économiques. Dans la section 5.2, nous prenons en compte cette fois la rareté du recours aux autorisations de chômage partiel et notamment, le fait que l'usage du chômage partiel baisse dans le temps.

Les résultats obtenus à partir de ces deux stratégies alternatives sont discutés à l'intérieur de chaque section.

5.1 –La prise en compte d'une sélection sur les licenciements économiques

Dans cette section, on décide de contrôler un biais supplémentaire de sélection associé au recours aux licenciements économiques. Il peut exister un tel problème de sélection car l'utilisation des licenciements économiques n'est a priori pas distribuée de manière aléatoire parmi les établissements. D'ailleurs, l'assez faible usage de licenciements économiques peut témoigner de ce type de problème (cf. tableau 3.1). Pour ce premier prolongement méthodologique, nous nous concentrons donc sur le lien entre le chômage partiel et les licenciements économiques uniquement quand l'établissement licencie pour motif économique. Autrement dit, la variable licenciements économiques prend des valeurs supérieures ou égales à 1. En revanche, il n'y a pas de restriction sur les variables de chômage partiel (elles peuvent prendre des valeurs égales à zéro). Cela revient à travailler sur un sous-échantillon de 31 066 observations, en imposant que le nombre de licenciements économiques soit strictement supérieur à zéro.

Cette démarche traite un autre aspect du lien entre le chômage partiel et les licenciements économiques : il est différent d'analyser l'effet des variables de chômage partiel sur des licenciements économiques strictement supérieurs à zéro et d'analyser l'effet des variables de chômage partiel sur les licenciements économiques quand on mélange en même temps l'absence du recours aux licenciements économiques et le nombre effectif de licenciements économiques. Bien sûr, un établissement décide en général de licencier pour motif économique s'il est dans une situation économique très difficile. En contrôlant la conjoncture économique de l'établissement, il nous paraît important d'analyser si derrière l'utilisation des licenciements économiques, il n'y a pas un comportement qui dépend d'autres aspects que la conjoncture. On peut ainsi imaginer qu'un établissement décide de faire appel à des licenciements économiques pour d'autres raisons que sa situation économique. Il peut donc y avoir une décision non-aléatoire d'utiliser ce dispositif. Une autre motivation est qu'on n'a pas à notre disposition toute l'information (il y a une sorte de « censure » liée au comportement en termes de licenciements économiques). Les valeurs zéro

pour le nombre de licenciements économiques ne sont pas nécessairement des « vrais » zéro (absence totale de licenciements). Les employeurs peuvent par exemple inciter très fortement leurs salariés à démissionner ou ils mettent en place d'autres types de licenciements que les licenciements économiques. Pour ces raisons, il nous semble très important de prendre en compte la sélection sur le recours aux licenciements économiques. La sélection étudiée est une sélection « classique » qui se traduit par le fait que certains établissements utilisent les licenciements et d'autres non. Cela change légèrement le cadre initial de l'analyse (dans lequel les licenciements économiques nuls étaient des valeurs parmi d'autres). En rappelant qu'on est dans le cas d'un panel non-cylindré et que les variables explicatives d'intérêt sont susceptibles d'être endogène, nous nous retrouvons dans le cadre d'un modèle où on souhaite contrôler l'hétérogénéité inobservée, l'endogénéité potentielle des variables de chômage partiel ainsi que la sélection sur l'utilisation des licenciements économiques. Ce type de démarche économétrique en données de panel qui permet surtout la prise en compte des variables endogènes est assez récente (voir par exemple, Vella et Verbeek, 1999 ; Fernandez-Val et Vella, 2007). Nous décidons d'utiliser une méthode récente proposée par Semykina et Wooldridge (2007). Les auteurs analysent les déterminants des salaires des femmes avec une variable explicative endogène qui est l'expérience. Dans leur cas, on peut étudier le lien entre l'expérience professionnelle et le salaire uniquement quand les femmes travaillent. Dans le cas contraire, le salaire n'est pas observé (le biais de sélection). Dans la section 5.1.1, nous présentons la stratégie économétrique que nous allons suivre et dans la section 5.1.2 nous présentons les résultats de sa mise en place.

5.1.1- La stratégie économétrique avec sélection sur les licenciements économiques

La démarche de Semykina et Wooldridge (2007) est une méthode en deux étapes avec une équation de sélection et une équation principale sur le nombre de licenciements économiques. La manière dont on présente cette méthode économétrique est largement inspirée de Semykina et Wooldridge (2007).

Soit Nb_lic_{it} le nombre de licenciements économiques de l'établissement *i* (*i* = *1,…,16 313*) strictement supérieur à zéro pendant l'année *t* (*t = 1997,…, 2004*). L'équation de licenciements économiques peut s'écrire de la manière suivante :

$$Nb_lic_{it} = x_{it}\beta + \varepsilon_{it} \tag{3.3}$$

où x_{it} est un vecteur de variables explicatives de dimension K, β est un vecteur de K paramètres à estimer et ε_{it} est le terme d'erreur. Dans un premier temps, nous contrôlons les effets fixes des établissements (notés c_i) qui prennent en compte l'intégralité de l'hétérogénéité inobservée des établissements constante dans le temps. Le terme d'erreur peut être ainsi écrit comme $\varepsilon_{it} = c_i + u_{it}$, où u_{it} est le terme d'erreur idiosyncratique[71]. Nous permettons une corrélation arbitraire entre l'effet inobservé et les variables explicatives. De plus, nous permettons qu'une des variables explicatives du vecteur x_{it} soit endogène (c'est-à-dire qu'elle soit corrélée avec l'erreur idiosyncratique u_{it}). Cette variable est donnée par une des trois variables de chômage partiel. Soit z_{it} un vecteur de variables explicatives qui sont strictement exogènes conditionnellement à c_i. Le vecteur z_{it} est de dimension L avec $L \geq K$. Une partie du vecteur z_{it} est contenue dans le vecteur x_{it}, le dernier contenant en plus, comme nous venons de le préciser, les variables endogènes de chômage partiel.

Comme nous l'avons annoncé précédemment, nous menons notre analyse sur un sous-échantillon d'établissements qui licencient pour des raisons économiques. Soit le_{it} la règle de sélection binaire qui prend la valeur 1 si l'établissement licencie à la date *t* et 0 sinon. Les matrices x_{it} et z_{it} sont toujours observées si le_{it} est égal à 1 ou 0.

Semykina et Wooldridge (2007) montrent que le fait d'appliquer l'estimateur des doubles moindres carrés ordinaires à effets fixes (FE-2SLS) sur le sous-échantillon de sélection donne des estimateurs convergents si le_{it} est complètement aléatoire (d'un point de vue technique, cela veut dire que le_{it} doit être indépendant de $\left(u_{it}, z_{it}, c_i\right)$ à toutes les dates *t*)

[71] L'erreur idiosyncratique est un anglicisme utilisé en économétrie pour définir la partie du terme d'erreur qui varie entre les individus et dans le temps.

ou que le_{it} est une fonction de $\left(z_i, c_i\right)$, où $z_i = \left(z_{i1},...,z_{iT}\right)$[72]. Selon Semykina et Wooldridge (2007), pour obtenir des estimateurs convergents, il faut d'abord vérifier la présence de la sélection et ensuite, si cela s'impose, de la corriger.

Nous présentons maintenant la procédure proposée par Semykina et Wooldridge (2007) pour les modèles linéaires à effets fixes. L'indicateur de sélection le_{it} est généré par une variable latente le_{it}^* de la manière suivante :

$$le_{it} = 1\left[le_{it}^* > 0\right] = 1\left[z_{it}\delta + a_i + u_{it} > 0\right] \tag{3.4}$$

où 1[.] est une fonction indicatrice, a_i est un effet individuel inobservé et u_{it} est le terme d'erreur défini de telle manière que $u_{it}\left|z_i, e_i \sim N(0,1)\right.$ pour que le_{it} suit un modèle de type probit à effet fixe. Afin de permettre la corrélation entre a_i et z_i, Semykina et Wooldridge (2007) utilisent la spécification de Mundlak (1978) :

$$a_i = \eta + \xi\bar{z}_i + f_i \tag{3.5}$$

$\bar{z}_i$ représente le vecteur des valeurs moyennes des variables exogènes sur la période d'apparition des établissements dans les données. Dans la méthode de Mundlak, comme nous l'avons déjà précisé dans la section 3, les variables $\bar{z}_i$ sont introduites afin de contrôler l'hétérogénéité inobservée. $f_i\left|z_i\right.$ a une distribution normale d'espérance nulle. Ainsi l'indicateur de sélection le_{it} peut se réécrire de la manière suivante :

$$le_{it} = 1\left[\eta + z_{it}\delta + \xi\bar{z}_i + v_{it} > 0\right] \tag{3.6}$$

avec $v_{it} = \left(f_i + u_{it}\right)$ qui a une distribution normale d'espérance nulle.

Nous supposons que les $\left(\varepsilon_{it}, v_i\right)$ sont indépendants de $\left(z_i, c_i\right)$, où $v_i = \left(v_{i1},...,v_{iT}\right)'$ et les $\left(\varepsilon_{it}, v_{it}\right)$ sont indépendants de $\left(v_{i1},...,v_{it-1}, v_{i,t+1},...,v_{iT}\right)$. Si $E\left(\varepsilon_{it}\left|v_{it}\right.\right)$ est linéaire alors :

[72] *t=1,…, 9* ou encore de *t=1997,…, 2004*.

$$E\left(\varepsilon_{it}\left|z_i,c_i,le_i\right.\right)=\rho E\left(v_{it}\left|z_i,c_i,le_i\right.\right)=\rho E\left(v_{it}\left|z_i,le_{it}\right.\right) \tag{3.7}$$

A partir de ces hypothèses, nous pouvons réécrire l'équation 3.3 comme suit :

$$Nb_lic_{it}=x_{it}\beta+c_i+\rho E\left(v_{it}\left|z_i,le_{it}\right.\right)+e_{it} \tag{3.8}$$

avec e_{it} un terme d'erreur idiosyncratique qui satisfait par construction la propriété $E\left(e_{it}\left|z_i,c_i,le_i\right.\right)=0$.

Les modèles de type moindres doubles carrés à effets fixes (FE-2SLS) donnent des estimateurs convergents pour les paramètres d'intérêt si l'espérance écrite dans l'équation 3.7 est 0. Pour tester facilement la présence du biais de sélection, à partir de l'équation 3.8, on teste l'hypothèse nulle $H_0:\rho=0$ (qui peut être estimée à partir d'un modèle de type FE-2SLS). Pour le sous-échantillon de sélection (c'est-à-dire pour les établissements pour lesquels $le_{it}=1$), nous avons uniquement besoin de $E\left(v_{it}\left|z_i,le_{it}=1\right.\right)$ qui peut être obtenu avec une estimation de type probit :

$$E\left(v_{it}\left|z_i,le_{it}=1\right.\right)=\lambda\left(\eta+z_{it}\delta+\xi\overline{z}_i\right) \tag{3.9}$$

où $\lambda(.)$ représente l'inverse de ratio de Mills. Soit $\hat{\lambda}_{it}$ l'estimateur de l'inverse de ratio de Mills. Pour tester la sélection, il faut estimer pour chaque année *t* un probit en forme réduite $\Pr\left(le_{it}\left|z_i\right.\right)=\phi\left(\eta+z_{it}+\xi\overline{z_i}\right)$. Après, il faut introduire $\hat{\lambda}_{it}$ dans l'équation principale et avec une estimation de type FE-2SLS tester l'hypothèse nulle $H_0:\rho=0$ avec un simple test statistique. Afin d'apporter plus de flexibilité au modèle, Semykina et Wooldridge (2007) proposent de croiser $\hat{\lambda}_{it}$ avec les indicatrices temporelles pour permettre au coefficient ρ d'être différent à travers le temps. Dans ce cas, il faut tester la significativité jointe des T = 8 coefficients ρ_t (t = *1,…, 8*)[73].

[73] Nous avons également calculé dans une unique équation de sélection les inverses de ratio de Mills qui prennent des valeurs différentes pour chaque année et établissement mais cela revient à estimer un seul paramètre ρ. Ce type de démarche représente une forme réduite du modèle de Semykina et Wooldridge (2007).

Semykina et Wooldridge (2007) présentent une procédure de correction du problème de sélection quand l'hypothèse nulle est rejetée. Il faut estimer l'équation 3.8 par une procédure de type Pooled-2SLS en utilisant une décomposition de l'effet spécifique d'établissement c_i selon Mundlak (1978). Avec les hypothèses précédemment présentées sur la sélection et les effets inobservés, l'équation principale 3.3 peut s'écrire de la manière suivante :

$$Nb_lic_{it} = \alpha + x_{it}\beta + \bar{z}_i\xi + \gamma_t E\left(v_{it} \middle| z_i, le_{it}\right) + e_{it} \qquad (3.10)$$

Les auteurs montrent que le fait d'appliquer un estimateur de type Pooled-2SLS à l'équation 3.10, après avoir remplacé $E\left(v_{it} \middle| z_i, le_{it}\right)$ par les estimateurs des inverses de ratio de Mills $\hat{\lambda}_{it}$ donne des estimateurs convergents. Semykina et Wooldridge (2007) présentent également dans leur papier la procédure de correction de la matrice de variance-covariance.

A ce stade, nous abordons la question du contrôle du biais d'endogénéité des variables de chômage partiel et du biais de sélection lié à la décision de licencier. Nous présentons le choix de nos variables et plus précisément, des instruments et de la variable d'exclusion permettant le contrôle de ces deux biais. Le vecteur x_{it} contient les variables suivantes : une des trois variables de chômage partiel (potentiellement endogènes), la taille de l'établissement, le taux de variation de l'effectif de l'entreprise, le taux de variation de la valeur ajoutée et le taux de rentabilité. Le vecteur z_{it} contient une partie du vecteur x_{it} comme la taille de l'établissement, le taux de variation de l'effectif de l'entreprise, le taux de variation de la valeur ajoutée, le taux de rentabilité, plus une variable d'exclusion. Dans la section 3, nous avons décrit les mécanismes permettant de comprendre pourquoi les indicateurs de chômage partiel ne sont pas exogènes au nombre de licenciements économiques. L'endogénéité peut se traduire principalement par un problème de simultanéité entre les variables de chômage partiel et la variable licenciements économiques (qui sont des agrégats annuels). Les variables instrumentales permettent de contrôler de l'endogénéité des indicateurs de chômage partiel. Ces variables expliquent les variables de chômage partiel pour l'année *t* mais ils ne sont pas corrélés avec le terme d'erreur de l'équation de licenciement économique. Nous pouvons imaginer que les variables de chômage partiel et de licenciements

En appliquant cette démarche nous obtenons des résultats extrêmement proches de ceux obtenus avec (exactement) la procédure de Semykina et Wooldridge (2007).

économiques sont expliquées en grande partie par les mêmes déterminants. Nous choisissons comme variables instrumentales, les indicateurs de chômage partiel retardés d'une année (comme dans la stratégie économétrique principale de ce chapitre). A priori, ces variables expliquent le comportement en termes de chômage partiel mais ne sont pas corrélées au terme d'erreur de l'équation principale de licenciements économiques. Dans la section 3, nous avons présenté la logique du choix de ces variables instrumentales. Ces variables n'apparaissent pas dans l'équation principale mais en revanche, leurs moyennes calculées sur la période d'apparition dans l'échantillon sont introduites dans l'équation 3.10. Lorsqu'on contrôle un biais d'endogénéité, il est fondamental d'avoir au moins une variable instrumentale qui soit corrélée avec la variable endogène, non corrélée avec le terme d'erreur et qui pourtant n'affecte pas la variable d'intérêt. Dans le cas du contrôle du biais de sélection, l'identification du modèle offre un cadre plus souple. C'est-à-dire la prise en compte d'une variable d'exclusion n'est à priori pas obligatoire même si elle est recommandable (cf. par exemple Maddala, 1983). Même si on n'introduit pas dans notre stratégie économétrique une telle variable, l'équation d'utilisation des licenciements économiques est identifiée comme l'inverse de ratio de Mills représente une fonction non linéaire. Il faudrait pourtant tester la normalité en sachant que ce type de test est assez difficile à mettre en place. Nous choisissons comme variable d'exclusion le fait d'utiliser des licenciements économiques l'année précédente. Nous supposons que cette variable explique bien le fait de faire appel aux licenciements économiques une année plus tard mais elle n'est pas corrélée avec le terme d'erreur de l'équation expliquant le nombre effectif des licenciements économiques. Comme toute variable d'exclusion peut être discutable, pour cette raison nous testons également le cas dans lequel on ne l'introduit pas. Choisir parmi les variables d'exclusion, des variables expliquées retardées est une possibilité « standard » dans les modèles de données de panel.

5.1.2- Les résultats du premier prolongement méthodologique

Nous démarrons ce premier prolongement méthodologique à partir de l'échantillon de 204 396 observations. La nouveauté de cette démarche économétrique est la prise en compte de la sélection du recours aux licenciements économiques. Pour contrôler cette sélection, nous introduisons une variable d'exclusion qui est une indicatrice binaire du recours aux licenciements économiques retardée d'une année (Le_1_{it}). Rappelons que parmi les 204 396

observations, nous avons au minimum deux lignes consécutives d'observation pour chaque établissement. Lorsqu'on va construire la variable Le_1_{it} , on va obtenir des valeurs manquantes pour toutes les premières années d'apparition dans l'échantillon. On va ainsi perdre pour tous les établissements une observation (la première année renseignée). L'échantillon a maintenant une taille de 168 012 observations. Pour les établissements ayant deux années de renseignées, cela va revenir à travailler avec une seule observation. Pourtant, on ne va pas les exclure de l'analyse car nous reprenons les valeurs moyennes des variables explicatives calculées lors de la précédente étape. Ainsi, nous allons pouvoir contrôler les effets fixes pour ces établissements. Pour contrôler l'effet inobservé associé à la variable Le_1_{it} , on va introduire la moyenne de la probabilité de recours aux licenciements économiques calculée sur la période initiale d'apparition. Le fichier sur lequel on va estimer la sélection du recours aux licenciements économiques contient 168 012 observations et correspond à approximativement 36 000 établissements et couvre la période 1997-2004 (on perd l'année 1996 avec la construction de Le_1_{it}).

Le tableau 3.8 décrit brièvement la distribution des variables utilisées dans cette section. Nous séparons les observations en fonction du recours aux licenciements économiques. En moyenne, 18 % des observations de notre échantillon global recourent aux licenciements économiques. Sur l'échantillon global, le nombre moyen de licenciements économiques est légèrement supérieur à 1. De plus, moins de 20 % des établissements de l'échantillon global ont eu recours aux licenciements économiques l'année d'avant. Les établissements qui ne recourent pas aux licenciements économiques ont un pourcentage assez proche (13 %). En revanche, 44 % de ceux qui ont recours aux licenciements en *t* ont licencié l'année d'avant. Il semble y avoir une corrélation positive entre le recours antérieur aux licenciements économiques et le recours présent.

Les établissements faisant recours aux licenciements économiques sont plus grands que les établissements qui ne licencient pas (233 salariés contre 167 salariés). Les établissements qui ont recours aux licenciements économiques en *t* connaissent plus souvent des difficultés économiques : ils ont des taux de croissance négatifs pour la taille de l'entreprise et pour la valeur ajoutée. Le taux de rentabilité est également plus important pour les établissements qui ne licencient pas pour raisons économiques.

Tableau 3.8 : Statistiques descriptives

Variable	Echantillon global (168 012 obs.)	Etablissements qui recourent aux licenciements économiques (31 066 obs.)	Etablissements qui ne recourent pas aux licenciements économiques (136 946 obs.)
Le	0,18 (0,38)	1	0
Nb _ lic	1,25 (8,19)	6,81 (18,02)	0
Le _1	0,18 (0,39)	0,44 (0,49)	0,13 (0,33)
CP _ jours	74,83 (2056,67)	199,41 (4590,53)	46,57 (636,28)
CP _ sal	4,16 (70,75)	9,72 (133,48)	2,90 (45,72)
CP _ dur	0,28 (1,76)	0,62 (2,68)	0,20 (1,47)
Taille	179,31 (330,02)	233,81 (520,10)	166,95 (267,27)
Tx _ entr _ taille (retardé d'une année)	0,01 (0,20)	-0,008 (0,20)	0,01 (0,20)
Tx _ VA (retardé d'une année)	0,02 (0,29)	-0,01 (0,34)	0,03 (0,28)
RENT (retardé d'une année)	0,20 (0,33)	0,13 (0,36)	0,22 (0,32)

Champ : Panel non-cylindré de plus de 160 000 observations sur la période 1997-2004 qui concerne des établissements français d'au moins 50 salariés. Panel obtenu par l'appariement de cinq sources de données.
Note : Les écarts-types sont donnés entre parenthèses.

Le tableau 3.9 donne les résultats de la première étape du modèle (l'équation de sélection du recours aux licenciements économiques). L'estimation est menée sur l'échantillon global de 168 012 observations[74]. La taille de l'établissement, le taux de rentabilité de l'entreprise à laquelle l'établissement appartient et l'indicateur binaire du recours aux licenciements économiques sont tous corrélés avec la probabilité d'avoir licencié pour raisons économiques pendant l'année *t*. La probabilité de recourir aux licenciements économiques diminue avec la taille de l'établissement. En revanche, le taux de variation de la taille de l'entreprise à laquelle l'établissement appartient n'influence pas la probabilité de recourir aux licenciements économiques en *t*. Ce résultat est différent du résultat du tableau 3.6 pour deux principales raisons. D'abord, dans ce modèle, on estime la probabilité de

[74] Pour implémenter la stratégie de Semykina et Wooldridge (2007), en pratique cette équation est estimée pour chaque année de la période 1997-2004. Pour donner une image de la façon dont les caractéristiques d'établissements affectent la propension d'utiliser les licenciements économiques, nous décidons de présenter l'estimation sur la période globale d'analyse.

recourir aux licenciements économiques et non le nombre de licenciements économiques lui-même (comme c'était le cas de la modélisation du tableau 3.6). De plus, on est sur un échantillon de taille différente. Ensuite, pour appliquer la stratégie de Semykina et Wooldridge (2007), nous sommes obligés d'utiliser la moyenne des licenciements économiques (normalement cette moyenne devrait être calculée sur la période retardée) car c'est la variable d'exclusion que nous avons choisi. Toutefois, l'interprétation de la variable $\overline{Le}$ est difficile car elle peut capter un effet de taille. $\overline{Le}$ est également la moyenne de la variable dépendante. De plus, l'analyse a été implémentée sans la variable d'exclusion (Maddala, 1983). Une mauvaise situation économique (mesurée avec le taux de rentabilité) augmente la probabilité de recourir aux licenciements économiques.

Tableau 3.9 : Les déterminants de la probabilité de recourir aux licenciements économiques

Variable	Estimation	Ecart-type	
Constante	-1,8223	0,0122	***
Le_1	-0,3444	0,0118	***
$\overline{Le}$	4,4295	0,0247	***
$Taille$	-0,00017	0,000076	**
Tx_VA (retardé d'une année)	-0,00627	0,0180	ns
Tx_entr_taille (retardé d'une année)	-0,0174	0,0267	ns
$RENT$ (retardé d'une année)	-0,5707	0,0226	***
$\overline{Taille}$	0,000138	0,000077	*
$\overline{Tx_VA}$	-0,0509	0,0519	ns
$\overline{Tx_entr_taille}$	0,2627	0,0664	***
$\overline{RENT}$	0,5554	0,0279	***
Max R²	0,4765		
N total	168 012		

Champ : Panel non-cylindré de plus de 160 000 observations sur la période 1997-2004 qui concerne des établissements français d'au moins 50 salariés. Panel obtenu par l'appariement de cinq sources de données.
*Note : Les estimations d'un modèle de type probit. Cette estimation contient également des indicatrices temporelles pondérées par la présence de l'établissement dans l'échantillon global. *** indique la significativité à 1 % ; ** la significativité à 5 %, * indique la significativité à 10 % et ns la non significativité à 10 %.*

La deuxième étape du modèle nous permet d'étudier l'impact des indicateurs de chômage partiel sur le nombre de licenciements économiques. Avant, il faut tester la présence d'une sélection sur l'utilisation de licenciements économiques. Nous mettons en place le test

proposé par Semykina et Wooldridge (2007). Nous l'explicitons uniquement pour la variable « nombre de salariés concernés par les autorisations de chômage partiel ». Le test implémenté est un test de Fisher et analyse la nullité jointe des inverses de ratio de Mills. Nous rappelons que dans ce prolongement méthodologique, nous travaillons sur la période 1997-2004. Cela revient donc à estimer huit équations de sélections et nous testons de cette manière sous H0 la nullité jointe des huit inverses de ratio de Mills. La statistique de Fisher est égale à 13,56, ce qui implique le rejet à 1 % de l'hypothèse nulle. Ce test confirme la présence d'une sélection sur le recours aux licenciements économiques et renforce donc le choix de notre modèle. Nous appliquons par la suite la correction proposée par Semykina et Wooldridge (2007).

Après avoir confirmé l'intérêt de l'application du modèle de Semykina et Wooldridge (2007), nous estimons l'équation 3.10. Sur les 168 000 observations de l'échantillon final, nous travaillons uniquement avec les observations pour lesquelles les établissements ont licencié pour motif économique. Cela revient à travailler sur un échantillon de 31 066 observations. Comme dans la section 4, nous explicitons les résultats uniquement pour la variable « salariés au chômage partiel » (voir tableau 3.10).

Tableau 3.10 : Les déterminants du nombre de licenciements économiques avec nombre de salariés au chômage partiel

Variable	Estimation	Ecart-type	
CP _ sal	0,0507	0,0010	***
Taille	0,0001	0,0014	ns
Tx _ VA (retardé d'une année)	-1,1312	0,3691	***
Tx _ entr _ taille (retardé d'une année)	1,4074	0,5992	**
RENT (retardé d'une année)	-3,9774	0,5161	***
R^2		0,1485	
N total		31 066	

Champ : Panel non-cylindré de plus de 30 000 observations sur la période 1997-2004 qui concerne des établissements français d'au moins 50 salariés qui ont eu recours aux licenciements économiques. Panel obtenu par l'appariement de cinq sources de données.
*Note : Les estimations d'un modèle par doubles moindres carrés ordinaires. Cette estimation contient également des indicatrices temporelles ainsi que les moyennes des variables explicatives ainsi que les inverses de ratio de Mills. ** indique la significativité à 5 %, *** indique la significativité à 1 % et ns la non significativité à 10 %.*

Nous retrouvons les mêmes liens entre ces variables et le nombre de licenciements économiques que dans la section 4.1 (cf. tableau 3.3), sauf pour la taille de l'établissement. Dans cette estimation, la taille de l'établissement n'a plus aucune influence sur le nombre de

licenciements économiques. La variable de chômage partiel apparaît pourtant comme très significative. Cela montre que même en considérant qu'il y a une sélection sur le recours aux licenciements économiques, le lien entre le nombre de salariés au chômage partiel et les licenciements économiques est retrouvé : plus il y a de salariés concernés dans l'établissement par le chômage partiel, plus importants seront les mouvements de sortie de l'établissement en licenciement économique. Pour voir si ce lien positif et significatif est retrouvé pour tous les indicateurs de chômage partiel, dans le tableau 3.11, nous donnons la synthèse des différents résultats. Nous présentons en même temps les différences de résultats en fonction des différents contrôles mis en avant. Il y a deux blocs de résultats. Dans un premier temps, nous regardons comment les effets changent si on ne fait aucun contrôle (Pooled-OLS), si on contrôle uniquement l'hétérogénéité inobservée (FE), si on contrôle seulement l'endogénéité des variables de chômage partiel (Pooled-2SLS) et si on contrôle l'hétérogénéité inobservée et l'endogénéité (FE-2SLS). Comme nous avons souligné la présence d'une sélection sur le recours aux licenciements économiques, dans un deuxième temps, nous nous intéressons à quatre variantes du modèle de Semykina et Wooldridge (2007). Dans les colonnes 2 et 3 du tableau 3.11, nous menons l'estimation avec la variable d'exclusion (l'indicatrice de licenciements économiques retardée d'une année). Dans la colonne 2, nous mettons en place l'analyse sur tous les établissements qui licencient pour motif économique et dans la colonne 3, nous nous concentrons sur ceux qui utilisent au moins deux années des licenciements économiques. Nous souhaitons étudier si les résultats changent quand on travaille sur l'échantillon d'établissements qui ont une utilisation « récurrente » en termes de licenciements économiques. Il est assez compliqué de vérifier si notre variable d'exclusion est de bonne qualité. Dans les colonnes 4 et 5 du tableau 3.11, suivant Maddala (1983) qui montre que la variable d'exclusion n'est pas indispensable, on met en place la même analyse sans variable d'exclusion. En revanche, il faut mettre en évidence la présence de la normalité derrière la probabilité de licencier pour motif économique. Dans l'annexe 3.5, nous traçons la distribution des « résidus » d'une équation unique de sélection sur l'utilisation des licenciements économiques[75]. Cette annexe nous indique que la modélisation de type probit est pertinente et confirme en quelque sorte le manque de variable d'exclusion. D'une façon générale, le tableau 3.11 montre que nous retrouvons toujours un lien positif et significatif entre les variables de chômage partiel et le nombre de licenciements économiques. Cela souligne que les liens trouvés entre ces deux phénomènes sont stables.

[75] On ne peut pas réellement parler de résidus car leur calcul est fait à partir d'une modélisation avec variable latente.

Tableau 3.11 : Synthèse des résultats

Variable	Pooled-OLS	FE	Pooled-2SLS	FE-2SLS
CP _ sal	0,0347 ***	0,0142 ***	0,0491 ***	0,0227 ***
CP _ jours	0,0010 ***	0,0009 ***	0,0012 ***	0,0003 ***
CP _ dur	0,5899 ***	0,1655 ***	1,7587 ***	0,4332 ***
Semykina et Wooldridge (2007)				
Variable	**Avec variable d'exclusion (LE>0)**	**Avec variable d'exclusion (LE>1)**	**Sans variable d'exclusion (LE>0)**	**Sans variable d'exclusion (LE>1)**
CP _ sal	0,0507 ***	0,0523 ***	0,0521 ***	0,0537 ***
CP _ jours	0,0013 ***	0,0012 ***	0,0013 ***	0,0012 ***
CP _ dur	1,7606 ***	1,6220 ***	1,7260 ***	1,5959 ***

Champ : Panel non-cylindré de plus de 30 000 observations sur la période 1997-2004 qui concerne des établissements français d'au moins 50 salariés qui ont eu recours aux licenciements économiques. Panel obtenu par l'appariement de cinq sources de données.
*Note: *** indique la significativité à 1 %.*

A ce stade, nous voulons mettre en place des tests qui permettent de vérifier si les variables de chômage partiel sont bien endogènes et, en même temps, de valider le choix des instruments. Reprenant la même approche que précédemment, nous développons notre démarche uniquement pour la variable « nombre de salariés concernés par les autorisations de chômage partiel ». Nous mettons en place le test d'endogénéité des variables de chômage partiel de Wu-Hausman. La statistique de ce test est égale à 123,28 qui rejette l'hypothèse nulle (le fait que les variables de chômage partiel sont exogènes) à 1 %. Cela confirme le fait que la variable « nombre de salariés au chômage partiel » est endogène.

Comme le nombre de variables endogènes (les indicateurs de chômage partiel) est égal au nombre d'instruments (les indicateurs de chômage partiel retardés d'une année), nous ne sommes pas dans le cas d'une suridentification. Nous mettons en place un test qui permet de calculer une statistique globale de nullité de l'effet des instruments sur le résidu de l'équation principale. C'est la même démarche que celle adoptée dans la section 4.3. Pour la variable « nombre de salariés su chômage partiel », cette statistique globale a une valeur égale à 1,61 avec une p-value de 0,200. Cela revient à accepter à 10% l'hypothèse nulle de validité des instruments ou autrement dit, que les instruments ne sont pas corrélés au terme d'erreur de

l'équation principale. On peut considérer que ce résultat est satisfaisant en ce qui concerne la qualité de nos instruments.

5.2 –La prise en compte de la diminution du recours au chômage partiel sur la période d'analyse

Entre 1995 et 2005, l'utilisation du chômage partiel a diminué du fait de la bonne conjoncture économique, mais aussi suite à l'introduction de l'ARTT (cf. chapitre II). En d'autres termes, la probabilité d'utilisation du chômage partiel n'est pas la même en début de la période et à la fin de la période. Dans la section 5.1, nous avons contrôlé le biais de sélection lié au fait que les établissements qui utilisent les licenciements économiques n'ont pas les mêmes caractéristiques que ceux qui ne les utilisent pas. Dans cette section, nous développons un deuxième prolongement méthodologique dans lequel nous voulons contrôler le fait que les établissements qui utilisent le chômage partiel ne sont pas identiques (ce sont deux sous-populations différentes) à deux dates : il s'agit d'une sorte de biais « d'attrition ». Autrement dit, il s'agit de contrôler un biais de sélection associé à la baisse de l'utilisation du chômage partiel dans le temps. Cette démarche se concentre ainsi sur l'analyse d'un lien différent entre le chômage partiel et les licenciements économique par rapport à notre question initiale. Ici, nous analysons comment les indicateurs de chômage partiel affectent les licenciements économiques uniquement quand les établissements bénéficient d'autorisations de chômage partiel. On n'impose aucun type de contrainte sur les valeurs du nombre de licenciements économiques (cette variable prend des valeurs supérieures ou égales à 0). Nous travaillons sur un échantillon où tous les établissements ont des autorisations de chômage partiel. La description de cette stratégie économétrique est présentée dans la section 5.2.1 et les résultats des estimations dans la section 5.2.2.

5.2.1- La modélisation économétrique

Dans ce nouveau développement méthodologique, nous sommes dans un cas similaire que précédemment : on souhaite prendre en compte l'hétérogénéité inobservée, l'endogénéité

des variables de chômage partiel et un biais de sélection qui est dans ce cas lié à une utilisation différente du chômage partiel au début et à la fin de la période d'analyse. Nous nous retrouvons encore une fois dans le cadre du modèle proposé par Semykina et Wooldridge (2007). Nous décidons de ne plus présenter d'une manière détaillée l'écriture du modèle. Dans la formalisation du modèle la seule chose qui change par rapport à la section 5.1.1 est l'équation de sélection. Pour cette raison, nous nous concentrons exclusivement sur sa présentation. La première étape du modèle correspond ici au choix de recourir ou non au chômage partiel (noté s_{it}). Un établissement est considéré comme utilisateur du chômage partiel si, pour une année donnée, il a un nombre de jours autorisés de chômage partiel supérieur à zéro. Dans le présent prolongement méthodologique, l'équation de sélection peut s'écrire de la manière suivante :

$$s_{it} = 1\left[s_{it}^{*} > 0 \right] = 1\left[\eta + z_{it}\delta + \xi \bar{z}_i + v_{it} \right] \qquad (3.11)$$

où 1[.] est la fonction indicatrice, t représente le temps (*t = 1996,…, 2004*), i l'établissement (*i = 1,…,36 384*) et v_{it} le terme d'erreur qui suit une distribution normale. z_{it} représente le vecteur de variables explicatives (presque entièrement le même que dans les cas précédents) : la taille de l'établissement, le taux de croissance de la taille de l'entreprise à laquelle l'établissement appartient (retardé d'une année), le taux de rentabilité (retardé d'une année), le taux de croissance de la valeur ajoutée (retardé d'une année) ainsi que la variable d'exclusion. Des indicatrices temporelles sont également introduites.

Le chômage partiel et les licenciements économiques ont presque les mêmes déterminants. Il est ainsi assez difficile de trouver une variable d'exclusion satisfaisante. Dans les chapitres I et II nous avons montré, qu'exceptant la situation économique, la mise en place de l'ARTT est l'autre déterminant majeur du recours au chômage partiel sur la période. Nous devons ainsi choisir de manière très attentive un indicateur d'ARTT afin de satisfaire les conditions d'une bonne variable d'exclusion.

L'ARTT est un dispositif implémenté de manière hétérogène par les entreprises françaises (voir Askenazy, 2008 pour plus de détails). Il existe une littérature française très riche sur le comportement des entreprises par rapport à la mise en place de l'ARTT[76]. Les lois

[76] Cette littérature s'intéresse plus particulièrement aux effets de l'ARTT sur l'emploi et le chômage. Les effets mis en évidence sont mitigés. En général, les établissements qui réduisent leur temps de travail sont comparés à

Robien et Aubry 1 sont construites autour des deux volets offensifs et défensifs (voir l'encadré 2.1 du chapitre II). L'objectif du volet offensif est de réduire le temps de travail dans l'entreprise tout en créant des nouveaux emplois. Plus précisément, l'entreprise doit réduire son temps de travail (d'au moins 10 %) et accroître ses effectifs (d'au moins 6 % selon la loi Aubry) afin de bénéficier des aides. Dans le volet défensif, les entreprises bénéficient des aides lorsqu'elles réduisent leur temps de travail (d'au moins 10 %) afin d'éviter les licenciements. En complément, ces entreprises doivent maintenir leurs effectifs durant une certaine période du temps.

Par rapport à l'ARTT, Larrey (1998) développe un modèle théorique et met en évidence que la réorganisation du temps de travail permet de stabiliser l'emploi précaire et de reculer les licenciements. Un papier de la DARES suggère que le volet défensif des lois sur l'ARTT peut représenter un moyen pour calmer les tensions à court-terme mais, finalement, les entreprises vont licencier (il n'y a pas d'effets durables). L'OCDE (2004a) montre que dans les années 90, en Allemagne, l'ARTT était principalement utilisée afin d'éviter les licenciements économiques (le volet défensif) mais que en France, la caractéristique centrale de cette mesure est de créer de l'emploi (le volet offensif). Pour cette raison, il serait erroné d'affirmer que l'ARTT, globalement parlant, n'a pas d'effets sur les licenciements économiques. Nous tenons compte de cette hypothèse afin de construire notre variable d'ARTT. A partir de la base « Aubry 2 », nous pouvons identifier si un établissement a réduit sa durée effective du temps de travail pour créer des emplois (volet offensif), pour éviter les licenciements économiques (volet défensif), pour éviter les licenciements et en même temps pour créer des emplois (volet offensif et défensif) ou finalement, sans aucune intention d'éviter les licenciements ou de créer des emplois. Nous « mettons de côté » les cas où l'ARTT est clairement utilisée afin d'éviter les licenciements économiques. La variable $ARTT_{it}$ est égale à 1 quand l'établissement réduit son temps de travail sans l'objectif d'éviter les licenciements économiques. Nous pensons qu'il n'y a pas de relation directe entre cette variable d'ARTT et les licenciements économiques. A notre connaissance, il n'y a pas

ceux qui ne l'ont pas réduit. Les effets mis en évidence dépendent du type de l'ARTT ainsi que de la période d'analyse : cette littérature souligne un accroissement de l'emploi entre 3 % et 6 % (Fiole, Passeron et Roger, 2000 ; Fiole et Roger, 2002). Néanmoins, l'effet de l'ARTT sur l'emploi n'est pas clair : Crépon et Kramarz (2002) montrent que la baisse du temps de travail à 40 heures par semaine de 1982 a conduit à des pertes d'emploi contraires aux objectifs initiaux de la loi. Freeman (1998) montre que le partage du travail généré par les forces de marché peut accroître l'emploi mais en revanche, des politiques législatives peuvent avoir des effets négatifs. Quant à de Regt (2002), il met en évidence une relation en U entre le temps de travail et l'équilibre du taux de chômage. Ainsi l'ARTT peut réduire le chômage uniquement quand le temps de travail est suffisamment long. Il suggère également que les effets sur l'emploi et le chômage sont assez limités.

de preuve empirique ou théorique concernant la relation directe entre ce type d'ARTT et le comportement en termes de licenciements économiques des établissements. La méthode économétrique est également mise en place sans cette variable d'exclusion (Maddala, 1983).

Dans la deuxième étape du modèle, afin de contrôler le biais d'endogénéité associé aux indicateurs de chômage partiel, nous estimons le nombre de licenciements économiques avec des indicateurs de chômage partiel retardés d'une année utilisés comme variables instrumentales (comme dans les méthodes précédemment présentées). Ces indicateurs expliquent le recours au chômage partiel en *t* mais ne doivent pas être corrélés avec le terme d'erreur de l'équation de licenciement économique (en tout cas, statistiquement, dans les deux estimations précédentes, ils respectent cette propriété). La deuxième étape du modèle correspond à l'équation 3.10, en sachant qu'il faut se restreindre aux observations pour lesquelles $s_{it} = 1$. Cela correspond à utiliser 9 132 observations. Avant de mettre en place cette démarche, il faut vérifier s'il y a réellement une sélection sur le recours au chômage partiel avec la procédure proposée par Semykina et Wooldridge (2007).

5.2.2- Les résultats du deuxième prolongement méthodologique

Le tableau 3.12 donne les résultats de la première étape du modèle. L'estimation est menée sur l'échantillon global de 204 396 observations[77]. La taille de l'établissement, la performance économique de l'entreprise à laquelle l'établissement appartient et l'indicateur *ARTT* sont tous corrélés avec la probabilité d'avoir des autorisations de chômage partiel. La probabilité de recourir au chômage partiel augmente avec la taille de l'établissement. Une possible explication est que les grands établissements ont plus souvent des départements de ressources humaines mieux informés par rapport aux procédures et règles d'usage du chômage partiel (cf. chapitre I).

Une mauvaise situation économique (mesurée avec le taux de variation de la valeur ajoutée et avec le taux de rentabilité) augmente également la probabilité de recourir au chômage partiel. Cette relation négative est facile à comprendre car, afin de bénéficier

[77] Comme dans la section 5.1.2, nous décidons de présenter les résultats de l'équation de sélection sur l'intégralité des données. En pratique, nous estimons l'équation 3.11 année par année. Les effets trouvés sont les mêmes que ceux à partir des estimations annuelles.

d'autorisations de chômage partiel, les établissements doivent faire preuve de situations économiques particulièrement dégradées. Les établissements qui réduisent la durée effective du temps de travail (sans l'objectif d'éviter les licenciements économiques) recourent moins au chômage partiel. La relation négative significative entre le recours au chômage partiel et la mise en place de l'ARTT confirme les conclusions antérieures du deuxième chapitre. Nous montrons un effet de substitution entre chômage partiel et l'ARTT dû à leur rôle respectif de dispositifs de flexibilité interne. Nous retrouvons des liens que nous avons déjà mis en évidence à l'aide des statistiques descriptives dans le chapitre I.

Tableau 3.12 : Les déterminants du recours au chômage partiel

Variable	Estimation	Ecart-type	
Constante	-1,3829	0,0133	***
Taille	0,000190	0,000068	***
Tx _ VA (retardé d'une année)	-0,0501	0,0198	**
Tx _ entr _ taille (retardé d'une année)	-0,00538	0,0286	ns
RENT (retardé d'une année)	-0,0790	0,0258	***
ARTT	-0,1218	0,0186	***
Taille	-0,00008	0,000070	ns
Tx _ VA	-0,6346	0,0534	***
Tx _ entr _ taille	-0,2991	0,0722	***
RENT	-0,4145	0,0325	***
ARTT	-0,0901	0,0227	***
Chi²		3052,05	
N total		204 396	

Champ : Panel non-cylindré de plus de 204 000 observations sur la période 1996-2004 qui concerne des établissements français d'au moins 50 salariés. Panel obtenu par l'appariement de cinq sources de données.
*Note : Les estimations d'un modèle probit. Cette estimation contient également des indicatrices temporelles. ** indique la significativité à 5%, *** indique la significativité à 1% et ns indique la non-significativité à 10%.*

La deuxième étape du modèle nous permet d'étudier l'impact du recours au chômage partiel sur les licenciements économiques. Le tableau 3.13 donne les résultats de l'effet du nombre de salariés au chômage partiel sur le nombre de licenciements économiques. La régression de cette seconde étape est menée sur un échantillon de 9 132 observations (uniquement les établissements qui recourent au chômage partiel). L'annexe 3.6 donne la distribution des établissements en fonction du nombre de fois qu'un établissement bénéficie

d'autorisations de chômage partiel entre 1996 et 2004. Sur ce sous-échantillon, nous retrouvons les liens « habituels » uniquement entre la taille de l'établissement et la probabilité de recours au chômage partiel (lien positif et significatif) et également entre le taux de rentabilité et les chances pour un établissement de recourir au chômage partiel (lien négatif et significatif).

Tableau 3.13 : Les déterminants du nombre de licenciements économiques avec nombre de salariés au chômage partiel

Variable	Estimation	Ecart-type	
CP _ sal	0,0238	0,0064	***
Taille	0,0079	0,0186	ns
Tx _ VA (retardé d'une année)	0,1675	1,0142	ns
Tx _ entr _ taille (retardé d'une année)	0,8569	1,1180	ns
RENT (retardé d'une année)	-2,9603	0,8561	***
R^2		0,2611	
N total		9 132	

Champ : Panel non-cylindré de plus de 30 000 observations sur la période 1996-2004 qui concerne des établissements français d'au moins 50 salariés qui ont eu recours aux licenciements économiques. Panel obtenu par l'appariement de cinq sources de données.
*Note : Les estimations d'un modèle par doubles moindres carrés ordinaires. Les écarts-types sont données entre parenthèses. Ils ont été corrigés en utilisant une procédure développée par Semykina et Wooldridge (2007). Cette estimation contient également des indicatrices temporelles ainsi que les moyennes des variables explicatives ainsi que les inverses de ratio de Mills. *** indique la significativité à 1 % et ns la non significativité à 10 %.*

Le tableau 3.14 fait une synthèse des différentes estimations mises en place pour les trois indicateurs de chômage partiel. Ce tableau contient deux blocs de résultats. Dans un premier temps, nous présentons les modèles dans lesquels on contrôle l'hétérogénéité inobservée, l'endogénéité, l'hétérogénéité inobservée et l'endogénéité en même temps ainsi qu'un modèle dans lequel l'hétérogénéité inobservée et l'endogénéité ne sont pas contrôlés. Dans un deuxième temps, nous nous concentrons exclusivement sur les résultats obtenus avec le modèle de Semykina et Wooldridge (2007). Ce type de stratégie économétrique peut être mis en place car nous avons vérifié en préalable la présence d'une sélection sur l'utilisation des autorisations de chômage partiel. Nous avons appliqué le même test que celui présenté dans la section 5.1. Nous estimons d'abord l'équation 3.11 année par année et nous calculons les inverses de ratio de Mills pour chaque année. Sur les 9 132 cas où les établissements utilisent les autorisations de chômage partiel, nous croisons les indicatrices temporelles avec les inverses de ratio de Mills. Nous estimons ensuite l'équation 3.8 et mettons en place un test

de nullité jointe des neuf inverses de ratio de Mills (calculées sur la période 1996-2004). Nous détaillons ce test pour le nombre de salariés concernés par le chômage partiel. La statistique de Fischer est égale à 5,69, ce qui signifie qu'on rejette l'hypothèse nulle (c'est-à-dire de nullité globale des inverses de ratio de Mills) à 1%. On met ainsi en évidence, la présence d'un biais de sélection sur le recours au chômage partiel et par conséquent, cela valide l'utilisation du modèle de Semykina et Wooldridge (2007).

Toujours dans le but de valider l'utilisation de cette approche, nous mettons en place des tests sur l'endogénéité des variables de chômage partiel introduite dans l'équation du nombre de licenciements économiques. Nous détaillons le test de Wu-Hausman uniquement pour le nombre de salariés au chômage partiel. L'hypothèse nulle de ce test est l'exogénéité du nombre de salariés concernés par les autorisations de chômage partiel ainsi que de sa moyenne. La valeur du test est de 64,87 ce qui signifie que l'hypothèse nulle est rejette à 1%. Ainsi les indicateurs de chômage partiel sont bien endogènes. Nous mettons en place un deuxième test qui vérifie si nos instruments sont valides. Nous décrivons le résultat pour la variable du nombre de salariés au chômage partiel. Nous estimons l'équation 3.8 sans contrôle de l'endogénéité des variables de chômage partiel. Nous récupérons le résidu de cette équation. Ensuite nous régressons sur ce résidu les variables explicatives utilisées précédemment et nous rajoutons en plus les variables instrumentales. Nous calculons une statistique de Fisher pour étudier la nullité jointe de ces variables. L'hypothèse nulle du test est que globalement les instruments n'ont pas d'impact sur le résidu de l'équation principale. La statistique de Fisher a une valeur égale à 2,08. Ce qui revient d'accepter l'hypothèse nulle à 10%.

Les colonnes 4 et 5 de la deuxième partie du tableau sont introduites afin de vérifier la proposition de Maddala (1983) selon laquelle on n'a pas besoin d'une variable d'exclusion si la distribution du phénomène analysé apparaît comme normale. Dans l'annexe 3.7, nous présentons le graphique des « résidus » de la probabilité qu'un établissement bénéficie d'autorisations de chômage partiel. La forme de ces « résidus » nous donne l'impression qu'ils suivent une loi très proche de la loi normale. Dans les colonnes 3 et 5 de la deuxième partie du tableau 3.14, nous mettons en place la méthode d'estimation de Semykina et Wooldridge (2007) sur les établissements qui recourent au moins deux fois aux autorisations de chômage partiel. Ces estimations sont particulièrement intéressantes car elles concernent les établissements qui pourraient utiliser le chômage partiel pour répondre à des besoins de

« flexibilité structurelle ». Le résultat principal dégagé par ce deuxième prolongement économétrique est que même en contrôlant le fait que les établissements bénéficient différemment d'autorisations de chômage partiel dans le temps, nous retrouvons toujours des liens positifs et significatifs entre le fait de bénéficier d'autorisations de chômage partiel et le nombre de licenciements économiques. Plus intensivement l'établissement recourt au chômage partiel, plus fortement il va licencier par la suite.

Tableau 3.14 : Synthèse des résultats avec sélection sur le recours au chômage partiel

Variable	Pooled-OLS	FE	Pooled-2SLS	FE-2SLS
CP _ sal	0,0164 ***	0,0062 *	0,0194 ***	0,0180 ***
CP _ jours	0,0007 ***	0,0011 ***	0,0009 ***	0,0014 ***
CP _ dur	0,1815 ***	0,1602 **	0,7473 ***	0,3245 **
Semykina et Wooldridge (2007)				
Variable	**Avec variable d'exclusion (LE>0)**	**Avec variable d'exclusion (LE>1)**	**Sans variable d'exclusion (LE>0)**	**Sans variable d'exclusion (LE>1)**
CP _ sal	0,0238 ***	0,0233 ***	0,0238 ***	0,0233 ***
CP _ jours	0,0010 ***	0,0010 ***	0,0010 ***	0,0010 ***
CP _ dur	0,7344 ***	0,6854 ***	0,7711 ***	0,7230 ***

Champ : Panel non-cylindré de plus de 9 000 observations sur la période 1996-2004 qui concerne des établissements français d'au moins 50 salariés qui ont eu recours aux licenciements économiques. Panel obtenu par l'appariement de cinq sources de données.
*Note : *** indique la significativité à 1 %. Pour les modèles estimés à partir de la procédure de Semykina et Wooldridge (2007), les écarts-types sont corrigés.*

Conclusion

Le résultat principal de ce chapitre montre qu'un recours plus intensif au chômage partiel conduit à une augmentation de licenciements économiques dans les établissements d'au moins 50 salariés en France. Ce résultat est obtenu en prenant en compte le fait que les indicateurs de chômage partiel sont endogènes et en contrôlant des comportements managériaux inobservés. Le lien entre le chômage partiel et les licenciements économiques est analysé au niveau de l'année et au niveau trimestriel, sans pour autant modifier le résultat.

L'analyse trimestrielle explore plus finement la dimension de court terme du chômage partiel. En revanche, elle a comme limite majeure un contrôle annuel de la situation économique de l'établissement. Rappelons, qu'en France, il y a un manque de données sur les indicateurs de santé économique permettant le suivi des établissements sur des périodes longues (comme c'est le cas dans notre analyse).

Très probablement, les établissements n'utilisent pas de manière aléatoire les licenciements économiques. Cela signifie qu'il peut y avoir des motivations cachées derrière cet usage. La prise en compte de cet aspect, changerait-elle le lien entre le chômage partiel et les licenciements économiques ? Dans un premier prolongement empirique, nous tenons compte de ce biais potentiel de sélection sur le recours aux licenciements économiques et nous obtenons le même résultat : les établissements licencient davantage après avoir utilisé plus intensivement les autorisations de chômage partiel. Une autre interrogation concerne l'usage du chômage partiel. Dans les chapitres antérieurs, nous avons montré que le recours au chômage partiel change sur la période 1995-2005. La non prise en compte d'une utilisation différente dans le temps du dispositif peut également affecter le résultat principal. Dans un second prolongement méthodologique, nous abordons cet aspect. Le lien positif entre les autorisations de chômage partiel et les licenciements économiques est retrouvé à nouveau. Dans le cadre de ces prolongements de la stratégie économétrique, nous montrons que les recours aux licenciements économiques et au chômage partiel sont soumis à des biais de sélection. On peut envisager la mise en place d'un modèle qui contrôlerait simultanément ces deux biais de sélection ainsi que l'hétérogénéité inobservée et l'endogénéité des indicateurs de chômage partiel. Comme nous nous confrontons à des lourdes difficultés méthodologiques, nous abandonnons la mise en place de cette démarche alternative.

Nos différentes estimations (la stratégie économétrique principale et les deux prolongements méthodologiques) soulignent clairement qu'un usage plus important d'autorisations de chômage partiel (capté par un des trois indicateurs de chômage partiel : nombre de salariés concernés, nombre de jours et durée moyenne d'affectation) implique un nombre plus important de licenciements économiques. On peut s'interroger sur le bon contrôle de l'endogénéité des variables de chômage partiel et de l'hétérogénéité inobservée et de penser que derrière ce résultat, il y a une sorte d'effet de conjoncture très dégradée associé au recours au chômage partiel. Dans des tests supplémentaires, nous appréhendons différemment le lien entre le recours au chômage partiel et les licenciements économiques ce

qui nous apporte des renseignements supplémentaires. Ils n'ont pas été introduits dans le corps du texte car on considère qu'ils s'éloignent de la problématique initiale du chapitre. Nous utilisons les indicatrices de présence de chômage partiel et de licenciements économiques. Les tests (trois tests) sont menés uniquement pour la stratégie économétrique principale. Nous étudions le lien entre le fait d'utiliser ou non les autorisations de chômage partiel et le fait de licencier ou non pour motif économique. Nous analysons également l'impact du fait de bénéficier ou non d'autorisations de chômage partiel sur le nombre de licenciements économiques. Enfin, nous étudions l'effet que peut avoir le nombre de salariés concernés par les autorisations de chômage partiel sur le fait de licencier ou non pour motif économique. Pour ces trois estimations supplémentaires (réalisées au niveau de l'année), nous obtenons toujours des liens positifs et significatifs entre les deux dispositifs. Pourtant, dans ces estimations, les biais d'endogénéité des variables de chômage partiel et l'hétérogénéité inobservée sont contrôlées en utilisant des méthodes en plusieurs étapes et en calculant des écarts-types robustes. Ces méthodes présentent leurs limites en étant moins performantes que des estimations en simultané.

La relation « positive » entre les autorisations de chômage partiel et les licenciements économiques peut être interprétée de plusieurs manières. Nous pouvons, dans un premier temps, penser que notre résultat reflète une relation de « complémentarité » entre les deux dispositifs pour répondre aux difficultés économiques. Comme le chômage partiel n'empêche pas les licenciements économiques, dans un deuxième temps, il apparaît comme une solution ultime inefficace afin d'éviter les licenciements économiques. Une autre interprétation possible est que le chômage partiel serait utilisé par les établissements en déclin structurel. Enfin, il est possible que son rôle soit de calmer les tensions sociales avant la mise en place d'un plan social ou de rassurer les actionnaires (car le chômage partiel représente une garantie de la part de l'Etat). Quelle que soit l'interprétation retenue, le chômage partiel ne remplit pas son rôle de protection contre les licenciements économiques en cas de graves difficultés passagères.

Le chômage partiel est-il pour autant un instrument totalement inefficace ? Il faut retenir des critères supplémentaires pour analyser la protection de l'emploi du chômage partiel. Des analyses additionnelles doivent être mises en place. Notamment, dans le chapitre suivant, nous nous concentrons sur l'étude du lien entre le recours au chômage partiel et la disparition des établissements. Cette démarche est originale, car à notre connaissance c'est la

première fois qu'elle est traitée à partir de données françaises. Nous postulons ainsi que le fait d'empêcher la disparition des établissements est une modalité particulière, qui agit, à plus long-terme, de protection de l'emploi : d'une certaine manière, la disparition des établissements peut être vue comme un cas extrême de licenciements économiques.

Si le critère retenu pour étudier la dimension « protection de l'emploi » du chômage partiel est le fait d'éviter les licenciements économiques, cela veut dire qu'il ne répond pas à son objectif. Le fait de ne pas éviter les licenciements économiques est interprété comme un manque de protection de l'emploi. Le résultat est obtenu sur des établissements de taille assez grande (d'au moins de 50 salariés). Dans le prolongement économétrique dans lequel nous contrôlons le biais de sélection sur le recours au dispositif, nous focalisons l'analyse sur les établissements « récurrents » en termes d'autorisations de chômage partiel (dans le chapitre I, la manière la plus simple pour définir la récurrence du chômage partiel est le fait d'utiliser au moins deux fois des autorisations sur la période d'analyse). Même sur cette population d'établissements, le chômage partiel n'empêche pas les licenciements économiques. D'une manière caricaturale, nous montrons que chômage partiel ne répond pas à son objectif initial de protéger l'emploi ni pour les établissements dans lesquels il a un rôle d'outil de « flexibilité conjoncturelle », ni pour ceux dans lesquels il remplit un rôle d'outil de « flexibilité structurelle ». A ce stade de l'analyse, on ne peut pas considérer le chômage partiel comme un outil susceptible de relever des principes de la flexicurité, même pas pour les établissements qui l'utilisent comme un simple outil de gestion de la main d'œuvre. Il peut être seulement considéré comme un outil de « flexicurité de court terme » (il ne protège l'emploi que sur la période de mise au chômage partiel). Du point de vue de l'évaluation d'une politique publique, le chômage partiel apparaît comme ne remplissant pas sa fonction initiale. A quoi sert-il alors ? Même s'il est annoncé comme un outil de protection de l'emploi, le chômage partiel semble paradoxalement surtout un outil de flexibilité. De plus, les reformes de 2008 et 2009 confirment cet aspect. Le chômage partiel apparaît donc nécessaire d'un point de vue de la flexibilité de l'emploi. Alors une autre question surgit : est-il un bon instrument de flexibilité (car peut être fige-t-il des situations existantes et ne permet pas de réaliser dans certains cas des adaptations qui seraient nécessaires) ?

Au delà de son originalité, notre travail présente quelques limites. Dans des recherches futures, nous souhaitons éclaircir ces aspects. Dans notre travail manquent toutes les informations directement liées aux trajectoires de salariés mis au chômage partiel. Pour cette

raison, dans des prolongements de la thèse, nous souhaitons, à partir du panel « Déclarations Annuelles des Données Sociales » (DADS), étudier comment le passage par un épisode de chômage partiel affecte le déroulement de la trajectoire. Plus précisément, à partir du panel DADS, nous pouvons constituer un fichier original contenant tous les individus nés au mois d'octobre des années paires et qui sont embauchés dans des entreprises qui connaissent des autorisations de chômage partiel.

D'autres prolongements envisageables concernent la population analysée. D'un côté, nos résultats sont obtenus pour les grands établissements d'au moins 50 salariés. Il serait intéressant de mener la même analyse sur les établissements de taille plus réduite. Nous proposons une analyse à partir des « Enquêtes sur les Mouvements de Main-d'œuvre » (EMMO). Dans cette enquête, il est difficile de suivre les établissements sur des périodes longues. Une méthodologie économétrique alternative doit être ainsi implémentée. D'un autre côté, nous souhaitons mettre en place cette analyse à partir des secteurs avec des comportements spécifiques et très récurrents en termes d'autorisations de chômage partiel (comme l'automobile et le textile). Dans ce cas, la difficulté principale sera liée à la taille extrêmement réduite des échantillons. Des méthodes alternatives devront ainsi être exploitées.

Dans un autre prolongement, nous souhaitons mener des estimations trimestrielles pour les deux prolongements économétriques de ce chapitre. Cela va être mis en place en dépit du fait d'un mauvais contrôle de la situation économique (car l'analyse sera au niveau trimestriel et les indicateurs de santé économique seront au niveau de l'année).

A partir des DMMO, il sera intéressant d'étudier les liens entre le chômage partiel et les mouvements de départ en retraite, de licenciement pour d'autres motifs qu'économique ou encore les démissions. Ainsi, on pourrait capturer des effets secondaires des difficultés économiques dans les entreprises. Par exemple, au lieu de licencier, les entreprises vont encourager certains salariés à partir en préretraite ou encore, à démissionner. De la sorte, et même si l'employeur utilise le chômage partiel comme moyen pour éviter les licenciements économiques, nos résultats en termes de « départs » suite aux autorisations de chômage partiel se révéleraient encore plus forts.

Une dernière extension de cette analyse sera de prendre en compte différemment la nature du nombre de salariés au chômage partiel et du nombre de licenciements économiques (qui peuvent être également considérées comme des variables discrètes). Nous envisageons la

mise en place des modèles de comptage qui contrôleraient l'endogénéité des variables de chômage partiel et en même temps l'hétérogénéité inobservée.

Annexes chapitre III

Annexe 3.1 : Description des principales variables

Annexe 3.3 : Distribution des indicatrices temporelles, sectorielles et régionales

Annexe 3.3 : Nombre d'années de présence dans le panel non-cylindré

Annexe 3.4 : Variation des résultats en fonction du biais contrôlé

Annexe 3.5 : Distribution des « résidus » d'une modélisation probit de la probabilité de licencier pour motif économique

Annexe 3.6 : Nombre de fois qu'un établissement bénéficie d'autorisations de chômage partiel entre 1996 et 2004 (en années)

Annexe 3.7 : Distribution des « résidus » d'une modélisation probit de la probabilité de bénéficier d'autorisations de chômage partiel

Annexe 3.1 : Description des principales variables

La variable de taille de l'établissment	
La taille de l'établissement ($Taille_{it}$)	Si *i* est l'établissement, *t* l'année, *q* le trimestre et *k* le nombre de trimestres sur lesquels l'établissment apparaît dans les fichiers, l'indicateur se calcule comme suit : $$Taille_{it} = \frac{1}{k}\sum_q Taille_{iq}\ .$$
Les variables de licenciement économique	
Nombre de licenciements économiques (Nb_lic_{it})	Cette variable est calculée comme la somme sur l'année des licenciements économiques trimestriels. Si *i* est l'établissement, *t* l'année, *q* le trimestre, l'indicateur se calcule comme suit : $$Nb_lic_{it} = \sum_q Nb_lic_{iq}\ .$$
Variable binaire de présence des licenciements économiques sur l'année (LIC_{it})	Variable binaire indiquant si l'établissement a au moins un licenciement économique sur l'année : $$LIC_{it} = \begin{cases} 1 \text{ si Nb_lic}_{it} > 0 \\ 0 \text{ si Nb_lic}_{it} = 0 \end{cases}$$
La variable ARTT	
Réduire la durée effective du temps de travail sans invoquer des raisons défensives ($ARTT_{it}$)	Variable binaire égale à 1 uniquement si l'établissment réduit la durée effective du temps de travail sans invoquer des raisons défensives (c'est-à-dire dans le but d'éviter les licenciements économiques) : $$ARTT_{it} = \begin{cases} 1 \text{ si ARTT sans raisons défensives} \\ 0 \text{ sinon} \end{cases}$$
Variables de performance économique de l'entreprise à laquelle l'établissement appartient	
Taux de variation de la taille de l'entreprise ($Tx_entr_taille_{it}$)	$$Tx_entr_size_{it} = \frac{Entr_taille_{it} - Entr_taille_{it-1}}{\frac{1}{2}(Entr_taille_{it} + Entr_taille_{it-1})}\ ,$$ où $Entr_taille_{it}$ répresente la taille de l'entreprise.
Le taux de variation de la valeur ajoutée (Tx_VA_{it})	$$Tx_VA_{it} = \frac{VA_{it} - VA_{it-1}}{\frac{1}{2}(VA_{it} + VA_{it-1})}\ ,$$ où VA_{it} est la valeur ajoutée.
Le taux de rentabilité ($RENT_{it}$)	$RENT_{it} = \frac{EBE_{it}}{INV_K_{it-1}}$, où EBE_{it} répresente l'excedent brut d'exploitation et INV_K_{it} répresente l'investissement.

Annexe 3.2 : Distribution des indicatrices temporelles, sectorielles et régionales

Variable	Description	Echantillon global (204 396 obs.)	Etablissements qui recourent au chômage partiel (9 132 obs.)	Etablissements qui ne recourent pas au chômage partiel (195 264 obs.)
Id96	Variable binaire égale à 1 si l'année est 1996	0,10 (0,30)	0,24 (0,42)	0,09 (0,29)
Id97	Variable binaire égale à 1 si l'année est 1997	0,11 (0,31)	0,19 (0,39)	0,10 (0,31)
Id98	Variable binaire égale à 1 si l'année est 1998	0,11 (0,31)	0,12 (0,33)	0,11 (0,31)
Id99	Variable binaire égale à 1 si l'année est 1999	0,11 (0,32)	0,12 (0,33)	0,11 (0,32)
Id00	Variable binaire égale à 1 si l'année est 2000	0,11 (0,32)	0,06 (0,24)	0,12 (0,32)
Id01	Variable binaire égale à 1 si l'année est 2001	0,12 (0,32)	0,07 (0,26)	0,12 (0,32)
Id02	Variable binaire égale à 1 si l'année est 2002	0,12 (0,32)	0,08 (0,26)	0,12 (0,32)
Id03	Variable binaire égale à 1 si l'année est 2003	0,12 (0,32)	0,07 (0,26)	0,12 (0,33)
Id04	Variable binaire égale à 1 si l'année est 2004	0,11 (0,31)	0,05 (0,21)	0,11 (0,31)
Reg1	Variable binaire égale à 1 si la région est "Ile-de- France"	0,20 (0,40)	0,06 (0,24)	0,21 (0,41)
Reg2	Variable binaire égale à 1 si la région est "Centre Nord"	0,20 (0,40)	0,26 (0,44)	0,20 (0,40)
Reg3	Variable binaire égale à 1 si la région est "Nord-Pas-de-Calais"	0,07 (0,25)	0,10 (0,31)	0,06 (0,24)
Reg4	Variable binaire égale à 1 si la région est "Est"	0,10 (0,30)	0,13 (0,34)	0,10 (0,30)
Reg5	Variable binaire égale à 1 si la région est "Nord-ouest Atlantique "	0,14 (0,35)	0,17 (0,37)	0,14 (0,34)
Reg6	Variable binaire égale à 1 si la région est "Sud Ouest"	0,08 (0,28)	0,09 (0,28)	0,08 (0,28)
Reg7	Variable binaire égale à 1 si la région est "Centre Sud"	0,14 (0,34)	0,15 (0,35)	0,14 (0,34)
Reg8	Variable binaire égale à 1 si la région est "Midi Méditerranéen"	0,07 (0,25)	0,04 (0,20)	0,07 (0,26)
Sect1	Variable binaire égale à 1 si le secteur d'activité est "Agriculture, sylviculture, pêche "	0,01 (0,08)	0,00 (0,06)	0,01 (0,08)
Sect2	Variable binaire égale à 1 si le secteur d'activité est "Industries agricoles et alimentaires "	0,06 (0,24)	0,04 (0,20)	0,06 (0,24)
Sect3	Variable binaire égale à 1 si le secteur d'activité est " Industries des biens de consommation "	0,08 (0,27)	0,18 (0,38)	0,08 (0,26)
Sect4	Variable binaire égale à 1 si le secteur d'activité est "Industrie automobile "	0,01 (0,12)	0,03 (0,18)	0,01 (0,12)

Sect5	Variable binaire égale à 1 si le secteur d'activité est "Industrie des biens d'équipement"	0,08 (0,28)	0,12 (0,33)	0,08 (0,27)
Sect6	Variable binaire égale à 1 si le secteur d'activité est "Industrie des biens intermédiaires "	0,20 (0,40)	0,42 (0,49)	0,19 (0,39)
Sect7	Variable binaire égale à 1 si le secteur d'activité est "Construction"	0,08 (0,26)	0,11 (0,32)	0,07 (0,26)
Sect8	Variable binaire égale à 1 si le secteur d'activité est "Commerce "	0,19 (0,40)	0,01 (0,11)	0,20 (0,40)
Sect9	Variable binaire égale à 1 si le secteur d'activité est "Transports "	0,08 (0,27)	0,01 (0,12)	0,08 (0,27)
Sect10	Variable binaire égale à 1 si le secteur d'activité est "Services aux entreprises "	0,14 (0,34)	0,04 (0,20)	0,14 (0,35)
Sect11	Variable binaire égale à 1 si le secteur d'activité est "Services aux particuliers, éducation, santé, action sociale "	0,07 (0,26)	0,02 (0,12)	0,08 (0,26)

Champ : Panel non-cylindré de plus de 204 000 observations sur la période 1996-2004 qui concerne des établissements français d'au moins 50 salariés. Panel obtenu par l'appariement de cinq sources de données.

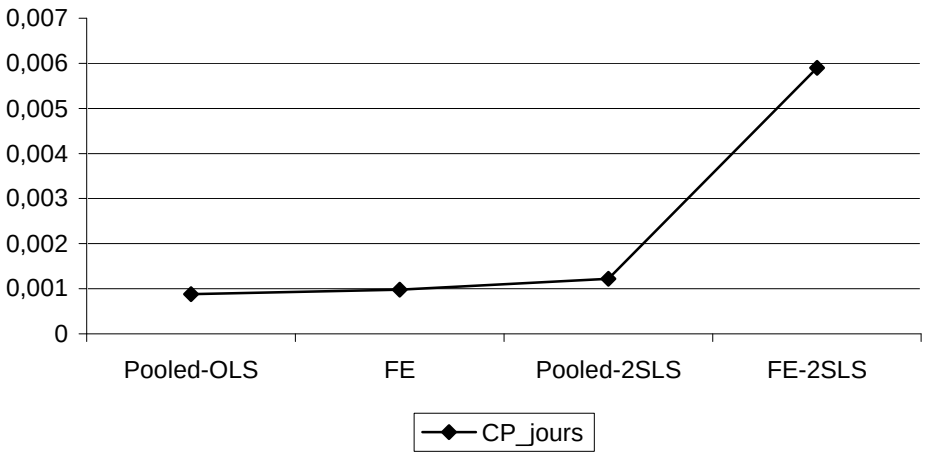
Note : Les écarts-types sont donnés entre parenthèses.

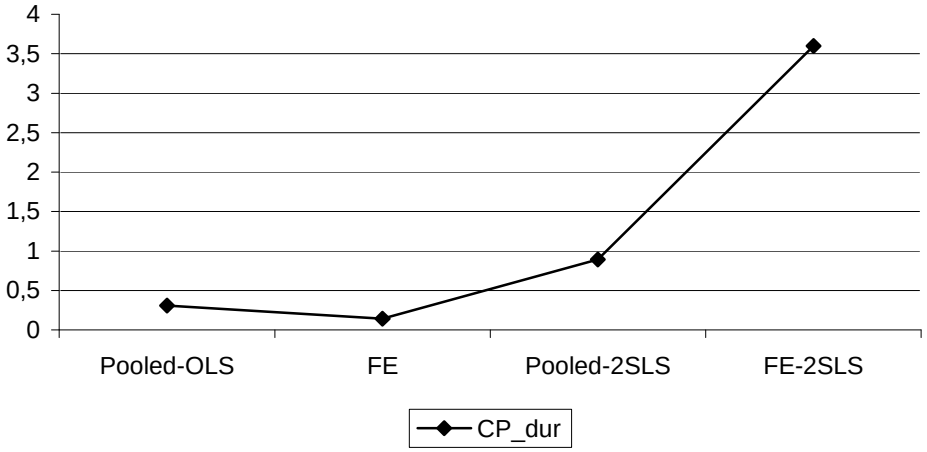
Annexe 3.3 : Nombre d'années de présence dans le panel non-cylindré

Nombre d'années	Fréquence	Pourcentage
2	6 165	16,94
3	4 711	12,95
4	4 399	12,09
5	3 665	10,07
6	2 770	7,61
7	2 293	6,30
8	2 088	5,74
9	10 293	28,29
Total	**36 384**	**100**

Champ : Panel non-cylindré de plus de 204 000 observations sur la période 1996-2004 qui concerne des établissements français d'au moins 50 salariés. Panel obtenu par l'appariement de cinq sources de données.

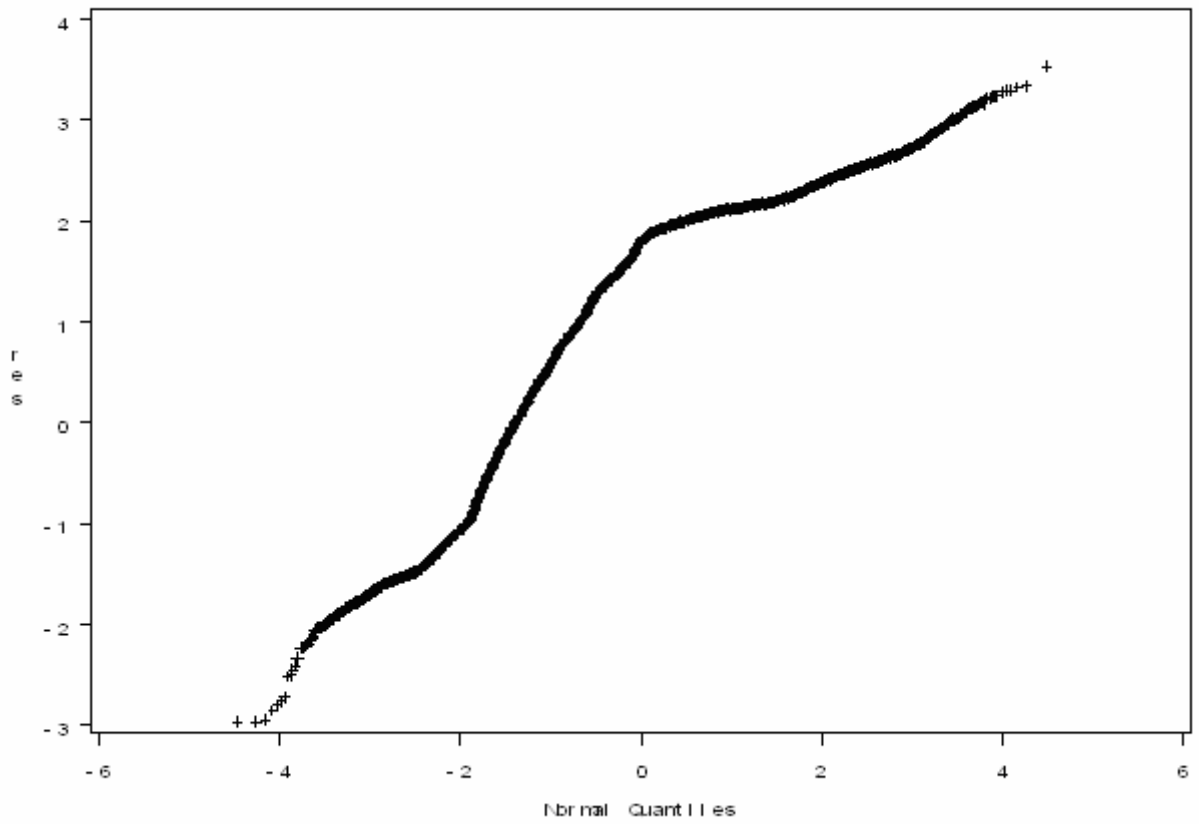
Annexe 3.4 : Variation des résultats en fonction du biais contrôlé





Champ : Panel non-cylindré de plus de 204 000 observations sur la période 1996-2004 qui concerne des établissements français d'au moins 50 salariés. Panel obtenu par l'appariement de cinq sources de données.
Note : CP_jours signifie le nombre de jours de chômage partiel et CP_dur représente la durée moyenne d'affectation de jours de chômage partiel par salarié. Ces graphiques montrent comment les effets de ces deux variables de chômage partiel sur le nombre de licenciements économiques changent en fonction des biais contrôlés.

Annexe 3.5 : Distribution des « résidus » d'une modélisation probit de la probabilité de licencier pour motif économique



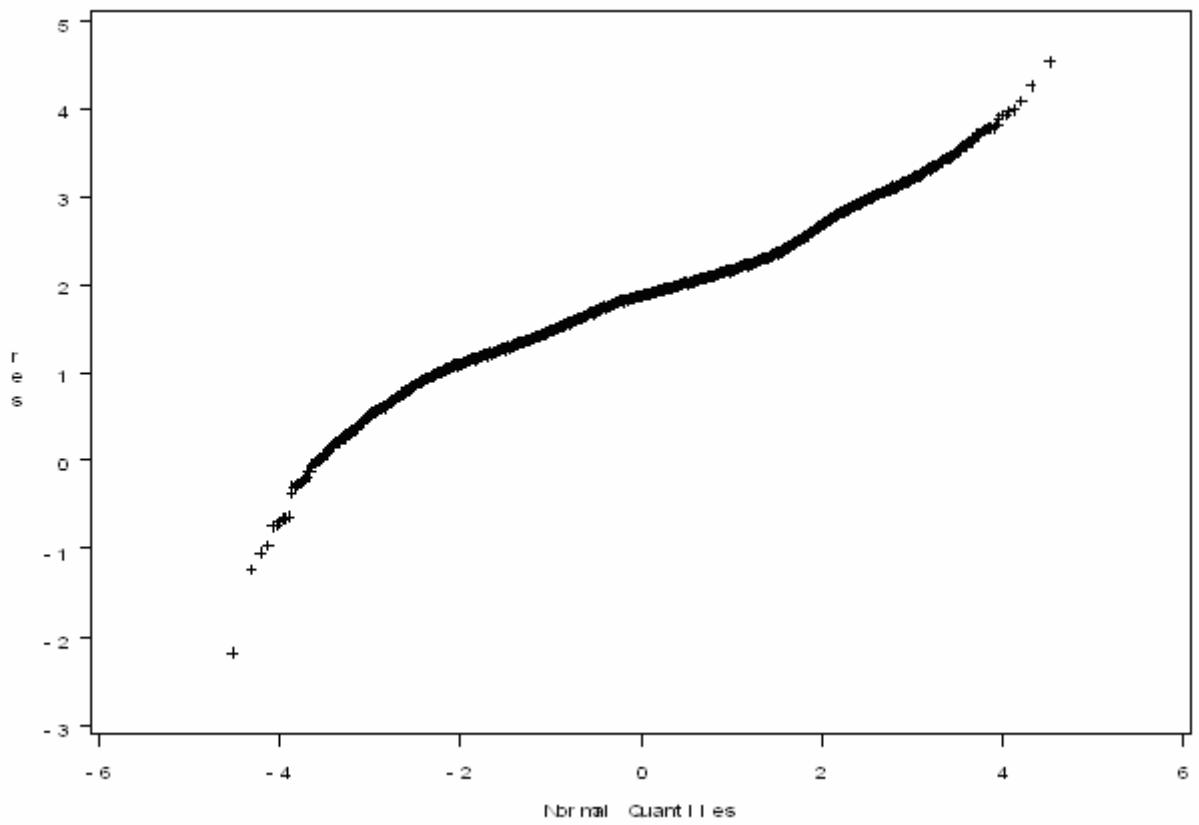
Champ : Panel non-cylindré de plus de 160 000 observations sur la période 1997-2004 qui concerne des établissements français d'au moins 50 salariés. Panel obtenu par l'appariement de cinq sources de données.
Note : Ce graphique c'et un test de normalité des « résidus » obtenus avec une modélisation de type probit de la probabilité pour un établissement de licencier pour motif économique. Plus cette courbe est proche d'un droite, plus probable est que les « résidus » suivent une loi normale derrière.

Annexe 3.6 : Nombre de fois qu'un établissement bénéficie d'autorisations de chômage partiel entre 1996 et 2004 (en années)

Nombre d'années de recours au chômage partiel	Nombre d'établissements	Pourcentage
0	31 485	86,53
1	2 613	7,18
2	1 197	3,28
3	603	1,65
4	276	0,75
5	111	0,30
6	53	0,14
7	32	0,08
8	11	0,03
9	3	0,01
Total	**36 384**	**100**

Champ : Panel non-cylindré de plus de 204 000 observations sur la période 1996-2004 qui concerne des établissements français d'au moins 50 salariés. Panel obtenu par l'appariement de cinq sources de données.

Annexe 3.7 : Distribution des « résidus » d'une modélisation probit de la probabilité de bénéficier d'autorisations de chômage partiel



Champ : Panel non-cylindré de plus de 204 000 observations sur la période 1996-2004 qui concerne des établissements français d'au moins 50 salariés. Panel obtenu par l'appariement de cinq sources de données.
Note : Ce graphique c'et un test de normalité des « résidus » obtenus avec une modélisation de type probit de la probabilité pour un établissement de bénéficier d'autorisations de chômage partiel. Plus cette courbe est proche d'un droite, plus probable est que les « résidus » suivent une loi normale derrière.

Chapitre IV

Chômage partiel et disparition des établissements : quelle sécurisation, à moyen terme, de la relation d'emploi ?

INTRODUCTION

SECTION 1 – UNE COURTE REVUE DE LA LITTERATURE

SECTION 2 – LES DONNEES

SECTION 3 – LA METHODOLOGIE ECONOMETRIQUE

SECTION 4 – LES RESULTATS

4.1– Quelques statistiques descriptives
4.2– Les déterminants du recours au chômage partiel
4.3– L'effet du recours au chômage partiel sur la disparition des établissements
4.4– Tests de robustesse

SECTION 5 – QUEL ROLE POUR LE CHOMAGE PARTIEL ?

CONCLUSION

ANNEXES CHAPITRE IV

Introduction[78]

Dans les chapitres précédents, nous avons mis en évidence le rôle de dispositif de flexibilité du chômage partiel. Dans la logique voulue par le législateur, cette flexibilité représente le moyen à travers lequel la protection de l'emploi doit être garantie face à des chocs exceptionnels. Nous nous sommes, de ce point de vue, dans le chapitre III, concentrés sur l'analyse du lien « direct » entre le chômage partiel et la protection, à très court-terme, de l'emploi. A l'aide des modèles de données de panel, nous y avons analysé l'effet du chômage partiel sur les licenciements économiques entre 1996 et 2004 pour les établissements d'au moins 50 salariés. Nous avons pu montrer que le recours au chômage partiel conduit à une augmentation des licenciements économiques. L'utilisation intensive, par un établissement, du dispositif de chômage partiel ne réduit pas par la suite le recours aux licenciements économiques, bien au contraire: ils sont finalement d'autant plus élevés qu'a été utilisé le chômage partiel. Du point de vue de ce premier critère (empêcher les licenciements économiques), le chômage partiel semble donc inefficace à protéger l'emploi. Toutefois, on ne peut pas encore conclure définitivement que le chômage partiel est un dispositif complètement inefficace du point de vue de la protection des salariés. Il est nécessaire de mettre en place des analyses supplémentaires.

Dans ce chapitre, nous nous intéressons à la relation entre le recours au chômage partiel et la disparition des établissements. En effet, même si le chômage partiel ne protège pas tous les salariés des licenciements économiques, il peut avoir la fonction d'assurer la survie de l'établissement et implicitement de protéger les salariés restants : en ce sens, la disparition des établissements est considérée comme un cas extrême de licenciements économiques. Notre approche est très « simpliste » car nous considérons que le fait d'éviter la disparition des établissements est a priori le signe d'une protection des salariés. Elle a pour objet de mesurer l'efficacité à moyen terme du chômage partiel comme outil de protection de l'emploi : l'octroi, à court-terme, face à des chocs récessifs exceptionnels, de la possibilité de déroger aux règles de flexibilité « ordinaires » de la relation salariale, et la mise à disposition d'un outil supplémentaire de gestion « flexible » de la ressource humaine, autorise-t-elle, in fine, une meilleure protection de l'emploi ? Le chômage partiel, de ce point de vue, peut-il

[78] Ce chapitre est une version améliorée d'un travail en cours qui s'intitule « Chômage partiel et survie des établissements : une analyse à partir des données françaises » qui est coécrit avec Richard Duhautois et Emmanuelle Walkowiak.

relever d'une forme de flexicurité qui verrait conjuguer impératif de flexibilité à court-terme et « sécurisation » des trajectoires professionnelles de tout ou part des salariés qui verraient leur relation d'emploi maintenue pendant et au-delà du choc conjoncturel à absorber.

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

Le reste du chapitre s'organise de la façon suivante. La section 1 fait une courte revue de la littérature sur le lien entre le chômage partiel et la disparition des établissements. La section 2 présente les données. La stratégie économétrique est ensuite exposée dans la section 3 et les résultats sont discutés dans la section 4. Dans la section 5, à partir des résultats des analyses sur l'efficacité du chômage partiel, nous discutons son rôle entre 1995 et 2005. Enfin, nous concluons l'analyse.

Section 1 – Une courte revue de la littérature

Dans la littérature économique, le lien entre le chômage partiel et la disparition des établissements n'est abordé ni de manière théorique, ni empirique. La seule allusion à ce sujet est retrouvée dans le travail de Blyton (1985). L'auteur émet comme hypothèse que le fait de recourir au chômage partiel, dans le cas d'une récession économique prolongée, pourrait retarder certaines décisions des employeurs qui mettraient en péril les chances de survie de longue durée des entreprises. Les travaux sur le chômage partiel en France sont relativement peu nombreux (cf. chapitre I). De même, les études empiriques sur l'effet des dispositifs « d'aide publique » sur la survie des établissements sont assez peu développées surtout du fait d'un manque de données. Le chômage partiel fait partie de la catégorie des dispositifs

« d'aide publique » car en y faisant recours, l'Etat verse à l'employeur une indemnisation de chômage partiel (qui est une aide publique). L'originalité de notre étude représente donc l'apport principal de ce chapitre. La revue de la littérature concernant le sujet traité dans ce chapitre peut se structurer en deux parties. Dans un premier temps, il existe des analyses sur l'efficacité du chômage partiel en termes de protection de l'emploi. Celles-ci ont été déjà présentées dans les chapitres I et III. Elles s'interrogent sur l'effet du chômage partiel sur les licenciements économiques. Dans un deuxième temps, il y a les travaux traitant le lien entre les dispositifs « d'aides publiques » et la survie des établissements. Ceux-ci sont développés dans cette section.

A partir des années 1990, la littérature économique traitant de la survie des entreprises est en plein essor (surtout avec l'apparition des données qui permettent de mieux appréhender la survie des entreprises), une attention particulière étant attribuée aux nouvelles entreprises - notamment de petite taille - entrant sur le marché. Dans une revue de la littérature, Caves (1998) décrit les principaux déterminants de la probabilité de survie d'une entreprise. Des caractéristiques d'entreprise comme par exemple, l'âge, la taille, l'innovation (cf. Dunne et al., 1998 ; Geroski, 1995 ; Agarwal et Gort, 1999) ou des caractéristiques d'entrepreneurs comme le sexe, l'âge, le parcours professionnel avant la création[79] sont les principaux déterminants de la survie des entreprises.

Les travaux qui s'intéressent à l'effet des dispositifs « d'aides publiques » sur la survie des entreprises concernent généralement les nouvelles entreprises et se concentrent forcément sur les petites entreprises. D'ailleurs, une partie de la littérature analyse les effets des aides à la création d'entreprise, surtout auprès des chômeurs (pour l'Allemagne, Pféiffer et Reize, 2000 ; pour la France, Crépon et Duguet, 2003 ; ou pour les jeunes entrepreneurs en Italie, Battistin et al., 2001). Gu et al. (2008) font un recensement des principales études sur les programmes d'aides publiques (et privés) auprès des entreprises de petite taille aux Etats-Unis. Leur analyse met en avant la difficulté de mesurer l'impact des aides sur des différents indicateurs de performance du fait de données très limitées et de techniques mobilisées très simples. Gu et al. (2008) plaident pour l'utilisation de méthodes expérimentales ou quasi-expérimentales. A partir de l'enquête SINE94 (Système d'information sur les nouvelles entreprises), Crépon et Duguet (2003) analysent l'effet du financement bancaire et des aides à la création d'entreprises sur la longévité des nouvelles entreprises. Avec des modèles

[79] Pour le cas français, voir les résultats des travaux *INSEE Première* à partir de l'enquête Système d'information sur les nouvelles entreprises (SINE).

d'appariement sélectif, les auteurs montrent que les aides permettent d'améliorer significativement les chances de survie des entreprises créées par des anciens chômeurs. Notre démarche est légèrement différente : en général, la littérature analyse l'effet des dispositifs « d'aides publiques à la création » sur la survie des entreprises nouvellement créées. Dans notre cas, nous étudions des établissements de tout âge (nouvellement crées ou des établissements « anciens ») dans une situation économique *a priori* dégradée et nous contrôlons uniquement par des caractéristiques d'établissement et d'entreprise. Les sources de données « Système d'Identification du Répertoire des ENtreprises » (SIREN) et « Coordination des informations et des traitements sur les restructurations d'unités statistiques » (Citrus) nous permettent une bonne identification de la disparition des établissements. Par rapport à la littérature, le principal rapprochement est la mise en place des modèles d'appariement sélectif.

Section 2 – Les données

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

Dans un premier temps, nous utilisons les fichiers mensuels d'autorisations de chômage partiel. Ils ont été présentés en détail dans le premier chapitre. Pour la suite de l'analyse, nous retenons pour chaque établissement (et pour chaque année) une seule mesure de chômage partiel : une variable binaire CP_{it} qui est égale à 1 si l'établissement *i* a bénéficié d'autorisations de chômage partiel pendant l'année *t*.

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

nous calculons l'âge de l'établissement (une variable continue notée AGE_{it} [80]) et six variables binaires de disparition de l'établissement (voir le tableau 4.1). Nous utilisons ces variables de disparition d'établissement pour contrôler les effets retardés éventuels du recours au chômage partiel. Par disparition d'établissement, nous entendons toutes formes de cessation d'activité sur le territoire français : fermeture de l'établissement (pour des raisons économiques sans faire appel à la justice pour liquidation judiciaire ; situation dans laquelle l'établissement ne retrouve pas de repreneur et sans appel à la justice), défaillance de l'établissement (passage obligatoire par la justice) ou encore des situations dans lesquelles l'établissement est impliqué dans un processus de fusion-acquisition. Toutefois, le cas d'une fusion-acquisition n'est pas synonyme à une disparition effective de l'établissement et il faut tenir compte de cet aspect lors des appariements des bases de données. Pour chaque année, nous construisons quatre classes d'âge des établissements, chacune correspondant à un quartile. Finalement, dans nos régressions, nous introduisons uniquement l'indicatrice correspondant aux établissements les plus anciens (l'indicatrice du quatrième quartile de l'ancienneté).

Tableau 4.1 : Les indicatrices de disparition d'établissement

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

Nous utilisons également les fichiers UNEDIC. Ce sont des sources administratives annuelles portant sur les établissements affiliés au régime d'assurance-chômage. Les fichiers utilisés dans cette étude couvrent la période 1995-2003. L'affiliation à l'assurance-chômage est obligatoire pour tout établissement du secteur privé industriel et commercial, employant au moins un salarié en vertu d'un contrat de travail, 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.

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

Une partie de ce bordereau est réservée à la déclaration des effectifs employés dans l'établissement au 31 décembre de l'année écoulée. Les effectifs peuvent être présents à cette date ou absents pour congés, maladie, maternité, formation continue ou chômage partiel. Des fichiers UNEDIC, nous retenons des informations concernant la taille de l'établissement ($Taille_{it}$ est une variable continue), le secteur d'activité de l'établissement ($SECTEUR_{it}^{j}$ avec *j=1,...,14* qui représente les principaux secteurs d'activité agrégés de l'économie française à partir de la classification NES16 (Nomenclature économique de synthèse) - sauf l'agriculture et l'administration - et le nombre de femmes dans l'établissement ($FEMMES_{it}$ est une variable continue). Pour la variable $FEMMES_{it}$, nous calculons la part des femmes dans l'établissement et par la suite, nous introduisons les quartiles de cette part dans nos estimations, avec comme référence le premier quartile. Pour les indicatrices de secteurs d'activité, le secteur « éducation, santé, action sociale » est pris comme référence.

Pour obtenir des informations sur la situation économique des entreprises auxquels appartiennent les établissements, nous utilisons les fichiers FICUS (Fichier complet unifié de SUSE- Système unifié de statistique d'entreprises). Ils sont produits par l'INSEE et ils couvrent la période 1994-2005. Sur l'intégralité de la période (1994-2005), ces fichiers nous donnent quatre indicateurs caractérisant l'entreprise : la taille (*Taille_entr*), la valeur ajoutée (*VA*), l'excédent brut d'exploitation (*EBE*) et l'investissement (*INV_K*). Ces informations permettent la construction de deux variables de la santé économique de l'entreprise à laquelle l'établissement appartient : la variation de la valeur ajoutée ($Var_VA_{it} = \frac{VA_{it} - VA_{it-1}}{VA_{it-1}}$) et la productivité apparente du travail ($PAT_{it} = \frac{VA_{it}}{Taille_entr_{it}}$). Pour la variable Var_VA, nous travaillons avec les valeurs en *t* ainsi que les valeurs retardées d'une année. En ce qui concerne la variable *PAT*[81], nous travaillons uniquement avec la valeur de l'année en cours. Nous construisons les déciles de ces variables et nous les introduisons dans notre modèle économétrique en prenant toujours comme référence le premier décile. D'autres variables,

[81] Pour calculer les valeurs retardées de ces deux indicateurs pour l'année 1995, comme nous ne disposons des fichiers FICUS qu'à partir de 1995, nous récupérons la valeur ajoutée ainsi que la taille des entreprises à partir des fichiers BRN (Bénéfices Réels Normaux) de 1993. De plus, nous calculons une variable d'investissement, $INVESTISSEMENT_{it} = K_{it} - 0.1K_{it-1}$, avec un taux de dépréciation du capital supposé égale à 0,1. Pour cette variable, nous calculons également avec ses valeurs retardées d'une année. Mais finalement, nous n'introduisons pas les variables d'investissement dans la stratégie économétrique car elles n'apparaissent pas comme influentes sur la probabilité de bénéficier d'autorisations de chômage partiel.

dont nous ne disposions pas avant 1998 peuvent nous servir de contrôles supplémentaires : la catégorie juridique de l'entreprise (nous construisons une variable binaire SC_{it} qui est égale à 1 si l'entreprisse à laquelle l'établissement appartient est une société commerciale), une variable indiquant si l'entreprise s'est restructurée une année donnée ($RESTRUCT_{it}$) et une variable d'appartenance à un groupe financier ($GROUPE_{it}$ qui est une variable binaire égale à 1 si l'entreprise appartient à un groupe financier). Finalement, la variable d'appartenance à un groupe ne sera pas introduite dans le modèle économétrique car elle s'avère sans impact sur la probabilité de bénéficier d'autorisations de chômage partiel. Pour la variable $RESTRUCT_{it}$, nous travaillons également avec ses valeurs retardées d'une année.

Nous utilisons également les fichiers de Déclarations annuelles des données sociales (DADS) entre 2002 et 2005. Ce sont des fichiers administratifs individuels de salariés agrégés au niveau de l'établissement. A partir de ces fichiers, nous retenons de l'information sur la structure de la main d'œuvre en termes de qualification : $NONQUAL_{it}$ donne le nombre de salariés dans l'établissement qui ne sont pas qualifiés et $TRESQUAL_{it}$ donne le nombre de salariés hautement qualifiés. Nous calculons ainsi la part de salariés non qualifiés et de salariés très qualifiés et à partir de leurs distributions, nous calculons les quartiles. Après, pour chaque quartile, nous construisons des indicatrices. Nous introduisons finalement uniquement le premier quartile de la part de salariés non qualifiés ainsi que le quatrième quartile de la part de salariés très qualifiés. Comme nous disposons des fichiers UNEDIC jusqu'en 2003, pour les années 2004 et 2005, nous récupérons l'information concernant la taille (*Taille*), le secteur d'activité (*SECTEUR*) et le nombre de femmes (*FEMMES*) à partir des fichiers DADS. Afin de contrôler la localisation géographique de l'établissement, nous utilisons les huit principales régions françaises selon la définition de l'INSEE: REG_{it}^{k} où $k=1,...,8$[82].

Enfin, nous utilisons la base de données Citrus (Coordination des informations et des traitements sur les restructurations d'unités statistiques). C'est une base produite par l'Insee qui contient des données d'entreprise. Citrus est une source quasi-exhaustive pour les entreprises cotées et leurs filiales qui doivent publier les avis de fusions, de scissions et de convocation aux assemblées générales extraordinaires au *Bulletin des annonces légales*

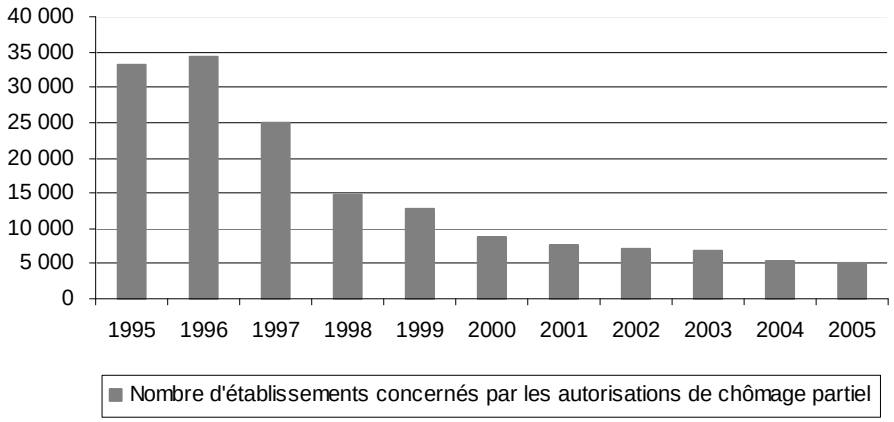
[82] Nous travaillons avec les huit régions suivantes : Ile-de-France, Centre Nord, Nord-Pas-de-Calais, Est, Nord Ouest Atlantique, Sud Ouest, Centre Sud et Midi Méditerranéen.

obligatoires. Citrus est également renseignée à partir du *Bulletin officiel des annonces civiles et commerciales* déposé au greffe des tribunaux de commerce. Depuis sa création en 1998, Citrus a été en permanence enrichie avec l'intégration de nouvelles sources d'information. Néanmoins, cette augmentation d'information sur la période plus récente doit être interprétée avec précaution. Dans Citrus, la période 2000-2005 apparaît relativement homogène en termes de qualité de la collecte des données et de couverture des entreprises (Bunel, Duhautois et Gonzalez, 2009). Nous utilisons cette source de données pour contrôler le fait que les disparitions d'établissements (identifiées à partir du répertoire SIREN) ne sont pas associées à des fusions-acquisitions pour la période 2000-2005. Autrement dit, pour chaque année de la période 2000-2005, nous vérifions si les entreprises auxquelles appartiennent les établissements qui disparaissent en *t, t+1 ou t+2* selon la source SIREN ne correspondent pas à des phénomènes de fusions-acquisitions[83]. Dans le fichier Citrus, pour chaque fusion-acquisition, nous pouvons identifier l'entreprise absorbante et l'entreprise absorbée. Dans le processus de fusion-acquisition, nous nous intéressons à l'entreprise cédante. Ainsi nous éliminons de nos données les entreprises qui pour une année postérieure ou égale à l'année courante (*t*) figurent comme entreprises cédantes dans une fusion-acquisition et qui disparaissent en *t, t+1 ou t+2*. Par exemple, pour l'année 2002, nous enlevons les établissements qui ont disparu selon le répertoire SIREN en 2002, 2003 ou 2004 et qui correspondent à des entreprises qui selon Citrus ont été absorbées par d'autres entreprises à partir de 2002. Nous ne faisons aucun contrôle par rapport à la forme de la fusion-acquisition (apport total, partiel, etc.). Comme on se concentre uniquement sur le phénomène de disparition, les établissements appartenant à des entreprises absorbantes sur la période n'ont pas été écartés de l'analyse. L'utilisation de la source Citrus implique chaque année l'élimination d'environ 20 000 établissements. Il faut souligner que le principal biais introduit par ce type de contrôle réside dans la différence entre les données d'entreprise et les données d'établissement : nos données sont au niveau de l'établissement et nous enlevons les établissements appartenant à des entreprises impliquées dans le processus de fusion-acquisition. Même si la qualité des informations du répertoire SIREN est très bonne pour identifier la disparition de l'établissement, ce type de vérification est nécessaire. Désormais, par disparition d'établissements, nous entendons toute forme de cessation d'activité sur le territoire français hors le cas des fusions-acquisitions (plus précisément, hors le cas des entreprises cédantes dans des processus de fusion-acquisition).

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

Afin d'obtenir les fichiers annuels finaux, nous imposons trois étapes dans le cadre de notre « stratégie de nettoyage ». D'abord, nous enlevons de l'analyse les établissements qui sont supposés inactifs (« présumés fermés »), les établissements qui sont « morts » avant l'année considérée ou qui sont crées après l'année d'intérêt (par exemple, pour la construction de l'échantillon final de l'année 2002, nous éliminons les établissements qui disparaissent avant 2002 ou qui sont crées après 2002). Ensuite, dans une deuxième étape, nous éliminons les entreprises ainsi que les établissements avec 0 salariés pour éviter les cas incohérents en termes d'autorisations de chômage partiel. Finalement, nous effaçons les observations contenant des valeurs manquantes au moins pour une des nos variables explicatives[84]. Pour la période 1995-1999, le nombre d'établissements qui disparaissent en *t, t+1 ou t+2* est étrangement faible. Cela pourrait être lié à la collecte des données dans le fichier SIREN qui semble mieux renseigné à partir de 2000. Pour cette raison nous décidons de restreindre notre analyse sur la période 2000-2005.

Graphique 4.1 : Nombre d'établissements bénéficiaires d'autorisations de chômage partiel



Source : Panel exhaustif d'autorisations annuelles de chômage partiel couvrant la période 1995 - 2005 (DARES, DDTEFP)
Champ : Etablissements de France métropolitaine ayant bénéficié d'autorisations de chômage partiel (tous secteurs d'activité et toutes tailles confondus).

L'appariement de ces sources de données constitue un appareillage statistique riche pour étudier l'effet du recours au chômage partiel sur la disparition des établissements. En

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

appariant ces six sources de données et en effectuant ces contrôles de nettoyage, cela revient à disposer d'échantillons de plus de 550 000 observations chaque année[85]. Nous souhaitons analyser les effets dans le temps du recours au chômage partiel sur la disparition des établissements (en *t, t+1* et *t+2*). Prenons l'exemple de l'année 2002 où nous étudions comment le recours au chômage partiel en 2002 affecte la disparition des établissements en 2002, 2003 et 2004 (ainsi que les effets croisés associés). Pour analyser l'effet du recours au chômage partiel en 2002 sur la disparition en 2003 ou 2004, il faut enlever les établissements qui disparaissent en 2002. Les garder introduit des biais car ces établissements sont déjà « morts ». Pour cette raison, nous travaillons chaque année avec trois échantillons de tailles différentes. Le premier échantillon correspond au fichier obtenu lors de l'appariement des six sources de données (*échantillon 1*). A partir de cet échantillon, nous analysons l'effet du chômage partiel en *t* sur les variables D0, D01 et D012. Le deuxième échantillon est obtenu en écartant les établissements qui disparaissent en *t* (*échantillon 2).* Nous analysons dans ce cas, l'effet du chômage partiel en *t* sur les variables D1 et D12. Pour finir, nous écartons les établissements qui disparaissent en *t+1* et nous obtenons notre dernier échantillon (*échantillon 3).* Il nous sert à analyser l'effet du chômage partiel en *t* sur la variable D2.

Le recours au chômage partiel représente un phénomène rare. Entre 1995 et 2005, nous avons estimé qu'en moyenne les autorisations de chômage partiel concernent moins de 1% des établissements des secteurs marchands non-agricoles (cf. chapitre I). En outre, entre 1995 et 2005, le nombre d'établissements concernés par les autorisations de chômage partiel a fortement diminué en France métropolitaine (cf. graphique 4.1) : il y en avait un peu plus de 5 000 en 2005, contre 34 000 en 1996, soit une baisse de 85 %. Par exemple, en 2002, approximativement 7 000 établissements ont eu des autorisations de chômage partiel. Ainsi, parmi notre échantillon final de l'année 2002 contenant approximativement 700 000 établissements, nous avons identifié auprès les différents appariements approximativement 3 800 d'établissements qui ont connu le chômage partiel. Pour cette raison, il faut mettre en place une stratégie économétrique que tienne compte de la sous-représentation du recours au chômage partiel.

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

Section 3 – La méthodologie économétrique

Dans ce chapitre, nous souhaitons évaluer l'effet du recours au chômage partiel sur la disparition des établissements. L'intérêt de l'analyse de cette relation est majeur car dans le chapitre III, nous montrons que le chômage partiel semble annonciateur de licenciements économiques. Bénéficier d'autorisations de chômage partiel est une décision qui met en œuvre le choix de l'entrepreneur, relevant au moins en partie du domaine de la rationalité, car cette décision ne peut pas être indépendante de la façon dont l'entrepreneur évalue par lui-même les conséquences de son choix. Les établissements qui ont bénéficié d'autorisations de chômage partiel font l'objet d'un processus de sélection non aléatoire (par rapport à leur performance économique, aux difficultés conjoncturelles et structurelles qu'ils rencontrent, etc.), voire même d'un processus d'auto-sélection, si on considère que le recours au chômage partiel est un élément de leur stratégie interne. Cela implique l'existence d'un biais de sélection. Ne pas tenir compte de cela produit des estimations biaisées.

Ainsi, pour analyser l'effet du recours au chômage partiel sur la disparition des établissements en contrôlant le biais de sélection associé au recours au chômage partiel, nous mobilisons des modèles d'appariement sélectif sur le score de propension « classiques ». Ces modèles sont présentés pour la première fois, en détail, dans le chapitre II. Généralement, les modèles d'appariement sélectif consistent à construire, pour chaque établissement qui recourt au chômage partiel, un établissement jumeau, exposé aux mêmes conditions économiques. Le jumeau est construit à partir des établissements qui n'ont pas eu recours au chômage partiel. Dès lors, en comparant la survie des deux établissements, on est en mesure de déterminer l'impact du recours au chômage partiel sur la survie des établissements.

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

réalisé (traduit par la survie de l'établissement et reporté par la variable Y) est observée : $Y = y_1 CP + y_0(1-CP)$.

Nous notons Y_i le vecteur des variables de résultat : $Y_i = (D_i^j)$. La variable *D* indique si l'établissement a disparu (« est mort ») après le recours au chômage partiel. L'indice *j=0, 1, 2, 01, 12, 012* désigne la fenêtre temporelle sur laquelle on calcule cette variable (voir tableau 4.1 pour plus de détails). Les variables de résultat sont calculées pour les six années d'analyse (*t= 2000,…,2005).* Seul le couple (Y, CP) est observé pour un établissement. Néanmoins, lorsque les variables de résultat latentes sont indépendantes de l'affectation au traitement $(y_0, y_1) \perp CP$, autrement dit, lorsque l'affectation au traitement est aléatoire, alors l'effet moyen sur les traités $C_{traités} = E\left(y_1 - y_0 \middle| CP = 1\right)$ peut être identifié. Cette propriété d'indépendance est très rarement vérifiée. Une démarche naturelle est alors de construire un groupe de contrôle de telle sorte que la distribution d'un ensemble de caractéristiques observables (variables de contrôle), noté *X*, soit la même que dans le groupe des établissements ayant eu recours au chômage partiel. On peut ainsi réduire le biais de sélectivité. La condition d'identification est alors moins restrictive et conditionnellement à cet ensemble de variables observables, la propriété d'indépendance doit être vérifiée[86] :

$$(y_0, y_1) \perp CP \middle| X \qquad (4.1)$$

A partir de la littérature sur le chômage partiel et la disparition des établissements, nous retenons trois catégories de variables de contrôle. Premièrement, nous allons utiliser des caractéristiques « standard » d'établissement (taille, secteur d'activité, localisation géographique, ancienneté) et d'entreprise à laquelle l'établissement appartient (catégorie juridique, présence d'une restructuration). Deuxièmement, nous allons contrôler par des variables de performance économique : le taux de variation de la valeur ajoutée retardé en *t* et retardé d'une année[87] et la productivité apparente du travail retardée en *t*. Finalement, nous utilisons des variables qui caractérisent la structure de la main d'œuvre de l'établissement : la

[86] Dans ce chapitre, nous contrôlons uniquement par des caractéristiques observables. Néanmoins, la présence d'un effet fixe individuel inobservable peut affecter en même temps les variables potentielles de résultat et la variable de traitement. Toutefois, la nature des phénomènes analysés (la survie est un phénomène binaire) et la construction des échantillons ne nous permettent pas de mettre en place des estimations par différence de différences avec fonction noyau (comme c'était le cas dans le chapitre II). Nous allons donc nous limiter à ne contrôler que des caractéristiques observables.

[87] Par exemple, pour un établissement, pour l'année 1998, nous avons le taux de variation de la valeur ajoutée calculé pour l'année 1997.

part de salariés non qualifiés, la part de salariés hautement qualifiés ainsi que la part de femmes.

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

$$(y_0, y_1) \perp CP \,|\, P(X) \qquad (4.2).$$

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

Ensuite, en fonction des scores de propension des traités et des contrefactuels, il existe plusieurs méthodes d'appariement : l'appariement avec fonction noyau (« kernel matching »), la méthode du plus proche voisin (« nearest-neighbor »), l'appariement par la méthode du rayon (« radius matching ») ou l'appariement par intervalle (voir Caliendo et Kopeinig, 2008 pour une présentation détaillée de ces différents estimateurs). Dans nos données, le nombre d'établissements qui ne recourent pas au chômage partiel est très élevé (le groupe de contrôle). Par exemple, pour l'échantillon final de 2002, parmi les 650 000 établissements, approximativement 3 600 ont bénéficié d'autorisations de chômage partiel. Ainsi, il nous semble le plus approprié d'utiliser la méthode du plus proche voisin. Cette estimation est la plus simple parmi les méthodes d'appariement sur le score de propension consistant à choisir pour chaque établissement traité le contrefactuel qui est le plus proche en termes de score de propension. Il y a plusieurs variations de cette méthode. D'abord, il y a l'appariement avec le

plus proche voisin avec remplacement et sans remplacement. Dans le premier cas, un établissement non traité peut être utilisé plusieurs fois comme contrefactuel. En revanche, dans le deuxième cas, un établissement ne peut être utilisé qu'une seule fois[88]. Il y a un arbitrage entre biais et variance : si on permet le remplacement des observations, la qualité moyenne de l'appariement va s'accroître et le biais va décroître. Ensuite, on peut utiliser plus d'un seul établissement (ce cas est nommé « oversampling »). Dans ce cas, il y a également un arbitrage entre biais et variance : la variance est diminuée comme on utilise plus d'information pour construire les contrefactuels, avec un biais augmenté qui est le résultat en moyenne d'appariements de plus mauvaise qualité (cf. Smith, 1997). Dans le cas d'« oversampling », il faut donc établir le nombre de partenaires pour effectuer l'appariement ainsi que le type de pondération affectée à ces partenaires. La méthode du plus proche voisin peut conduire à des appariements de mauvaise qualité si le voisin le plus proche est éloigné en termes de score de propension. Comme seulement 0,5% des établissements de notre échantillon reçoivent le traitement, cela nous suggère que les chances de trouver un seul établissement sans le traitement avec un score de propension presque identique sont très élevées. Finalement, nous décidons de mettre en place une estimation d'appariement par le plus proche voisin sans « oversampling » (one-to-one matching) avec et sans remplacement pour vérifier si les résultats changent. Nous menons des estimations supplémentaires en imposant une distance maximale entre les scores de propension des traités et leurs plus proches voisins (appelé en général dans la littérature économétrique caliper) de 0,0001[89]. Nous imposons également la condition de support commun. Les écarts-types qui seront donnés dans les tableaux de résultat sont calculés à partir de l'expression analytique de la variance de l'estimateur du plus proche voisin. Abadie et Imbens (2006) montrent que déterminer les écarts-types par bootstrap n'est pas faisable pour l'estimateur du plus proche voisin. Un problème courant dans les travaux d'évaluation est que l'échantillon utilisé est bien particulier (Smith et Todd, 2005). Par exemple, les participants à un programme qu'il faut évaluer sont sur-representés par rapport au nombre de personnes éligibles. Ce problème porte le nom de « choice-based sampling ». C'est notre cas. Dans nos échantillons, le nombre de bénéficiaires d'autorisations de chômage partiel est très faible (moins de 1%). Heckman et

[88] Dans le cas de l'appariement avec le plus proche voisin sans remplacement, l'estimation dépend de l'ordre dans laquelle les observations sont appariées. Dans ce cas, les établissements doivent être d'abord triés aléatoirement.

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

Smith (1995) ont montré que pour contourner ce problème, l'appariement peut être fait sur les odds-ratios et que pour l'appariement avec un seul plus proche voisin apparier sur le score de propension et sur les odds-ratios donne les mêmes résultats. Nous mettons également en place des tests qui vérifient la qualité de nos appariements. Pour résumer, pour chaque variable de disparition des établissements et pour chacune des deux spécifications possibles, nous allons mettre en place quatre variantes d'appariement sur le plus proche voisin. Au total, pour les années 2000 et 2001, pour chaque échantillon, nous faisons quatre appariements et pour la période 2002-2005 huit appariements pour chaque échantillon.

Section 4 – Les résultats

Dans un premier temps, nous présentons quelques statistiques descriptives sur les échantillons finaux mobilisés (section 4.1). Dans la section 4.2, nous décrivons les déterminants de la probabilité de bénéficier d'autorisations de chômage partiel. Nous donnons les résultats de l'appariement sur le score de propension avec le plus proche voisin dans la section 4.3. Enfin, nous testons la robustesse du lien entre le recours au chômage partiel et les variables de disparition d'établissements en mobilisant des échantillons et des méthodes alternatives (section 4.4).

4.1 – Quelques statistiques descriptives

Dans le tableau 4.2, nous présentons les différents fichiers mobilisés (pour chaque année et pour les trois échantillons). Nous donnons une image globale du recours au chômage partiel, ainsi que le nombre d'établissements qui disparaissent à l'aide des six indicateurs de disparition (cf. tableau 4.1). Chaque année, les fichiers contiennent environ 650 000 établissements. Parmi ces établissements approximativement 3 500 sont concernés par les autorisations de chômage partiel (0,6%) et 10-12% disparaissent en *t*, *t+1* et *t+2* (indicatrice D012). Par exemple, pour 2002, approximativement 6% des établissements disparaissent au plus tard en 2003 (indicatrice D01). Cette statistique est cohérente avec les chiffres habituellement trouvée dans la littérature : le taux annuel moyen de disparition des entreprises

est compris entre 5 et 10% (voir Agarwal et Gort, 1999 ; Dunne et al., 1988 , Baldwin et Gorecki, 1991).

Tableau 4.2 : Statistiques globales

Variable	2000						2001					
	Echantillon 1		Echantillon 2		Echantillon 3		Echantillon 1		Echantillon 2		Echantillon 3	
% en colonne	**CP=0**	**CP=1**	**CP=0**	**CP=1**	**CP=0**	**CP=1**	**CP=0**	**CP=1**	**CP=0**	**CP=1**	**CP=0**	**CP=1**
D0=1	0,06	0,08					0,20	0,23				
D01=1	0,47	0,79					4,51	7,17				
D012=1	5,20	6,91					9,73	14,63				
D1=1			0,41	0,71					4,32	6,96		
D12=1			5,14	6,83					9,55	14,44		
D2=1					4,75	6,16					5,47	8,04
Nb. étab. D0=1	359						1 265					
Nb. étab. D01=1	2 676						28 872					
Nb. étab. D012=1	29 311						62 306					
Nb. étab. D1=1			2 317						27 607			
Nb. étab. D12=1			28 952						61 041			
Nb. étab. D2=1					26 635						33 434	
Nb. étab. CP=1	***3 649***		***3 646***		***3 620***		***3 499***		***3 491***		***3 248***	
Nb. observations	***56 2785***		***56 2426***		***560 109***		***638 452***		***637 187***		***609 580***	
Variable	**2002**						**2003**					
	Echantillon 1		Echantillon 2		Echantillon 3		Echantillon 1		Echantillon 2		Echantillon 3	
% en colonne	**CP=0**	**CP=1**	**CP=0**	**CP=1**	**CP=0**	**CP=1**	**CP=0**	**CP=1**	**CP=0**	**CP=1**	**CP=0**	**CP=1**
D0=1	0,98	1,15					1,10	1.44				
D01=1	5,98	9,88					6,66	9.93				
D012=1	11,75	17,54					12,53	17.26				
D1=1			5,05	8,83					5,62	8,62		
D12=1			10,87	16,58					11,56	16,05		
D2=1					6,13	8,50					6,29	8,13
Nb. étab. D0=1	6 476						7 710					
Nb. étab. D01=1	39 523						46 800					
Nb. étab. D012=1	77 591						88 003					
Nb. étab. D1=1			33 047						39 090			
Nb. étab. D12=1			71 115						80 293			
Nb. étab. D2=1					38 068						41 203	
Nb. étab. CP=1	***3 643***		***3 601***		***3 283***		***3 755***		***3 701***		***3 382***	
Nb. observations	***658 793***		***652 317***		***619 270***		***701 032***		***693 322***		***654 232***	
Variable	**2004**						**2005**					
	Echantillon 1		Echantillon 2		Echantillon 3		Echantillon 1		Echantillon 2		Echantillon 3	
% en colonne	**CP=0**	**CP=1**	**CP=0**	**CP=1**	**CP=0**	**CP=1**	**CP=0**	**CP=1**	**CP=0**	**CP=1**	**CP=0**	**CP=1**
D0=1	1,18	1,98					1,18	2.07				
D01=1	6,84	11,10					6,33	9.97				
D012=1	12,36	18,14					9,22	13.34				
D1=1			5,73	9,31					5,21	8,07		
D12=1			11,31	16,49					8,14	11,51		
D2=1					5,92	7,92					3,09	3,74
Nb. étab. D0=1	8 430						7 887					
Nb. étab. D01=1	48 902						42 437					
Nb. étab. D012=1	88 245						61 806					
Nb. étab. D1=1			40 472						34 550			
Nb. étab. D12=1			79 815						53 919			
Nb. étab. D2=1					39 343						19 369	
Nb. étab. CP=1	**3 026**		**2 966**		**2 690**		**2 759**		**2 702**		**2 484**	
Nb. observations	**712 603**		**704 173**		**663 701**		**669 107**		**661 220**		**626 670**	

Source : Echantillons obtenus par l'appariement de six sources de données
Champ : Etablissements de France métropolitaine (tous secteurs d'activité sauf l'agriculture et l'administration).
Note de lecture : Pour chaque année nous construisons trois échantillons. Prenons l'exemple de l'année 2002. L'échantillon 1 contient toutes les informations initiales (658 793 établissements). Pour cet échantillon nous implémentons notre démarche pour les variables D0, D01 et D012. 1,15% des établissements qui ont recours au chômage partiel en 2002 ont disparu en 2002. Dans l'échantillon 2 nous enlevons les établissements qui ont disparu en 2002. Nous regardons que les variables D1 et D12. Finalement, l'échantillon 3 contient tous les établissements initiaux sauf ceux qui sont morts en 2002 et 2003. Nous analysons ici que l'effet sur D2 (disparition en 2004).

4.2 – Les déterminants du recours au chômage partiel

Dans la première étape de la stratégie économétrique, on estime la probabilité - avec un modèle Logit - de recourir au chômage partiel une année donnée. Pour les années 2000 et 2001, nous n'utilisons que la spécification 1. En revanche, pour la période 2002-2005, nous utilisons les deux spécifications (cf. section 3). Dans le tableau 4.3, nous commentons les résultats du Logit uniquement pour l'année 2002 (échantillon 1 avec les deux spécifications)[90]. Nous retrouvons les mêmes résultats quelle que soit l'année.

Tableau 4.3 : Les déterminants du recours au chômage partiel (année 2002 et échantillon 1)

Variable	Spécification1		Spécification2	
	Estimation	Ecart-type	Estimation	Ecart-type
Taille				
Moins 20 salariés	Réf.		Réf.	
20-49 salariés	0,5634 ***	0,0489	0,5146 ***	0,0501
50-499 salariés	1,0128 ***	0,0538	0,9552 ***	0,0553
500 salariés et plus	1,2084 ***	0,2259	1,1516 ***	0,2265
Société commerciale	0,1495 ***	0,0506	0,1513 ***	0,0510
Restructuration en 2002	-0,7566 ***	0,2303	-0,7460 ***	0,2303
Restructuration en 2001	0,4049 ***	0,1354	0,4146 ***	0,1355
Age de l'établissement				
4ème quartile	0,2133 ***	0,0369	0,2057 ***	0,0369
Localisation géographique				
Ile-de-France	Réf0,		Réf.	
Centre Nord	0,9896 ***	0,0728	0,9627 ***	0,0732
Nord-Pas-de-Calais	1,0476 ***	0,0898	1,0178 ***	0,0902
Est	0,7620 ***	0,0836	0,7372 ***	0,0839
Nord Ouest Atlantique	0,6969 ***	0,0808	0,6744 ***	0,0812
Sud Ouest	0,6147 ***	0,0845	0,5925 ***	0,0848
Centre Sud	1,1340 ***	0,0729	1,1139 ***	0,0732
Midi Méditerranéen	1,1785 ***	0,0774	1,1585 ***	0,0776
Taux de variation de la valeur ajoutée en 2002				
1er décile	Réf.		Réf.	
2ème décile	-0,5429 ***	0,0520	-0,5472 ***	0,0521
3ème décile	-0,9692 ***	0,0612	-0,9743 ***	0,0612
4ème décile	-1,0273 ***	0,0609	-1,0319 ***	0,0609
5ème décile	-1,1795 ***	0,0738	-1,1845 ***	0,0738
6ème décile	-1,5971 ***	0,0802	-1,6016 ***	0,0802
7ème décile	-1,6668 ***	0,0824	-1,6711 ***	0,0824
8ème décile	-1,6942 ***	0,0831	-1,6980 ***	0,0831
9ème décile	-1,7498 ***	0,0851	-1,7545 ***	0,0850
10ème décile	-1,5411 ***	0,0777	-1,5390 ***	0,0777

[90] Dans l'annexe 4.1, nous présentons pour l'année 2002 (échantillon 1 et spécification 2), la distribution des caractéristiques d'établissement et d'entreprise en fonction du recours au chômage partiel.

Taux de variation de la valeur ajoutée en 2001				
1er décile	Réf.		Réf.	
2ème décile	-0,1224 **	0,0651	-0,1306 **	0,0651
3ème décile	-0,2016 ***	0,0688	-0,2112 ***	0,0688
4ème décile	-0,2372 ***	0,0712	-0,2477 ***	0,0712
5ème décile	-0,3449 ***	0,0741	-0,3563 ***	0,0742
6ème décile	-0,3027 ***	0,0737	-0,3140 ***	0,0738
7ème décile	-0,3408 ***	0,0740	-0,3554 ***	0,0741
8ème décile	-0,4660 ***	0,0757	-0,4812 ***	0,0758
9ème décile	-0,3523 ***	0,0724	-0,3648 ***	0,0725
10ème décile	-0,5161 ***	0,0764	-0,5273 ***	0,0765
Productivité apparente du travail en 2001				
1er décile	Réf.		Réf.	
2ème décile	-0,1910 ***	0,0721	-0,1900 ***	0,0721
3ème décile	-0,0972	0,0700	-0,0939	0,0700
4ème décile	-0,1906 ***	0,0705	-0,1835 ***	0,0706
5ème décile	-0,3208 ***	0,0726	-0,3105 ***	0,0726
6ème décile	-0,5000 ***	0,0751	-0,4819 ***	0,0753
7ème décile	-0,5753 ***	0,0771	-0,5518 ***	0,0773
8ème décile	-0,7505 ***	0,0811	-0,7212 ***	0,0814
9ème décile	-0,9623 ***	0,0873	-0,9206 ***	0,0879
10ème décile	-1,3672 ***	0,1033	-1,3156 ***	0,1040
Part des femmes en 2002				
1er quartile	Réf.		Réf.	
2ème quartile	0,2505 ***	0,0465	0,2393 ***	0,0468
3ème quartile	0,3696 ***	0,0531	0,3625 ***	0,0535
4ème quartile	0,3872 ***	0,0626	0,3690 ***	0,0629
Secteur d'activité				
Industries agricoles et alimentaires	-0,2274 *	0,1336	-0,3027 **	0,1346
Industrie des biens de consommation	1,2365 ***	0,1109	1,2157 ***	0,1112
Industrie automobile	1,3698 ***	0,2062	1,3265 ***	0,2066
Industrie des biens d'équipement	1,2909 ***	0,1158	1,2749 ***	0,1161
Industrie des biens intermédiaires	1,8575 ***	0,1054	1,8131 ***	0,1061
Energie	-0,0727	0,5886	-0,0503	0,5886
Construction	0,0704	0,1145	0,0480	0,1152
Commerce	-0,9376 ***	0,1104	-0,9800 ***	0,1108
Transports	0,3665 ***	0,1267	0,3798 ***	0,1278
Activités financières	-2,4868 ***	0,5103	-2,3642 ***	0,5110
Activités immobilières	-1,7358 ***	0,3311	-1,6984 ***	0,3313
Services aux entreprises	-0,2324 **	0,1193	-0,1937	0,1197
Services aux particuliers	-0,3932 ***	0,1106	-0,4712 ***	0,1118
Education, santé, action sociale	Réf.		Réf.	
Part des salariés non qualifiés en 2002				
1er quartile			-0,1547 ***	0,0433
Part des salariés très qualifiés en 2002				
4ème quartile			-0,1141 **	0,0508
Constante	-5,0545 ***	0,1433	-4,9118 ***	0,1465
Pseudo R^2	**0.1637**		**0.1642**	
Nombre d'observations	**658 793**			

Source : Echantillons obtenus par l'appariement de cinq sources de données
Champ : Etablissements de France métropolitaine (tous secteurs d'activité sauf agriculture et administration).

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

Nous retrouvons un résultat assez traditionnel en termes d'usage du chômage partiel : plus la taille de l'établissement est importante, plus la probabilité de bénéficier d'autorisations de chômage partiel est forte (cf. chapitres I, II et III ; Béraud et al., 1994 ; Gray, 1998). Les indicatrices sectorielles sont fortement significatives car le recours au chômage partiel a une dimension sectorielle. Les établissements appartenant à l'industrie des biens de consommation, à l'industrie automobile, à l'industrie des biens d'équipement, à l'industrie des biens intermédiaires ou dans les transports, ont une probabilité plus élevée de bénéficier d'autorisations de chômage partiel relativement au secteur d'activité « éducation, santé, action sociale » qui est la référence. Cela met en évidence le fait que le chômage partiel est un dispositif avant tout industriel (cf. chapitre I). Les indicatrices régionales sont également toujours significatives. Ce résultat montre que la localisation géographique est importante dans le fait de bénéficier d'autorisations du chômage partiel. Relativement au fait qu'un établissement se trouve en Ile-de-France (la référence), les établissements de la région « Midi Méditerranéen » bénéficient le plus fortement d'autorisations de chômage partiel. D'une manière générale, le fait d'être localisé dans une autre région que l'Ile-de-France – qui est une région fortement dynamique selon notre découpage régional -, renforce la probabilité de recourir au chômage partiel en 2002. Enfin, nous observons que la probabilité de recours au chômage partiel est plus importante pour les établissements les plus anciens (ceux qui correspondent au quatrième quartile d'âge). Les établissements les plus âgés ont probablement une meilleure connaissance du dispositif de chômage partiel.

Dans l'estimation, nous introduisons également certaines variables « standards » d'entreprise. Ces variables reflètent certaines caractéristiques des entreprises auxquelles les établissements appartiennent : la catégorie juridique ainsi que le fait de connaître des restructurations (fusions-acquisitions). Le fait que les établissements appartiennent à des sociétés commerciales détermine d'une manière positive et significative la probabilité de bénéficier d'autorisations du chômage partiel. Les deux variables de restructuration influencent également la probabilité de bénéficier d'autorisations de chômage partiel. Les restructurations mesurées ici représentent des cas dans lesquels les établissements sont

impliqués dans des processus de restructuration mais qui n'aboutissent pas à la disparition de l'entreprise. Ces cas correspondent plutôt aux situations dans lesquelles les entreprises absorbent d'autres entreprises ou dans lesquelles elles cèdent une partie de leur activité mais continuent d'exister (cession partielle). Se restructurer en l'année courante, diminue la probabilité de recourir au chômage partiel la même année. En revanche, une restructuration antérieure (l'année précédente) augmente le fait de bénéficier d'autorisations de chômage partiel. Le fait de se restructurer en *t-1* peut impliquer un choc « négatif » sur les performances économiques des entreprises qui peut se traduire par une demande supplémentaire d'autorisations de chômage partiel[91].

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

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

[91] D'une manière générale les restructurations peuvent être un des motifs invoqués pour recourir au chômage partiel.

Pour bien estimer l'effet du recours au chômage partiel sur la disparition des établissements, il faut avoir un support commun des scores de propension suffisamment grand (les probabilités des établissements qui recourent au chômage partiel et les probabilités de ceux qui ne recourent pas doivent se superposer au maximum). Dans notre cas, les distributions des scores de propension des traités et des non traités se recouvrent presque entièrement. Pour vérifier si les deux modèles expliquant le recours au chômage partiel sont bien spécifiés, nous implémentons un test qui analyse les différences standardisées[92]. Ce test a été premièrement élaboré par Rosenbaum et Rubin (1985) et il calcule pour chaque variable d'appariement, une mesure de la réduction du biais de sélection. Sa mise en œuvre est très simple et correspond à un test d'égalité de deux moyennes : pour chaque variable de contrôle, on compare les moyennes des traités et non traités avant et après appariement. Nous calculons la réduction du biais associée à la différence des différences des moyennes avant et après appariement. Nous présentons dans l'annexe 4.2, le test pour l'année 2002 (échantillon 1 et spécification 2). Ainsi, nous mettons en évidence de très fortes réductions du biais. Nous pouvons conclure que les variables introduites dans les modèles Logit déterminent bien la probabilité de recourir ou non au chômage partiel.

4.3 – L'effet du recours au chômage partiel sur la disparition des établissements

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

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

Tableau 4.4 : L'effet estimé du recours au chômage partiel sur la disparition des établissements

	2000	2001	2002	2003	2004	2005
Spécification 1						
Variable de résultat						
Echantillon 1						
D0	0,0008 * (0,0004)	0,0002 (0,0011)	-0,0013 (0,0027)	0,0005 (0,0028)	0,0010 (0,0034)	0,0058 (0,0036)
D01	0,0060 *** (0,0016)	0,0214 *** (0,0057)	0,0362*** (0,0066)	0,0189 *** (0,0068)	0,0315 *** (0,0076)	0,0220 *** (0,0077)
D012	0,0097 * (0,0058)	0,0393 *** (0,0080)	0,0479 *** (0,0086)	0,0317 *** (0,0086)	0,0442 *** (0,0095)	0,0276 *** (0,0088)
Echantillon 2						
D1	0,0038 ** (0,0017)	0,0211 *** (0,0057)	0,0361 *** (0,0062)	0,0242 *** (0,0062)	0,0301 *** (0,0070)	0,0147 * (0,0071)
D12	0,0066 (0,0058)	0,0348 *** (0,0081)	0,0406 *** (0,0085)	0,0360*** (0,0084)	0,0455 *** (0,0092)	0,0139 (0,0085)
Echantillon 3						
D2	-0,0002 (0,0057)	0,0211 *** (0,0064)	0,0124 * (0,0067)	0,0181 *** (0,0064)	0,0226 *** (0,0069)	0,0053 (0,0053)
Spécification 2						
Echantillon 1						
D0			-0,0013 (0,0026)	-0,0032 (0,0030)	0,0020 (0,0035)	0,0055 (0,0036)
D01			0,0315 *** (0,0066)	0,0149 ** (0,0068)	0,0325 *** (0,0075)	0,0306 *** (0,0076)
D012			0,0435 *** (0,0086)	0,0274 *** (0,0087)	0,0450 *** (0,0094)	0,0328 *** (0,0088)
Echantillon 2						
D1			0,0327 *** (0,0062)	0,0145 ** (0,0064)	0,0304 *** (0,0070)	0,0207 *** (0,0070)
D12			0,0378 *** (0,0085)	0,0269 *** (0,0084)	0,0386 *** (0,0092)	0,0260 *** (0,0083)
Echantillon 3						
D2			0,0170 ** (0,0066)	0,0183 *** (0,0064)	0,0147 *** (0,0070)	0,0028 (0,0054)

Source : Echantillons obtenus par l'appariement de six sources de données
Champ : Etablissements de France métropolitaine (tous secteurs d'activité sauf l'agriculture et l'administration).
Note : Pour chaque année, nous rappelons que nous travaillons avec trois échantillons. Prenons l'exemple de 2002. L'échantillon 1 contient l'échantillon initial. L'échantillon 2 contient tous les établissements de 1 sauf ceux qui ont disparu en 2002 et l'échantillon 3 tous les établissements de 1 sauf ceux qui ont disparu en 2002 et 2003. Pour calculer l'effet de chômage partiel de 2002 sur la disparition en 2003, il n'y a pas de sens de garder les établissements qui ont disparu en 2002.

Pour chaque année et chaque spécification considérée, dans la première étape de la stratégie économétrique, nous apparions sur le score de propension avec le plus proche voisin en utilisant quatre variantes de l'appariement : sans remplacement, avec remplacement, sans remplacement en imposant que le plus proche voisin se trouve dans un rayon inférieur à 0,0001 et avec remplacement en imposant que le plus proche voisin se trouve dans un rayon inférieur à 0,0001. Nous décidons de présenter dans le tableau 4.4 uniquement les résultats des estimations de l'appariement avec remplacement en imposant que le plus proche voisin se trouve dans un rayon inférieur à 0,0001. Dans le tableau 4.5, nous détaillons les quatre

variantes de l'appariement pour l'année 2002. Les annexes de 4.3 à 4.7 présentent les mêmes tableaux pour les autres années.

Quelle que soit la spécification considérée, la significativité est la même avec des effets légèrement différents (cf. tableau 4.4). Le principal résultat suggère que le chômage partiel n'empêche pas la disparition de l'établissement l'année suivante (mesurée avec l'indicatrice D1) : il y a un effet significatif et toujours positif. Pour la première spécification, cet effet prend des valeurs entre 0,4 point et 3,6 points de pourcentage en fonction de l'année considérée. Et, pour la deuxième spécification, l'effet varie entre 1,4 point et 3,3 points de pourcentage. Par exemple, pour 2002, en utilisant la deuxième spécification, le fait de recourir au chômage partiel augmente en moyenne de 3,3 points de pourcentage la probabilité pour un établissement de disparaître en 2003.

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

En ce qui concerne la disparition de l'établissement deux ans plus tard (D2), les effets apparaissent plus « mitigés » : ils sont majoritairement positifs et parfois nuls. Lorsqu'ils sont significatifs, ces effets sont moins forts (que pour D1) et au maximum égaux à 2,2 points de pourcentage. Comment expliquer ce résultat ? A priori, on s'attend à ce que le chômage partiel n'ait plus d'effet deux ans plus tard car le chômage partiel est un dispositif de court terme. Ainsi, d'une part, les effets trouvés sur D2 peuvent peut-être s'expliquer par des délais d'enregistrement. D'autre part, ces effets positifs regroupent des établissements de taille différente qui ne disparaissent pas au même rythme. Les grands établissements mettent plus de temps à disparaître du fait des contraintes sur les licenciements collectifs (voir section 4.4.1).

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

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

Tableau 4.5 : Les quatre variantes de l'appariement pour l'année 2002

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

Source : Echantillons obtenus par l'appariement de six sources de données
Champ : Etablissements de France métropolitaine (tous secteurs d'activité sauf l'agriculture et l'administration).
Note : Pour chaque année, nous rappelons que nous travaillons avec trois échantillons. Prenons l'exemple de 2002. L'échantillon 1 contient l'échantillon initial. L'échantillon 2 contient tous les établissements de 1 sauf ceux qui ont disparu en 2002 et l'échantillon 3 tous les établissements de 1 sauf ceux qui ont disparu en 2002 et 2003. Pour calculer l'effet de chômage partiel de 2002 sur la disparition en 2003, il n'y a pas de sens de garder les établissements qui ont disparu en 2002.

Quelle que soit la variante de l'appariement, nous retrouvons toujours la même significativité avec des effets assez proches (cf. tableau 4.5). Par exemple, pour l'indicatrice D012 l'effet varie de 4,7 points de pourcentage pour la quatrième variante de l'appariement à 5,3 points de pourcentage pour la première variante de l'appariement. Pour la variable D1, qui nous intéresse particulièrement, les effets sont presque identiques et égaux à 3,6 points de pourcentage pour les quatre variantes. Enfin, exceptant D2, les effets sont d'autant plus importants que la fenêtre temporelle est large.

4.4 – Tests de robustesse

Pour valider la robustesse des résultats, nous souhaitons faire plusieurs vérifications supplémentaires en mobilisant des échantillons et des méthodes alternatives. Dans un premier temps, pour pouvoir comparer les résultats de cette étude aux résultats du chapitre III sur le chômage partiel et les licenciements économiques, nous nous concentrons sur un sous-échantillon d'établissements d'au moins 50 salariés. Dans un deuxième temps, nous mettons en place une procédure de tirage de fichiers, dans lesquels uniquement les établissements qui ne recourent pas au chômage partiel sont tirés aléatoirement. Nous introduisons un nombre d'établissements qui ne bénéficient pas du dispositif égal à environ 3 fois le nombre de bénéficiaires d'autorisations de chômage partiel et nous regardons comment les résultats changent. Dans un troisième temps, afin de tenir compte de l'hétérogénéité des comportements départementaux en termes d'autorisations de recours au chômage partiel, nous implémentons notre stratégie économétrique sur des sous-échantillons d'établissements. Enfin, nous mettons en place une méthodologie d'estimation différente pour contrôler l'endogénéité associée au recours au chômage partiel.

4.4.1 Test à partir du sous-échantillon d'établissements d'au moins 50 salariés

Dans cette section, nous souhaitons vérifier si la démographie des grands établissements est identique - suite au recours au chômage partiel - à la démographie de

l'ensemble des établissements. En outre, dans le chapitre III, nous analysons le lien entre le recours au chômage partiel et les licenciements économiques pour les établissements d'au moins 50 salariés. Nous trouvons que plus les établissements utilisent de manière intensive le chômage partiel, plus les licenciements économiques sont importants. Nous nous concentrons ici sur cette population d'établissements afin de pouvoir plus facilement comparer les résultats de ces deux études. Nous présentons les résultats dans le tableau 4.6 uniquement pour l'année 2002. Plusieurs changements s'imposent afin de mettre en place ce test. En se concentrant sur les établissements d'au moins 50 salariés, certains secteurs d'activité ne bénéficient pas d'autorisations de chômage partiel en 2002 : l'énergie, les activités financières, les activités immobilières et le secteur « éducation, santé, action sociale »[93]. Nous écartons ces secteurs de l'analyse. Pour cette nouvelle population, nous recalculons les quartiles pour les variables suivantes : les taux de variation de la valeur ajoutée en 2001 et 2002, les productivités apparentes du travail en 2001 et 2002, l'âge de l'établissement, la part des femmes et les parts de salariés non qualifiés et très qualifiés. Nous travaillons avec les quartiles plutôt qu'avec les déciles car l'échantillon des établissements ayant au moins 50 salariés est beaucoup plus petit (environ 20 000 établissements dont 500 sont concernés par les autorisations de chômage partiel).

Le principal résultat de ce test de robustesse montre l'absence d'effet du recours au chômage partiel sur D1 mais, en revanche, montre la présence d'un effet positif et significatif sur D2 (la disparition de l'établissement en $t+2$). Si on utilise la deuxième spécification et l'estimateur avec remplacement où le plus proche voisin se trouve dans un rayon inférieur à 0,0001, l'effet du chômage partiel est beaucoup plus élevé pour le sous-échantillon d'établissements d'au moins 50 salariés (voir les tableaux 4.5 et 4.6) : en moyenne, la disparition des établissements d'au moins 50 salariés utilisant le chômage partiel est supérieure de 4,8 points de pourcentage (elle était de 1,7 points de pourcentage pour l'échantillon initial).

Pour les établissements d'au moins 50 salariés, la relation entre le recours au chômage partiel et la disparition des établissements semble retardée. Derrière ce résultat se cachent deux aspects qui sont liés : un aspect économique (la démographie des établissements de grande taille n'est pas la même) et un aspect statistique (sur ce sous-échantillon, il y a moins de réalisations pour les variables de disparition).

[93] Dans ce secteur, il y a un seul établissement d'au moins 50 salariés qui bénéficie d'autorisations de chômage partiel en 2002.

Tableau 4.6 : Test pour les établissements d'au moins 50 salariés (2002)

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

Source : Echantillons obtenus par l'appariement de six sources de données
Champ : Etablissements de France métropolitaine.
Note : Pour chaque année, nous rappelons que nous travaillons avec trois échantillons. Prenons l'exemple de 2002. L'échantillon 1 contient l'échantillon initial. L'échantillon 2 contient tous les établissements de 1 sauf ceux qui ont disparu en 2002 et l'échantillon 3 tous les établissements de 1 sauf ceux qui ont disparu en 2002 et 2003. Pour calculer l'effet de chômage partiel de 2002 sur la disparition en 2003, il n'y a pas de sens de garder les établissements qui ont disparu en 2002.

Les grandes entreprises ont plus de contraintes légales. Par exemple, toute entreprise d'au moins 50 salariés est obligée de mettre en place un plan de sauvegarde de l'emploi (si elle souhaite licencier au moins 10 salariés sur une période de 30 jours). De telles procédures sont probablement plus coûteuses en termes de temps lorsque la taille de l'établissement est importante. De plus, les entreprises de grande taille sont également concernées par la mise en

place des plans de formation auprès des salariés, qui peuvent rallonger les délais entre l'utilisation du chômage partiel et leur disparition.

4.4.2 Tests sur des sous-échantillons tirés aléatoirement

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

A partir de nos échantillons initiaux, les scores de propensions ont des valeurs concentrées autour de zéro et plus précisément, comprises entre 0 et 0,05 (du fait d'un grand nombre d'établissements qui ne bénéficient pas d'autorisations de chômage partiel). Ainsi, nous testons si, sur des échantillons beaucoup plus réduits, avec un nombre de zéros beaucoup plus faible (et où le recours au chômage partiel est surreprésenté), nous obtenons des résultats similaires. Evidemment, sur ce type d'échantillon, les scores de propension prennent des valeurs comprises entre 0 et 1. Le test est mis en place uniquement pour l'année 2002 sur la disparition de l'établissement un an plus tard (D1)[94]. Nous retenons également une seule méthode d'identification du contrefactuel, c'est-à-dire la méthode avec remplacement et avec distance maximale entre les scores de propension. Ce test de robustesse consiste : *(i)* à garder tous les établissements qui bénéficient d'autorisations de chômage partiel, *(ii)* parmi ceux qui n'en bénéficient pas, à tirer aléatoirement un nombre égal à environ trois fois le nombre d'établissements concernés par le chômage partiel et *(iii)* à répéter cette opération plusieurs fois pour obtenir une distribution d'estimateurs et vérifier s'ils ont des valeurs proches de celles obtenues à partir de l'échantillon initial.

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

[94] Plus précisément, nous travaillons sur l'échantillon 2.

(seule la constante change). Pour cette raison, dans le cadre de ce test, les valeurs des scores de propension prennent tout le spectre des valeurs entre 0 et 1. D'autre part, étant donné le plus faible nombre de non traités, les résultats sont plus sensibles au choix du rayon. Lorsque nous imposons que le contrefactuel doit se trouver dans un rayon inférieur à 0,0001 (comme dans le cadre de la stratégie initiale), nous obtenons un effet très proche mais on exclut un nombre plus élevé d'établissements du support commun. En revanche, quand on prend des valeurs du rayon plus grandes que 0,0001, les estimations deviennent plus volatiles, même si l'effet est globalement positif et significatif[95]. Dans cette démarche, ce qui importe principalement est surtout de retrouver le même signe et la même significativité de l'effet (et pas la valeur de l'effet en elle-même). Dans la plupart des estimations, les résultats sont confirmés : il existe un effet positif et significatif du recours au chômage partiel en 2002 sur la disparition de l'établissement en 2003. L'effet moyen estimé du recours au chômage partiel sur les traités varie entre 2 et 4 points de pourcentage.

4.4.3 Tests sur des sous-échantillons construits à partir des départements français

La méthodologie d'appariement sur le score de propension « classique » nous permet de mesurer l'effet du recours au chômage partiel sur la disparition des établissements. Pour que ces effets ne soient pas biaisés, le recours au chômage partiel conditionnellement aux caractéristiques observables retenues doit être indépendant de la disparition des établissements. Toutefois, il est probable que des caractéristiques inobservables agissent sur le recours au chômage partiel, ainsi que sur la disparition des établissements. Pour cette raison, même conditionnellement aux caractéristiques observables, il existe toujours un soupçon que l'utilisation du chômage partiel ne soit pas indépendante de la disparition des établissements (peut être les établissements utilisent le chômage partiel car ils sont dans une situation économique intrinsèquement dégradée). Dans la section 3, nous expliquons qu'en tenant compte de la nature des phénomènes observés (chômage partiel et disparition d'établissements), il n'est pas possible de mettre en place des modèles qui contrôlent les caractéristiques inobservables comme par exemple, les modèles en doubles différences sur le

[95] Dans ce cas, on utilise plus d'observations, mais les contrefactuel sont plus éloignés.

score de propension – cf. chapitre II – ou également le modèle de Roy (1951). Dans cette section, ainsi que dans la section suivante, nous mettons en place des tests pour lever cette incertitude. Le premier test (section 4.4.3) consiste à implémenter la stratégie économétrique initiale sur un sous-échantillon d'établissements appartenant à des départements où le chômage partiel est plus fortement autorisé et sur un sous-échantillon d'établissements appartenant à des départements où le chômage partiel est moins fortement autorisé. A priori, si dans la stratégie économétrique, avec les caractéristiques observables choisies, nous n'avions pas rendu le recours au chômage partiel indépendant de la disparition des établissements, nous obtiendrions des effets différents pour les deux sous-échantillons. En revanche, si on trouve des résultats significativement différents de zéro et positifs pour les deux sous-échantillons, ce serait un signe d'un bon contrôle du biais de sélection associé au recours au chômage partiel. Par conséquent, les effets estimés ne seraient pas biaisés. Le deuxième test (section 4.4.4) consiste à la mise en place d'une stratégie économétrique différente permettant de contrôler l'endogénéité du recours au chômage partiel. Si avec cette méthode, nous obtenions les mêmes résultats, la robustesse de nos estimateurs serait confirmée.

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

spécification. Pour simplifier la présentation des résultats, nous décidons de présenter uniquement les effets moyens calculés sur l'échantillon 2, sur la variable de disparition un an plus tard (D1), ainsi que sur la variable de disparition de l'établissement 1 an ou 2 ans plus tard (D12). Puisque pour 2002, le chômage partiel n'a pas été autorisé en Corse et dans les Landes, nous écartons ces départements de l'analyse. Nous menons une démarche en deux étapes.

(i) Nous nous intéressons à la manière dont le chômage partiel est autorisé au niveau départemental. Dans un premier temps, nous classons les départements en deux catégories par rapport à la valeur médiane de la proportion d'établissements bénéficiant d'autorisations de chômage partiel dans le département[96] : les départements où le chômage partiel est autorisé plus intensément, c'est-à-dire dans des proportions supérieures à la valeur médiane (*catégorie CP plus*) et les départements où le chômage partiel est autorisé moins intensément, c'est-à-dire dans des proportions inférieures ou égales à la valeur médiane (*catégorie CP moins*).

Tableau 4.7 : Tests pour les établissements de la catégorie *CP plus* et *CP moins* (2002)

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

Source : Echantillons obtenus par l'appariement de six sources de données
Champ : Etablissements de France métropolitaine.

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

Pour l'année 2002, dans la *catégorie CP plus*, nous retrouvons les départements suivants (par ordre alphabétique) : Ain, Aisne, Allier, Alpes-de-Haute-Provence, Ardèche, Ardennes, Ariège, Aube, Calvados, Charente, Cher, Creuse, Doubs, Drôme, Eure, Eure-et-Loir, Gard, Hérault, Indre, Indre-et-Loire, Isère, Jura, Loire, Haute-Loire, Loiret, Maine-et-Loire, Haute-Marne, Mayenne, Meuse, Nièvre, Nord, Orne, Pas-de-Calais, Puy-de-Dôme, Haute-Saône, Saône-et-Loire, Sarthe, Haute-Savoie, Seine-et-Marne, Somme, Tarn, Vendée, Vienne, Haute-Vienne, Vosges et Territoire de Belfort. Dans la *catégorie CP moins*, il reste donc le complément des départements. Pour chaque catégorie de départements (*catégorie CP plus* et *catégorie CP moins*), nous mettons en place la stratégie économétrique avec les mêmes variables de contrôle décrites dans la section 3. Les résultats pour les établissements appartenant aux catégories *CP plus* et *CP moins* sont présentés dans le tableau 4.7.

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

(ii) Dans un deuxième temps, nous construisons deux autres catégories d'établissements par rapport à l'intensité à laquelle les autorisations de chômage partiel sont accordées au niveau des départements français entre 2000 et 2005. Nous construisons une nouvelle variable *CP_plus* qui est égale à 1 si pour chaque année de la période 2000-2005, le département autorise le chômage partiel dans des proportions plus importantes que la part médiane d'autorisation (*catégorie CP plus 2000-2005*) et la variable antagonique *CP_moins* qui est égale à 1 si pour chaque année de la période 2000-2005, le département autorise le chômage partiel dans des proportions moins importantes que la part médiane d'autorisation[97].

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

Dans la *catégorie CP plus 2000-2005,* nous retrouvons les 26 départements suivants : Ain, Allier, Ardennes, Ariège, Aube, Cher, Creuse, Doubs, Eure, Indre, Indre-et-Loire, Jura, Loire, Haute-Loire, Haute-Marne, Nièvre, Orne, Pas-de-Calais, Puy-de-Dôme, Haute-Saône, Saône-et-Loire, Sarthe, Somme, Tarn, Vendée et Haute-Vienne. Quant à la *catégorie CP moins 2000-2005,* nous retrouvons les 21 départements suivants : Alpes-Maritimes, Côte-d'Or, Cotes d'Armor, Gironde, Ille-et-Vilaine, Moselle, Pyrénées-Atlantiques, Hautes-Pyrénées, Pyrénées-Orientales, Haut-Rhin, Rhône, Savoie, Paris, Yvelines, Var, Vosges, Essonne, Hauts-de-Seine, Seine-Saint-Denis, Val-de-Marne et Val-d'Oise. Nous introduisons les mêmes variables de contrôle par rapport au cas précédent [98]. Les résultats pour les établissements appartenant aux catégories *CP plus* 2000-2005 et *CP moins 2000-2005* sont présentés dans le tableau 4.8.

Tableau 4.8 : Tests pour les établissements des départements *CP plus 2000-2005 et CP moins 2000-2005 (2002)*

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

Source : Echantillons obtenus par l'appariement de six sources de données
Champ : Etablissements de France métropolitaine.

Nous retrouvons les mêmes résultats que dans le test de robustesse précédent : il y a toujours des effets positifs et significatifs qui sont un peu plus importants pour le sous-échantillon d'établissements *CP moins 2000-2005* (entre 3,1 points et 3,4 points de pourcentage pour les établissements du sous-échantillon *CP plus 2000-2005* et entre 3,8

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

points et 4,7 points de pourcentage pour l'autre catégorie d'établissements). Ce nouveau test confirme une fois de plus un bon contrôle du biais de sélection associé au recours au chômage partiel.

4.4.4 Une stratégie économétrique alternative : une modélisation de type probit bivarié

Dans le cadre de ce dernier test de robustesse, nous appréhendons de manière différente le lien entre le recours au chômage partiel et la disparition des établissements. Nous mettons en place une estimation de type probit bivarié afin de contrôler différemment les « bruits » qui interférent dans l'identification de l'effet « pur » du chômage partiel sur la disparition des établissements. Nous présentons un seul exemple d'estimation pour l'année 2002 : l'effet du recours au chômage partiel sur la disparition de l'établissement une année plus tard (la variable D1). Du deuxième échantillon, nous écartons les établissements des départements de Corse et des Landes[99].

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

[99] Pour ces départements, pour 2002, aucun établissement n'a bénéficié sur l'échantillon final d'autorisation de chômage partiel.

Soient *CP* la variable observée du recours au chômage partiel et *D1* la variable observée de la disparition de l'établissement une année plus tard. Les deux variables se définissent de la manière suivante :

$$\begin{cases} CP = 1 \text{ si } CP^* > 0 \\ CP = 0 \text{ sinon} \end{cases} \qquad \begin{cases} D1 = 1 \text{ si } D1^* > 0 \\ D1 = 0 \text{ sinon} \end{cases} \qquad (4.3)$$

CP^* et $D1^*$ sont des variables latentes. Le modèle probit bivarié peut s'écrire de la manière suivante :

$$\begin{cases} CP_i^* = \alpha_1 + \beta_1 X_i + \gamma Z_i + \varepsilon_{1i} \\ D1_i^* = \alpha_2 + \beta_2 X_i + \delta CP_i + \varepsilon_{2i} \end{cases} \qquad (4.4)$$

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

$$\begin{pmatrix} \varepsilon_1 \\ \varepsilon_2 \end{pmatrix} \rightarrow N(0, \Sigma), \text{ avec } \Sigma = \begin{pmatrix} 1 & \rho_{12} \\ \rho_{12} & 1 \end{pmatrix} \qquad (4.5)$$

Dans une estimation probit bivarié, le terme de corrélation *rho* est également estimé. Quand *rho* est significativement différent de zéro, cela signifie qu'il y a une relation entre les

termes d'erreur des deux équations et donc que la variable de recours au chômage partiel est endogène. Dans ce cas, le choix du modèle probit bivarié se confirme.

Le tableau 4.9 décrit les résultats de l'équation de disparition de l'établissement en 2003[100]. Dans ce tableau, nous présentons le coefficient *rho* ainsi que sa significativité. Même si sa significativité est faible (à 10%), nous concluons que *rho* est significativement différent de zéro. Cela signifie que les termes d'erreur des deux équations sont corrélés (et plus précisément, négativement corrélés) et que le recours au chômage partiel est bien endogène. La modélisation de type probit bivarié s'appuie sur la pertinence du choix de l'instrument. L'indicatrice d'appartenance à un département qui utilise intensivement le chômage partiel apparaît être un bon instrument, d'autant plus qu'il est difficile de trouver une telle variable tenant compte du fait que le recours au chômage partiel et la disparition des établissements sont deux phénomènes synonymes à des situations économiques fortement dégradées. En outre, les variables régionales sont souvent utilisées comme instruments pour contrôler l'endogénéité dans des équations individuelles (Wooldridge, 2002 ; Morris, 2007). Nous observons que le fait d'être localisé dans un département qui est caractérisé par un niveau supérieur à la médiane en termes d'autorisations de chômage partiel, augmente la probabilité de recours au chômage partiel (cf. annexe 4.8). D'ailleurs, dans la section 4.4.3, nous montrons que les établissements utilisent plus ou moins le chômage partiel en fonction de leur localisation géographique. Dans le probit bivarié, il n'existe pas de test permettant de vérifier que l'instrument n'est pas corrélé au terme d'erreur de l'équation principale de disparition d'établissements (Wooldridge, 2002). Mais, pour mettre en avant la qualité de l'instrument, nous montrons également que faire partie d'un de ces deux groupes d'établissements (*catégorie CP plus* et *catégorie CP moins*) affecte de la même manière la disparition des établissements (cf. section 4.4.3).

Dans le tableau 4.9, nous présentons uniquement le coefficient de la variable *CP*. Avec cette méthode alternative, les résultats précédents sont confirmés : nous retrouvons le même effet significatif et fortement positif de l'utilisation du chômage partiel sur la disparition des établissements. En revanche, la valeur de l'estimateur ne peut pas être directement comparée aux effets moyens du recours au chômage partiel sur les traités. Ce qui importe pour ce nouveau test de robustesse est que les estimations vont dans le même sens. Ainsi, en

[100] Les résultats de l'équation de recours au chômage partiel en 2002 sur l'échantillon 2 ne sont pas rapportés dans le corps de texte comme ils sont très semblables au tableau sur les déterminants de l'usage du chômage partiel (cf. tableau 4.3). Ils sont toutefois rapportés dans l'annexe 4.8.

contrôlant les différents biais liés au recours au chômage partiel (biais de sélection, biais d'endogénéité) dans différents modèles, nous retrouvons les mêmes résultats. Cela renforce la robustesse de nos résultats initiaux et montre qu'on contrôle d'une manière satisfaisante la sélection.

Tableau 4.9 : Modélisation probit bivarié – équation de la disparition de l'établissement en 2003

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

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

Source : Echantillons obtenus par l'appariement de six sources de données
Champ : Etablissements de France métropolitaine.

Section 5 – Quel rôle pour le chômage partiel ?

A partir des analyses menées dans cette partie de la thèse, nous souhaitons avoir une discussion sur la fonction du chômage partiel. Le chômage partiel est présenté comme l'un des instruments de lutte contre le chômage. Même si le rôle affiché est celui d'outil de « flexibilité qui protège l'emploi », celui-ci a évolué dans le temps. Mais quel est finalement son rôle entre 1995 et 2005 et, plus spécifiquement, en période de crise économique ?

Nous avons défini deux types de flexibilité associés au chômage partiel : la « flexibilité conjoncturelle » et la « flexibilité structurelle ». Pour la période avant la mise en place de l'ARTT, la recherche de « flexibilité structurelle » avait un rôle important dans les usages du dispositif. D'ailleurs, la mise en évidence d'un comportement récurrent en termes d'autorisations de chômage partiel témoigne de cet aspect. Ce qui est frappant, est que pour certains secteurs qui bénéficient d'autorisations de chômage partiel, sur toute la période d'analyse (l'automobile, le textile), nous pouvons identifier de manière très prononcée un tel usage d'outil de « flexibilité structurelle ». Avant le début de notre période d'analyse, Béraud et al. (1994) montrent que ce sont ces mêmes secteurs qui, de manière intensive, recourent au chômage partiel. D'ailleurs, en 1991, les changements réglementaires du dispositif visent plus fortement le textile, l'habillement cuir et l'automobile. Quinze ans plus tard, les mêmes secteurs sont toujours les plus concernés par ce dispositif. L'interprétation de ce fait « têtu » peut-être double. Soit l'on conclut que le chômage partiel est un outil destiné presque entièrement à ces seuls secteurs d'activité, pour lesquels ce dispositif est vu comme un dispositif de flexibilité parmi d'autres. Soit cet usage spécifique du dispositif témoigne plus généralement que ces secteurs ont des besoins spécifiques en termes de gestion de leur force de travail et doivent être restructurés ou avoir accès à d'autres dispositifs de flexibilité plus adaptés.

Avec le passage aux 35 heures, nos résultats suggèrent d'ailleurs qu'en globalité, le chômage partiel a été recentré sur son rôle de protection de l'emploi, même si nous observons que cette protection n'est que temporaire. Ainsi, d'une manière globale, entre 1995 et 2005, ce qui apparaît en premier est son rôle de flexibilité avec clairement un usage de « flexibilité structurelle » pour certains secteurs.

Nos principales conclusions se retrouvent pour la période antérieure à 1995. Béraud et al. (1994) soulignent que sur leur période d'analyse, le chômage partiel devient un outil

permanent de la gestion du temps de travail et donc qu'il se banalise, son usage se réduisant à la recherche de nouvelles formes de flexibilité. En termes de licenciements économiques, Béraud et al. (1994) soulignent leur interrogation sur l'efficacité du chômage partiel à éviter les licenciements : « Que les mesures de 1991 aient ou non développé l'usage du chômage partiel, il est loin d'être assuré que ces mesures ait pu avoir un quelconque effet de dissuasion des licenciements ». Le moment analysé dans l'étude de Béraud et al. (1994) est dans un contexte économique très dégradé (la récession de 1993) qui est plus proche de la période de crise économique débutée en 2008 que de notre période d'analyse 1995-2005. Quinze ans plus tard, nous avons l'impression que rien n'a changé.

L'usage du chômage partiel a été « dopé » à partir de la fin de 2008. En même temps, la réforme de décembre 2008, qui a allongé la durée du chômage partiel indemnisable, contribue à transformer la nature du dispositif. En effet, en portant à 800 heures par an et par salarié le temps de chômage partiel indemnisable (et à partir de septembre 2009 à 1 000 heures), elle autorise à interrompre quasiment la moitié de l'année l'activité productive d'un salarié pour l'ensemble des secteurs, et même un peu moins des deux tiers de l'année dans les secteurs textile et automobile (et à partir de septembre 2009 à tous les secteurs). Cela remet donc en cause l'objectif initial du dispositif, celui d'assister les entreprises dans une situation économique dégradée (et pas uniquement économique) de manière temporaire. Il est par ailleurs intéressant d'observer que les secteurs où les durées de chômage partiel indemnisable ont été en premier les plus allongées (automobile et textile), sont également ceux qui l'utilisaient avant 2005 de manière récurrente et non exceptionnelle. Il semblerait que les dernières reformes visent à renforcer la dimension « flexibilité structurelle » du dispositif. Depuis 2008, avec les nouveaux changements réglementaires pour faire face à la crise économique, on a l'impression d'encourager son rôle d'outil de flexibilité.

Sur les quinze dernières années, nous observons que les gouvernements suivent toujours la même démarche en termes de la réglementation du chômage partiel : en période de crise économique, l'utilisation du chômage partiel est renforcée (« dopage » du côté flexibilité) et au contraire, quand la crise est finie, le gouvernement essaye de le recentrer sur son objectif annoncé de protection de l'emploi (côté protection de l'emploi). C'est une sorte d'évolution en « yo-yo » de la législation du chômage partiel. Il faut aussi rappeler qu'à la fin de 2005, en France, le chômage partiel était devenu un « outil en quelque sorte inactif ». Ce qui nous semble intéressant est que même si avec la crise débutée fin 2008 son usage est généralisé à

tous les secteurs d'activité, les secteurs qui, depuis toujours l'utilisent, mettent l'accent sur son rôle de dispositif de flexibilité.

En conclusion, on peut préciser que même s'il est annoncé comme un outil de protection de l'emploi, le chômage est paradoxalement entre 1995 et 2005 plus un outil de flexibilité. De plus, les reformes récentes confirment cet aspect. Donc, le chômage partiel apparaît avant tout comme nécessaire du point de vue de la flexibilité de l'emploi.

Finalement, quels avantages et inconvénients peut-on attendre du chômage partiel ? Ceux-ci sont différents en fonction de la partie impliquée dans le processus de mise au chômage partiel. D'une manière simpliste, nous affirmons l'existence de trois parties : l'Etat, les salariés et les entreprises.

L'Etat : Le chômage partiel peu apporter deux avantages à l'Etat. D'abord, le chômage a un effet bénéfique pour le moral (favorable pour l'opinion publique car il atténue les tensions sociales). Ensuite, du point de vue politique, le chômage partiel baise les chiffres du chômage car les individus au chômage partiel ne sont pas considérés comme des demandeurs d'emploi. La médiatisation de cette mesure ainsi que de l'activité partielle de longue durée (voir le chapitre I pour les derniers changements réglementaires) ont aussi comme avantage de donner une image positive des actions du gouvernement en temps de crise. D'un autre point de vue, si on prend l'exemple de l'activité partielle de longue durée, et si on envisage la signature d'une convention de 12 mois, cela va revenir à un engagement de ne pas licencier les salariés durant les deux prochaines années après la signature. Donc, cette mesure peut avoir une portée plus longue sur le cycle électoral. C'est pour cette raison que nous pouvons appeler le chômage partiel un « amortisseur social à visée principalement politique ». De l'autre côté, les inconvénients sont liés aux coûts de cette mesure. En 2005, 16,6 millions d'euros ont été dépensés pour le chômage partiel et en 2008, 50,5 millions d'euros. Pour 2009 et 2010, ces chiffres seront probablement beaucoup plus élevés. Il faut également rappeler les 150 millions d'euros mis à disposition par l'Unedic pour le dispositif d'activité partielle de longue durée. Le coût pour l'Etat est également lié au fait que l'indemnisation du chômage partiel est exonérée des taxes sur les salaires et des cotisations de sécurité sociale. Si, finalement les salariés sont licenciés après la mise au chômage partiel, il y aura de nouveau un coût pour la collectivité.

Les salariés : Parmi, les avantages apportés par le recours au chômage partiel aujourd'hui, indéniablement, son premier effet est de retarder, d'au maximum huit mois (le temps maximal indemnisable), les licenciements pour motifs économiques. Pour le cas spécifique de chômage partiel (l'activité partielle de longue durée), le retard est encore plus important (au maximum de deux ans). Plus la période de chômage partiel est longue, plus son emploi est protégé. Un autre avantage réside dans le fait que le chômage partiel ou l'activité réduite de longue durée ouvrent droit à l'assurance vieillesse et permettent l'acquisition de points gratuits de retraite complémentaire. Les périodes de chômage partiel ou d'activité partielle de longue durée sont prises en compte pour le calcul des primes et gratifications. Comme le chômage partiel ne semble pas permettre d'éviter les licenciements économiques, il conviendrait d'inciter les entreprises à mettre à profit la période de chômage partiel pour augmenter l'employabilité de leurs salariés. De ce point de vue, il serait intéressant de le combiner à de la formation professionnelle pour que le dispositif serve à sécuriser et accompagner les salariés dans leur transition professionnelle et les aide dans leur éventuelle reconversion. Si cela est mis en place, le dispositif a un côté « efficace » pour les salariés. Une solution est aussi d'accompagner les salariés vers des secteurs plus dynamiques (reconversion). Tous secteurs confondus, nous montrons que le chômage partiel n'empêche pas les licenciements économiques, il ne fait que les retarder. Ce résultat d'ensemble ne s'applique pas forcément secteur par secteur : dans l'automobile et le textile (secteurs concernés), le chômage partiel remplit probablement un rôle de « flexibilité structurelle », car il est utilisé de manière récurrente et intensive. Nous n'avons pas mené une analyse spécifique à ces secteurs d'activité, mais pour ceux-ci peut être, le chômage partiel permet de garder l'emploi aux salariés concernés. Mais, de manière générale, on ne sait pas si, selon les critères d'efficacité qu'on a choisi, le chômage partiel ne protège pas en fait les seuls salariés les plus importants pour l'entreprise (le noyau dur), se révélant in fine un outil de renforcement de la dualisation du marché du travail entre insiders protégés et outsiders devant continuer de s'inscrire « aux marges » de l'emploi protégé. Pourtant, il existe de nombreux désavantages associés au passage par le chômage partiel. Les travaux menés dans cette thèse montrent que le risque de chômage reste très élevé pour les salariés concernés par le chômage partiel. Si c'est le cas et si le chômage partiel est inefficace pour les salariés, mieux vaut faire l'effort sur l'indemnisation et l'accompagnement des demandeurs d'emploi. De plus, les périodes de chômage partiel sont associés à des périodes d'insécurité. Cela peut avoir également comme effet de bloquer les salariés à chercher un autre emploi. N'oublions pas non plus que la perte de salaire est substantielle. Un autre inconvénient est donné par la perte de savoir-faire du

salarié car, être par exemple mis au chômage partiel deux tiers de l'année diminue les capacités productives.

L'entreprise : Un premier avantage important pour l'entreprise de l'usage du dispositif chômage partiel est l'aide financière accordée par l'Etat (par les allocations spécifiques, les aides complémentaires s'il y a convention et aussi certaines exonérations). Même si en période de crise, le chômage partiel semble à court-moyen terme éviter les licenciements économiques, il est très difficile à estimer combien de licenciements il empêche réellement. Ce qui est clair, est qu'il joue le rôle d'amortisseur de crise. Les principaux visés par la crise sont les intérimaires et les salariés en CDD. En situation de crise, il y a le schéma suivant : mettre fin à des missions en intérim et aux CDD, recours au chômage partiel, et enchaînement avec des plans sociaux. C'est presque le schéma de la récession de 1993 mais, comme il y a plus d'embauches par CDD et intérim, par le chômage partiel on a une impression encore plus forte de protection du noyau dur de l'entreprise. Le chômage partiel permettrait ainsi de garder les salariés les plus importants pour l'entreprise dans l'espoir d'une amélioration de sa situation. Indéniablement, son effet est de retarder d'un an la disparition de l'établissement. Pour les établissements d'au moins 50 salariés, la période de disparition est encore plus longue (deux ans). Du côté des entreprises, les bénéfices sont plus tangibles, car le chômage partiel permet de les accompagner financièrement durant les périodes de graves difficultés. C'est aussi un moyen pour elles de garder un lien contractuel avec les salariés appartenant à leur cœur de métier. Comme un premier désavantage, nous montrons que le chômage partiel n'empêche pas la survie des établissements à moyen terme. Bien sûr, avec les nouvelles dispositions réglementaires, cela va augmenter la survie à court et moyen terme mais rien ne peut être conclu après. Au niveau macroéconomique, le chômage peut impliquer des effets négatifs secondaires car ce type d'aide peut nuire aux concurrents sur le marché.

Conclusion

Dans ce chapitre, nous analysons le lien entre le recours au chômage partiel et la disparition des établissements sur la période 2000-2005. Le recours au chômage partiel n'est pas distribué de manière aléatoire parmi les établissements. De plus, une situation économique particulièrement dégradée joue un rôle crucial sur la décision de recourir au chômage partiel et également sur la disparition des établissements. Nous proposons une

méthode d'appariement sur le score de propension « classique » qui tient compte notamment d'un nombre d'indicateurs importants de santé économique (taux de variation de la valeur ajoutée et productivité apparente du travail). Nous considérons que, conditionnellement aux caractéristiques d'établissements et d'entreprises retenues (choisies à partir de la littérature économique), le recours au chômage partiel est indépendant de la disparition des établissements. Ainsi, les effets moyens du fait de bénéficier d'autorisations de chômage partiel sur les indicateurs de disparition des établissements (ATT) ne sont *a priori* pas biaisés.

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

Plusieurs tests de robustesse on été mis en place. En se concentrant sur les grands établissements (d'au moins 50 salariés), nous retrouvons un décalage dans le temps du lien entre le recours au chômage partiel et la disparition des établissements : les grands établissements ont une démographie différente. Comme des caractéristiques inobservables peuvent jouer sur le recours au chômage partiel et sur la disparition des établissements, même en contrôlant avec des variables observables riches, cela ne rend peut être pas que le fait de bénéficier d'autorisations de chômage partiel soit indépendant de la disparition des établissements. Il y a toujours un doute que les établissements qui utilisent le chômage partiel sont ceux qui ont intrinsèquement moins de chances de survivre. Des tests de robustesse sont ainsi réalisés sur des sous-échantillons d'établissements et avec une méthodologie alternative pour faire preuve d'un bon contrôle du biais de sélection. Dans un premier temps, on se concentre sur des sous-échantillons d'établissements avec des comportements opposés au niveau départemental d'autorisation du chômage partiel. Le fait qu'on trouve les mêmes effets confirme un bon contrôle de la sélection. Dans un second temps, en prenant comme instrument ce comportement différent de chômage partiel au niveau départemental, nous avons montré, à l'aide d'un probit bivarié, qu'en contrôlant l'endogénéité du recours au

chômage partiel, nous retrouvons un résultat positif et significatif robuste de l'effet du recours au chômage partiel l'année courante sur la disparition de l'établissement un an plus tard.

Plusieurs précisions s'imposent par rapport à notre démarche. Dans un premier temps, nous souhaitons avoir une courte discussion sur la manière dont nous mobilisons le concept de protection de l'emploi. Dans les chapitres III et IV, on a un point de vue plutôt normatif par rapport aux deux critères utilisés pour étudier la protection de l'emploi. Nous sous-entendons que licencier pour motif économique ne protège pas l'emploi et également que la disparition d'un établissement est un signe d'une absence de protection de l'emploi. En réalité, le concept de protection de l'emploi est beaucoup plus complexe. Si le chômage partiel protégeait réellement l'emploi, on pourrait se poser des questions sur les effets pervers du dispositif d'empêcher le renouvellement du tissu productif. Même si nos résultats montrent que le chômage partiel n'empêche pas à « long terme » les licenciements économiques ou la disparition des établissements, sur la période de crise économique débutée en 2008, peut être ça ne va pas être le cas. Nous rappelons que l'usage du chômage partiel a beaucoup changé avec les réformes de 2008 et 2009. De plus, en avril 2009, nous assistons à la mise en place du dispositif « activité partielle de longue durée » (voir la section 1.3 du chapitre I). Ce dernier outil permet la mise au chômage partiel pour des durées d'au maximum un an avec l'engagement de ne pas licencier les salariés concernés pendant les deux années qui suivent. On peut donc s'interroger sur le fait de savoir s'il n'est pas mieux de laisser le marché s'autoréguler en « éliminant » les établissements moins performants (car ils sont accompagnés financièrement) ou d'écarter les salariés les moins productifs (du point de vue des entreprises). La question de l'accompagnement des entreprises avec le chômage partiel devrait également prendre en compte le type de risque pris par l'entreprise. Les entreprises qui investissent dans l'innovation peuvent être considérées comme des entreprises qui prennent des « bons risques ». Nous pensons qu'elles devraient être accompagnées par ce type de mesure. En revanche, la situation est plus compliquée pour les entreprises qui prennent des risques insensés (« mauvais risques »).

Dans un second temps, nous voulons souligner certaines limites de notre travail ainsi que des pistes futures de recherche.

Nous commençons par présenter une limite globale à toute la partie de la thèse sur le chômage partiel. Le comportement des établissements en termes de l'usage de chômage partiel est appréhendé avec les autorisations de chômage partiel. Avant les réformes de 2008

et 2009, le processus de recours au chômage partiel est relativement complexe et se décompose en plusieurs étapes : l'évaluation des difficultés par l'entrepreneur, la demande d'autorisations de chômage partiel auprès la direction départementale du travail, de l'emploi et de la formation professionnelle (DDTEFP), l'autorisation du chômage partiel par la DDTEFP, la consommation d'une quantité d'autorisations et in fine, l'indemnisation par l'Etat de ce qui a été consommé. Le nombre autorisé de jours de chômage partiel est une mesure imparfaite du nombre de journées réellement consommées et indemnisées. Ces informations ne sont disponibles que plusieurs années après leur utilisation. Ainsi, les autorisations de chômage partiel traduisent les anticipations des entrepreneurs. Sur la période 1996–2005, le chômage partiel réellement indemnisé représente un peu moins de 50 % du chômage partiel autorisé. Cet aspect représente la principale limite de notre analyse. Pour l'instant il n'y a pas de système statistique permettant un meilleur suivi du recours au chômage partiel au niveau des établissements. Ce qui manque également, ce sont des informations déclinées par salariés qui indiqueraient le statut du salarié ou de combien son temps de travail est réduit. En 1994, Béraud, Lefèvre et Sidhoum soulignent le problème statistique des données sur le chômage partiel. Quinze ans plus tard, ce problème n'est toujours pas réglé. Nous lançons un signal d'alarme aux décideurs publics par rapport à la mise en place d'un système de collecte statistique car les données disponibles sont insuffisantes. Comme le chômage partiel apparaît comme un élément extrêmement important en temps de crise économique, il faut avoir des données plus précises pour l'analyser.

La principale limite de la stratégie économétrique du chapitre IV est l'impossibilité de tenir compte de l'effet des caractéristiques inobservées. Dans la section 3 de ce chapitre, nous avons expliqué les principales raisons. Pourtant, des tests ont été mis en place, confirmant la robustesse du lien entre le recours au chômage partiel et la disparition des établissements. Nous envisageons deux principaux prolongements pour ce chapitre. Ils concernent la manière dont nous appréhendons l'utilisation du chômage partiel dans les établissements. Nous avons abordé le cas le plus simple d'utilisation du chômage partiel. Le recours au dispositif était mesuré avec une variable binaire égale à 1 si pour une année donnée l'établissement a bénéficié d'autorisations de chômage partiel. Nous pensons que les effets du chômage partiel sur la disparition des établissements se différencient en fonction de la manière dont ils utilisent le dispositif. Cet aspect n'a pas été traité dans cette thèse car il n'était pas central par rapport à la problématique du chapitre. Ces prolongements permettent uniquement d'affiner les liens trouvés entre le chômage partiel et la disparition des établissements.

D'abord, ce n'est pas pareil d'utiliser le chômage partiel pour des durées longues ou courtes. A partir de l'indicateur de la durée moyenne d'affectation du chômage partiel par salarié, nous allons construire deux indicatrices binaires. Elles sont créées par rapport à la distribution des durées moyennes d'affectation parmi les établissements qui bénéficient du chômage partiel. La première variable prendra la valeur 1 si dans l'établissement, le chômage partiel est utilisé avec des durées moyennes correspondant au premier quartile de la distribution. La deuxième variable sera égale à 1 si dans l'établissement, le chômage partiel est utilisé avec des durées moyennes correspondant au troisième quartile de la distribution. Nous allons implémenter pour ces deux indicatrices la même stratégie économétrique que celle de la section 3 de ce chapitre. Nous garderons les mêmes indicateurs de disparition des établissements.

Ensuite, nous allons prendre en compte les différentes manières d'implémentation du chômage partiel : arrêt d'activité pour tout l'établissement, arrêt d'activité pour une partie de l'établissement, réduction horaire pour l'intégralité de l'établissement et réduction horaire pour une partie de l'établissement. Pour chaque modalité, nous construisons une variable binaire de chômage partiel. Nous nous attendons à ce que les effets soient différents sur les indicatrices de disparitions en fonction de la manière dont l'activité est affectée à l'intérieur de l'établissement. Nous mobilisons la stratégie économétrique de ce chapitre. En revanche, vu le nombre réduit de réalisations de chômage partiel sur nos échantillons, cela pourra poser des problèmes sur la construction de ces quatre variables binaires (leur réalisation sera très fortement sous-représentée).

Les résultats sont clairs en termes de protection de l'emploi : plus un établissement utilise le chômage partiel, plus il va licencier et le fait de bénéficier d'autorisations de chômage partiel augmente les chances de disparition de l'établissement un an plus tard. Selon ces deux critères, le chômage partiel n'est pas efficace. Pourtant, avec nos méthodes, on ne peut pas identifier les effets au niveau de l'économie sur les licenciements et sur la disparition des établissements en absence du chômage partiel. Le chômage partiel peut être vu comme un signal indiquant de très graves difficultés dans l'établissement. Nos résultats suggèrent que le chômage partiel serait au plus, un dispositif de « court terme » (sur la durée de sa mise en place dans les établissements) par lequel l'octroi de davantage de flexibilité protégerait temporairement l'emploi, en retardant le terme de l'ajustement nécessaire. Le chômage partiel « sécurise » les trajectoires des salariés uniquement sur la durée de son utilisation.

Globalement, il ne peut pas être considéré comme un dispositif de flexicurité. Bien au contraire d'ailleurs, on a pu évoquer qu'en réduisant volontairement (même si cet effet n'est au final que temporaire) les flux d'entrée au chômage, il était un dispositif susceptible de retarder les ajustements nécessaires, au point que la protection du lien contractuel d'emploi soit finalement défavorable à la sécurisation des trajectoires professionnelles individuelles, en repoussant l'interrogation sur l'accompagnement collectif nécessaire des transitions, et en renforçant possiblement l'aspect dual du marché du travail.

Annexes chapitre IV

Annexe 4.1 : Distribution des caractéristiques en fonction du recours au chômage partiel (année 2002 et échantillon 1)

Annexe 4.2 : Test de différences standardisées (année 2002, échantillon 1 et spécification 2)

Annexe 4.3 : Les quatre variantes de l'appariement pour l'année 2000

Annexe 4.4 : Les quatre variantes de l'appariement pour l'année 2001

Annexe 4.5 : Les quatre variantes de l'appariement pour l'année 2003

Annexe 4.6 : Les quatre variantes de l'appariement pour l'année 2004

Annexe 4.7 : Les quatre variantes de l'appariement pour l'année 2005

Annexe 4.8 : Modélisation probit bivarié – équation de recours au chômage partiel en 2002

Annexe 4.1 : Distribution des caractéristiques en fonction du recours au chômage partiel (année 2002 – échantillon 1)

Variable	CP=0 (%)	CP=1 (%)
Taille		
Moins 20 salariés	88,99	67,64
20-49 salariés	7,34	16,99
50-499 salariés	3,56	14,77
500 salariés et plus	0,11	0,60
Age de l'établissement		
1er quartile	27,88	21,05
2eme quartile	22,15	19,74
3eme quartile	23,67	24,43
4eme quartile	26,30	34,78
Société commerciale	68,42	82,51
Localisation géographique		
Ile-de-France	18,32	7,25
Centre Nord	16,77	21,69
Nord-Pas-de-Calais	5,25	7,05
Est	8,57	9,36
Nord Ouest Atlantique	13,16	11,03
Sud Ouest	11,97	8,81
Centre Sud	13,27	21,11
Midi Méditerranéen	12,69	13,70
Taux de variation de la valeur ajoutée en 2002		
1er décile	9,90	28,14
2eme décile	9,95	17,81
3eme décile	10,00	10,90
4eme décile	12,34	10,90
5eme décile	7,69	6,64
6eme décile	10,01	5,33
7eme décile	10,03	4,97
8eme décile	10,03	4,83
9eme décile	10,03	4,53
10eme décile	10,02	5,96
Taux de variation de la valeur ajoutée en 2001		
1er décile	9,97	15,23
2eme décile	9,98	13,26
3eme décile	9,99	11,12
4eme décile	10,00	9,61
5eme décile	10,00	8,65
6eme décile	10,01	8,84
7eme décile	9,98	8,67
8eme décile	10,04	7,93
9eme décile	10,01	9,11
10eme décile	10,01	7,58
Productivité apparente du travail en 2001		
1er décile	9,99	11,58
2eme décile	9,99	10,90
3eme décile	9,99	13,23
4eme décile	10,16	13,45
5eme décile	9,81	12,38
6eme décile	9,89	10,79
7eme décile	10,11	9,77
8eme décile	10,01	8,02
9eme décile	10,01	6,18

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

Source : Echantillons obtenus par l'appariement de six sources de données
Champ : Etablissements de France métropolitaine (tous secteurs d'activité sauf agriculture et administration).

Annexe 4.2 : Test de différences standardisées (année 2002, échantillon 1 et spécification 2)

Variable	Situation	Moyenne		%réduction	t-test	
		Traités	Non traités	biais	t	p>|t|
Taille						
20-49	Sans appariement	0,16991	0,07338		22,22	0,000
	Avec appariement	0,16769	0,15737	89,3	1,18	0,236
50-499	Sans appariement	0,14768	0,03559		36,15	0,000
	Avec appariement	0,13923	0,13393	95,3	0,65	0,513
500 ET +	Sans appariement	0,00604	0,00114		8,62	0,000
	Avec appariement	0,00586	0,00335	48,7	1,57	0,116
SOCCOM	Sans appariement	0,82514	0,68416		18,27	0,000
	Avec appariement	0,82227	0,82227	100,0	0,00	1,000
RESTRUCTt	Sans appariement	0,00549	0,01052		-2,97	0,003
	Avec appariement	0,00558	0,00586	94,4	-0,16	0,876
RESTRUCTt-1	Sans appariement	0,01702	0,01451		1,26	0,207
	Avec appariement	0,01674	0,02121	-77,9	-1,39	0,166
QUARTILE_AGE4	Sans appariement	0,34779	0,26296		11,59	0,000
	Avec appariement	0,34431	0,33147	84,9	1,15	0,251
Région						
REG2	Sans appariement	0,21685	0,16770		7,91	0,000
	Avec appariement	0,21456	0,21289	96,6	0,17	0,863
REG3	Sans appariement	0,07055	0,05254		4,85	0,000
	Avec appariement	0,07031	0,06473	69,0	0,94	0,347
REG4	Sans appariement	0,09360	0,08566		1,71	0,088
	Avec appariement	0,09431	0,09096	57,9	0,49	0,625
REG5	Sans appariement	0,11035	0,13155		-3,78	0,000
	Avec appariement	0,11105	0,10798	85,5	0,42	0,677
REG6	Sans appariement	0,08811	0,11972		-5,86	0,000
	Avec appariement	0,08929	0,08789	95,6	0,21	0,835
REG7	Sans appariement	0,21109	0,13274		13,88	0,000
	Avec appariement	0,20787	0,21038	96,8	-0,26	0,794
REG8	Sans appariement	0,13698	0,12689		1,82	0,068
	Avec appariement	0,13895	0,15067	-16,3	-1,41	0,159
Taux Var_VA t						
DECILE2	Sans appariement	0,17815	0,09952		15,78	0,000
	Avec appariement	0,17969	0,17941	99,6	0,03	0,975
DECILE3	Sans appariement	0,10898	0,1		1,80	0,072
	Avec appariement	0,11077	0,1144	59,6	-0,49	0,627
DECILE4	Sans appariement	0,10898	0,12336		-2,63	0,008
	Avec appariement	0,11049	0,10938	92,2	0,15	0,880
DECILE5	Sans appariement	0,06643	0,07688		-2,36	0,018
	Avec appariement	0,06752	0,06334	60,0	0,72	0,474
DECILE6	Sans appariement	0,05325	0,10014		-9,41	0,000
	Avec appariement	0,05413	0,05078	92,9	0,64	0,525
DECILE7	Sans appariement	0,04968	0,10029		-10,15	0,000
	Avec appariement	0,05050	0,05246	96,1	-0,37	0,708
DECILE8	Sans appariement	0,04831	0,10031		-10,43	0,000
	Avec appariement	0,04911	0,05329	92,0	-0,80	0,422
DECILE9	Sans appariement	0,04529	0,10028		-11,03	0,000
	Avec appariement	0,04604	0,04799	96,4	-0,39	0,696

DECILE10	Sans appariement	0,05957	0,10022		-8,16	0,000
	Avec appariement	0,06055	0,05776	93,1	0,50	0,617
Taux Var_Va t-1						
DECILE2	Sans appariement	0,13258	0,09982		6,57	0,000
	Avec appariement	0,13253	0,14593	59,1	-1,64	0,102
DECILE3	Sans appariement	0,11117	0,09995		2,25	0,024
	Avec appariement	0,11077	0,11161	92,5	-0,11	0,910
DECILE4	Sans appariement	0,09607	0,10005		-0,80	0,425
	Avec appariement	0,09682	0,09319	8,7	0,52	0,601
DECILE5	Sans appariement	0,08647	0,10004		-2,72	0,006
	Avec appariement	0,08705	0,0784	36,3	1,33	0,184
DECILE6	Sans appariement	0,08839	0,10006		-2,34	0,019
	Avec appariement	0,08956	0,09319	68,9	-0,53	0,594
DECILE7	Sans appariement	0,08674	0,09981		-2,63	0,009
	Avec appariement	0,08622	0,08231	70,1	0,60	0,552
DECILE8	Sans appariement	0,07933	0,10038		-4,22	0,000
	Avec appariement	0,08064	0,08092	98,7	-0,04	0,965
DECILE9	Sans appariement	0,09113	0,10012		-1,80	0,071
	Avec appariement	0,09208	0,09905	22,4	-1,00	0,315
DECILE10	Sans appariement	0,07576	0,10006		-4,88	0,000
	Avec appariement	0,07645	0,07478	93,1	0,27	0,789
PAT t-1						
DECILE2	Sans appariement	0,10898	0,09994		1,81	0,070
	Avec appariement	0,10854	0,11328	47,5	-0,64	0,523
DECILE3	Sans appariement	0,13231	0,09989		6,50	0,000
	Avec appariement	0,13030	0,13309	91,4	-0,35	0,727
DECILE4	Sans appariement	0,13450	0,10158		6,55	0,000
	Avec appariement	0,13421	0,12444	70,3	1,23	0,218
DECILE5	Sans appariement	0,12380	0,09808		5,20	0,000
	Avec appariement	0,12388	0,12137	90,2	0,32	0,746
DECILE6	Sans appariement	0,10788	0,09891		1,81	0,071
	Avec appariement	0,10854	0,11691	6,7	-1,12	0,263
DECILE7	Sans appariement	0,09772	0,10106		-0,67	0,505
	Avec appariement	0,09794	0,10435	-92,4	-0,90	0,368
DECILE8	Sans appariement	0,08015	0,10011		-4,00	0,000
	Avec appariement	0,08119	0,08147	98,6	-0,04	0,966
DECILE9	Sans appariement	0,06176	0,10015		-7,70	0,000
	Avec appariement	0,06250	0,0639	96,4	-0,24	0,808
DECILE10	Sans appariement	0,03706	0,10041		-12,71	0,000
	Avec appariement	0,03767	0,03627	97,8	0,31	0,754
Part femmes t						
QUARTILE2	Sans appariement	0,35685	0,25019		14,81	0,000
	Avec appariement	0,35770	0,36551	92,7	-0,69	0,491
QUARTILE3	Sans appariement	0,24952	0,25009		-0,08	0,937
	Avec appariement	0,24498	0,23884	-977,5	0,61	0,544
QUARTILE4	Sans appariement	0,15811	0,24958		-12,73	0,000
	Avec appariement	0,15960	0,15765	97,9	0,23	0,821
Secteur d'activité						
SECT1	Sans appariement	0,03239	0,04743		-4,26	0,000
	Avec appariement	0,03292	0,03209	94,4	0,20	0,842
SECT2	Sans appariement	0,10486	0,03004		26,22	0,000
	Avec appariement	0,10603	0,09403	84,0	1,69	0,091
SECT3	Sans appariement	0,00906	0,00197		9,54	0,000

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

Source : Echantillons obtenus par l'appariement de six sources de données
Champ : Etablissements de France métropolitaine (tous secteurs d'activité sauf l'agriculture et l'administration).

Annexe 4.3 : Les quatre variantes de l'appariement pour l'année 2000

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

Source : Echantillons obtenus par l'appariement de six sources de données
Champ : Etablissements de France métropolitaine (tous secteurs d'activité sauf l'agriculture et l'administration).

Annexe 4.4 : Les quatre variantes de l'appariement pour l'année 2001

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

Source : Echantillons obtenus par l'appariement de six sources de données
Champ : Etablissements de France métropolitaine (tous secteurs d'activité sauf l'agriculture et l'administration).

Annexe 4.5 : Les quatre variantes de l'appariement pour l'année 2003

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

Source : Echantillons obtenus par l'appariement de six sources de données
Champ : Etablissements de France métropolitaine (tous secteurs d'activité sauf l'agriculture et l'administration).

Annexe 4.6 : Les quatre variantes de l'appariement pour l'année 2004

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

Source : Echantillons obtenus par l'appariement de six sources de données
Champ : Etablissements de France métropolitaine (tous secteurs d'activité sauf l'agriculture et l'administration).

Annexe 4.7 : Les quatre variantes de l'appariement pour l'année 2005

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

Source : Echantillons obtenus par l'appariement de six sources de données
Champ : Etablissements de France métropolitaine (tous secteurs d'activité sauf l'agriculture et l'administration).

Annexe 4.8 : Modélisation probit bivarié – équation de recours au chômage partiel en 2002

Variable	Estimation	Ecart-type
Société commerciale	0,0522 ***	0,0185
Restructuration en 2002	-0,304 ***	0,0853
Restructuration en 2001	0,2071 ***	0,0532
Taille		
Moins 20 salariés	Réf.	
20-49 salariés	0,1996 ***	0,0203
50-499 salariés	0,3963 ***	0,0233
500 salariés et plus	0,5171 ***	0,1035
Age de l'établissement		
4ème quartile	0,0762 ***	0,0146
Localisation géographique		
Ile-de-France	Réf.	
Centre Nord	0,1327 ***	0,028
Nord-Pas-de-Calais	0,0565 *	0,0358
Est	0,1242 ***	0,0314
Nord Ouest Atlantique	0,1087 ***	0,0307
Sud Ouest	0,1867 ***	0,0313
Centre Sud	0,1608 ***	0,0287
Midi Méditerranéen	0,3837 ***	0,0282
Taux de variation de la valeur ajoutée en 2002		
1er décile	Réf.	
2ème décile	-0,2277 ***	0,0215
3ème décile	-0,3963 ***	0,0246
4ème décile	-0,4071 ***	0,0241
5ème décile	-0,4682 ***	0,0284
6ème décile	-0,6265 ***	0,0300
7ème décile	-0,6480 ***	0,0309
8ème décile	-0,6543 ***	0,0309
9ème décile	-0,6756 ***	0,0315
10ème décile	-0,6011 ***	0,0292
Taux de variation de la valeur ajoutée en 2001		
1er décile	Réf.	
2ème décile	-0,0437 *	0,0263
3ème décile	-0,0896 ***	0,0276
4ème décile	-0,0974 ***	0,0282
5ème décile	-0,1606 ***	0,0291
6ème décile	-0,1279 ***	0,0290
7ème décile	-0,1569 ***	0,0291
8ème décile	-0,1922 ***	0,0296
9ème décile	-0,1417 ***	0,0286
10ème décile	-0,2017 ***	0,0299
Productivité apparente du travail en 2001		
1er décile	Réf.	
2ème décile	-0,0632 **	0,0281
3ème décile	-0,0280	0,0273
4ème décile	-0,0586 **	0,0278
5ème décile	-0,1062 ***	0,0289

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

Source : Echantillons obtenus par l'appariement de six sources de données
Champ : Etablissements de France métropolitaine.

Partie II

Trois transitions professionnelles : quelle sécurisation des parcours individuels?

Chapitre V : La transition premier emploi-emploi : formes « particulières » d'emploi et insertion professionnelle initiale

Chapitre VI : La transition emploi-emploi : l'importance des « réseaux d'entreprises »

Chapitre VII : La transition chômage-emploi : les déterminants « spatiaux »

Introduction de la deuxième partie

La conciliation entre d'une part, des exigences de flexibilité, de mobilité et d'adaptabilité et d'autre part, des garanties de sécurité ou de sécurisation, peut être réalisée à partir de plusieurs « socles ». Freyssinet (2006 et 2009) identifie les trois principaux « socles » qui permettent la mise en œuvre de l'articulation entre la flexibilité productive et la sécurité professionnelle : le contrat de travail, la qualification (ou les compétences) et le territoire.

En ce qui concerne le contrat de travail, le compromis entre flexibilité et sécurité s'établit sur la base du lien juridique qui unit le salarié à son employeur. Par rapport à la qualification, Freyssinet (2006 et 2009) souligne qu'elle peut intervenir de deux façons différentes dans le débat sur la flexicurité. D'abord, il existe un premier cas de figure dans lequel le salarié est seul responsable de son employabilité. Le salarié peut assurer la sécurité de sa trajectoire grâce à une stratégie d'apprentissage tout au long de sa vie. Celle-ci aide à développer son capital humain et finit par garantir son employabilité. Derrière cette idée se cache le choix individuel de se former. Ce premier cas de figure est très simpliste car il ne prend pas en compte le rôle de l'entreprise dans la formation. Ensuite, il y a un deuxième cas de figure, dans lequel l'accroissement de l'employabilité du salarié est fait par l'implication des institutions de production et de validation de qualifications transférables. Ce cadre fait référence aux marchés professionnels qui impliquent la certification et la transférabilité des qualifications. Finalement, le compromis entre flexibilité et sécurité, en faisant référence au territoire est fortement retrouvé dans les préoccupations des acteurs. Avec la décentralisation, les territoires ont plus de ressources qui leur permettent de tenter d'équiper les individus afin de sécuriser leurs parcours professionnels.

Pour articuler les travaux de la deuxième partie de la thèse autour du concept de « flexicurité », nous nous appuyons largement sur les trois socles de Freyssinet (2006 et 2009). Dans cette partie, nous souhaitons éclaircir certains aspects de la dimension « individuelle » de la flexicurité. Notre objectif est d'étudier l'impact d'une étape bien précise de la trajectoire professionnelle (assimilée à des conditions initiales de trajectoire) sur son déroulement et de s'interroger sur le rôle sécurisant de ces épisodes. Autrement dit, nous analysons le rôle d'un

état potentiellement critique de la trajectoire sur son évolution future. Nous étudions comment certaines ressources (ou manque de ressources) mises à disposition des individus permettent de sécuriser leur parcours professionnels : le type d'emploi, les liens entre les entreprises, le contexte communal. Ces problématiques se situent au cœur du débat sur les solutions à envisager pour lutter contre la crise économique débutée fin 2008, principalement pour les populations les plus fragiles (jeunes, chômeurs de longue durée). Notre analyse couvre ainsi des questions visées par la modernisation du marché du travail. Nous montrons comment ces problématiques fonctionnent sur différentes périodes temporelles (de 1991 jusqu'à 2003). De cette manière, nous pouvons établir le bilan de leur efficacité.

Les recherches de la deuxième partie de la thèse peuvent être présentées en trois temps, c'est-à-dire par rapport à trois transitions professionnelles : premier emploi-emploi, emploi-emploi et chômage-emploi. Les trois « socles » permettant d'articuler flexibilité et sécurité sont ainsi retrouvés et analysés de la manière suivante.

La première mobilité analysée dans cette partie de la thèse est la transition premier emploi-emploi. Plus précisément, nous nous concentrons sur l'insertion professionnelle initiale (chapitre V). A l'intérieur de ce type de transition, nous nous focalisons sur un épisode particulier : la transition entre les emplois temporaires et l'emploi stable, où la condition initiale de la trajectoire est donnée par le fait de commencer la vie active par un CDD ou par de l'intérim. Dans le chapitre V, nous retenons ainsi le « socle » contrat de travail autour d'une population bien particulière.

Dans le chapitre VI, nous étudions la mobilité emploi-emploi (quelle que soit la nature de l'emploi : CDI, CDD, intérim) avec comme élément original, la prise en compte des caractéristiques des entreprises d'origine et de destination qui sont impliquées dans le processus de mobilité. Les conditions initiales sont captées par les caractéristiques des entreprises d'origine. L'aspect probablement le plus original de ce chapitre est la prise en compte des « réseaux d'entreprises » pour analyser les mobilités professionnelles. Parmi tous les « réseaux potentiels d'entreprises» (identifiés avec nos données), nous nous concentrons sur la mobilité au sein du même secteur d'activité (mobilité intrasectorielle). Nous étudions ainsi la manière dont les autres « réseaux d'entreprises » (réseaux géographique, d'appartenance à un groupe financier, de taille, de santé économique) expliquent la mobilité intrasectorielle. Nous souhaitons étudier comment les liens entre les entreprises affectent les mobilités des salariés et également analyser si ces liens sécurisent les parcours professionnels

des individus. L'interprétation des relations entre les entreprises peut être faite à l'aide des concepts de marché interne et de marché professionnel. Ainsi, dans le chapitre VI, nous abordons partiellement le socle « compétence » car nous étudions la place des entreprises et des connections entre les entreprises sur l'acquisition des connaissances qui peuvent ensuite être valorisables dans la mobilité professionnelle.

Pour finir, la troisième transition est celle du chômage à l'emploi (chapitre VII). Dans ce cas, les conditions initiales sont traduites par la localisation géographique de la résidence de l'individu. Ici, intervient le troisième « socle » de la flexicurité qui est le territoire. L'idée derrière cette analyse est que les individus, en fonction de leur lieu d'habitation, sont équipés différemment pour faire face au chômage. Dans la littérature, on s'intéresse principalement à l'effet des caractéristiques individuelles et des politiques publiques sur le retour à l'emploi. La dimension spatiale est moins abordée. Le territoire apparaît comme une ressource potentielle pour l'individu. L'intérêt de ce type d'analyse est de montrer empiriquement le rôle du territoire dans le retour à l'emploi. De plus, depuis la décentralisation, les régions ou les départements ont plus de pouvoir financier et de décision. Ainsi, les mobilités individuelles peuvent être accompagnées au niveau régional et créer peut-être un cadre propice à la sécurisation des trajectoires.

Chapitre V

La transition premier emploi-emploi : formes « particulières » d'emploi et insertion professionnelle initiale

---

INTRODUCTION

SECTION 1 – LE ROLE DES CONTRATS A DUREE LIMITEE DANS L'INSERTION INITIALE : CONTEXTE D'ANALYSE ET REVUE DE LITTERATURE

SECTION 2 –LA DEMARCHE EMPIRIQUE

2.1– Les données
2.2– Les variables d'intérêt et les variables de contrôle
2.3– La stratégie économétrique

SECTION 3 –LES RESULTATS DE LA STRATEGIE ECONOMETRIQUE

3.1– L'effet des variables de contrat à durée limitée sur la stabilisation en emploi
3.2– L'analyse des corrélations entre les termes d'erreur des trois équations
3.3– L'analyse des variables instrumentales
3.4– Les déterminants de la probabilité d'occuper un CDI en 2003
3.5– Les déterminants des probabilités d'occuper des contrats temporaires

CONCLUSION

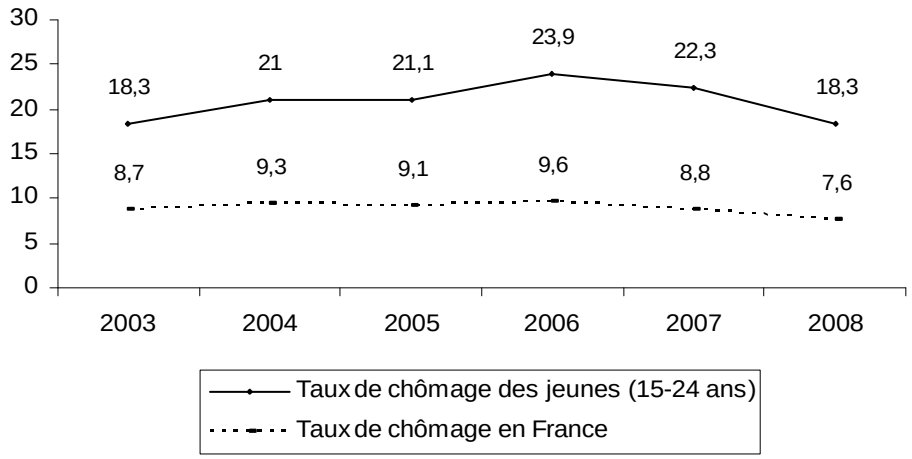
ANNEXES CHAPITRE V

Introduction[101]

Dans ce chapitre, nous analysons la transition premier emploi-emploi. Plus précisément, on se concentre sur un épisode particulier de la trajectoire : l'insertion professionnelle initiale. La problématique de l'insertion professionnelle initiale est apparue dans le débat public notamment au cours des années 1970, dans une situation de contraction du marché du travail. Les jeunes sortant du système éducatif rencontraient des difficultés importantes pour décrocher un emploi. Le problème de l'insertion des jeunes de moins de 25 ans (notamment ceux qui sortent trop rapidement du système éducatif) est toujours d'actualité et demeure très préoccupant à l'égard de l'accès à l'emploi. Les difficultés d'insertion des jeunes sont reflétées en premier lieu par un taux de chômage élevé (voir le graphique 5.1). Les primo-entrants sur le marché du travail manquent par définition d'expérience professionnelle et par conséquent, cela rend plus difficile l'acquisition future d'expérience (un cercle vicieux d'acquisition de l'expérience professionnelle pour les jeunes). Avec la crise économique débutée fin 2008, la situation des jeunes a encore empirée (Eurostat, 2009). Globalement, le taux de chômage dans les 27 pays de l'Union Européenne a augmenté entre le 1er trimestre 2008 et le 1er trimestre 2009 de 1,5 point. Pour les jeunes de 15 à 24 ans, l'augmentation du taux de chômage a été encore plus forte (de 3,5 points). Pour la France, le taux de chômage des 15-24 ans s'est accru de manière spectaculaire passant de 17,6% au 1er trimestre 2008 à 22,3% au 1er trimestre 2009. Une explication possible de cette augmentation est que le chômage des jeunes est plus sensible aux fluctuations conjoncturelles (Minni, 2009). Pourtant, selon l'OCDE (2009), les problèmes d'insertion des jeunes sur le marché du travail français dépassent le contexte de la crise : les jeunes « risquent d'être les plus touchés par la crise » car les difficultés conjoncturelles qu'ils rencontrent « reflètent dans une large mesure des problèmes de nature structurelle ». Un des arguments avancé par l'OCDE est l'instabilité des politiques d'emploi pour les jeunes en France (plus de 80 mesures en 30 ans). Dans ce contexte de crise, les partenaires sociaux mobilisent leurs efforts en direction des jeunes afin d'améliorer leur insertion et de les accompagner (voir l'Accord national interprofessionnel de juillet 2009). Tous ces aspects soulignent l'intérêt d'étudier l'insertion professionnelle initiale en France.

[101] Ce chapitre représente une variante détaillée de l'article « The Effects of Fixed-Term Employment on the Integration of School-leavers on the Labour Market: Evidence from France », *International Journal for Quality Research*, vol. 1, n°4, 2007, p. 267-279.

Graphique 5.1 : Le taux de chômage des 15-24 ans en France depuis 2003



Source : Insee. Note : taux de chômage au sens du BIT.

Même si globalement, nous assistons à une insertion difficile des jeunes sur le marché du travail, les situations sont beaucoup plus hétérogènes à l'intérieur de cette catégorie d'individus car les jeunes ne sont pas « équipés » de la même manière. Des niveaux d'études différents, des filières différentes, une expérience professionnelle antérieure (les liens que l'individu a tissé avec le monde du travail comme les stages ou une formation en apprentissage), la région de fin d'études ou encore le sexe affectent d'une manière hétérogène l'insertion. Par exemple, généralement, plus un individu a une formation élevée en quittant le système d'éducation et mieux il s'insère sur le marché du travail. En outre, un individu qui suit une certaine filière prisée, a d'autant plus de chances de trouver un emploi stable. De même, plus un individu a un « réseau large» avec le monde de l'entreprise, plus son accès à l'emploi est facilité. Parmi les nombreuses caractéristiques susceptibles d'influencer l'insertion des jeunes, on se penche dans ce chapitre sur un lien précis que les jeunes peuvent avoir avec le monde de l'entreprise : l'expérience professionnelle de « moins bonne qualité » (des CDD, de l'intérim) comme toute première expérience sur le marché du travail. Nous analysons comment ce lien détermine l'insertion professionnelle. Nous considérons très « naïvement » les CDD et l'intérim (les contrats à durée limitée) comme de l'emploi précaire, ainsi que le CDI comme signe d'un emploi de qualité (en France, même à l'heure actuelle, le CDI reste la norme). Nous souhaitons vérifier si le fait d'avoir comme première expérience professionnelle un emploi de moins bonne qualité (par rapport au fait d'être au chômage ou

en inactivité) diminue les chances de se stabiliser en emploi. De plus, en tenant compte de la durée du contrat à durée limitée, nous analysons si ce type d'emploi représente un « obstacle » ou un « tremplin » vers l'emploi stable pour les primo-sortants du système éducatif. Nous nous concentrons sur la toute première expérience professionnelle d'un jeune à la sortie des études. L'intérêt d'une telle analyse réside dans l'amplification au cours des deux dernières décennies du recours à des formes particulières d'emploi (CDD, intérim, stages rémunérés ou contrats aidés) et implicitement des transitions par ces types de contrats. Cela pose la question du renfermement dans des parcours précaires surtout pour les populations les plus fragilisées. De plus, les jeunes commencent leurs carrières beaucoup plus fréquemment par des emplois temporaires (Ryan, 2001; Martin-Houssart, 2001).

Par rapport aux trois principaux « socles » qui permettent de concilier la flexibilité productive et la sécurité professionnelle (Freyssinet, 2006 et 2009), l'analyse de la transition entre un emploi à durée limitée et un emploi stable est menée relativement au « socle » du contrat de travail. Cette analyse nous permet de vérifier si les contrats à durée limitée représentent une ressource assez puissante pour sécuriser les parcours professionnels des jeunes. Nous pouvons également positionner notre démarche du point de vue de l'influence d'un certain état de la trajectoire (condition initiale de trajectoire) sur son déroulement. L'état retenu dans ce chapitre (le passage par des contrats à durée limitée) est potentiellement un « état critique » de la trajectoire professionnelle. Il peut renfermer les jeunes dans un cheminement professionnel précaire ou au contraire, influencer d'une manière positive le déroulement de sa trajectoire.

Le reste du chapitre est organisé de la façon suivante. Dans la section 1, nous présentons l'intérêt de cette analyse et nous faisons une revue de littérature sur l'effet du passage par des contrats à durée limitée sur le fait d'occuper un CDI par la suite. Nous présentons ensuite la démarche empirique, les données mobilisées et les questions méthodologiques soulevées par l'estimation de l'effet des différentes séquences en contrat à durée limitée sur la stabilisation en emploi (section 2). Les résultats sont présentés et analysés dans la section 3. Finalement, nous concluons l'analyse.

Section 1 – Le rôle des contrats à durée limitée dans l'insertion initiale : contexte d'analyse et revue de littérature

Les rapides modifications de l'environnement des entreprises, associées à une forte concurrence et à la diffusion des technologies de la communication et de l'information, engendrent un besoin accru (affiché) de flexibilité. Pour faire face aux fluctuations d'activité, les entreprises s'ajustent de plus en plus sur leurs effectifs, c'est-à-dire qu'elles font appel à des pratiques dites de flexibilité externe. Ce moment coïncide avec l'éclatement des marchés internes qui privilégiaient des relations de longue durée entre les employeurs et les salariés (Doeringer et Piore, 1971). En conséquence, l'embauche avec des contrats à durée illimitée à plein temps a diminué. La Commission européenne met fréquemment l'accent sur la nécessité de trouver un juste équilibre entre flexibilité et sécurité de l'emploi. L'idée est de promouvoir un « emploi de qualité comme principe directeur de la modernisation du modèle social européen ». Un des indicateurs proposés par la Commission européenne est la part des travailleurs en CDD. De ce point de vue, les CDD sont considérés comme une mesure de flexibilité externe pouvant répondre à certaines conditions requises par la flexicurité.

Dans les années 90, l'emploi à durée limitée s'est fortement développé partout en Europe. Par exemple, en Espagne, cette situation est extrêmement prononcée - du fait de la loi sur les CDD qui prévalait jusqu'en 2006 - car un tiers du nombre total de salariés travaillent en contrat à durée limitée (Dolado et al., 2002). En France, nous retrouvons une situation similaire. Pendant les deux dernières décennies, les formes particulières d'emploi (CDD, intérim, stages rémunérés ou contrats aidés) se sont fortement développées (cf. Méda et Minault, 2005). Entre 1982 et 2000, la part des travailleurs en CDD dans l'emploi total augmente de 8 points (de 6% à 14%, Fremigacci et L'Horty, 2006). En 2002, environ 900 000 salariés travaillent sous CDD contre 320 000 en 1982. Le nombre d'intérimaires, quant à lui, est passé de 150 000 en 1985 à 600 000 salariés en 2001. En outre, sur la période 1982-2002, le nombre des CDD dans le privé a augmenté de 186% et en ce qui concerne l'intérim et les contrats aidés il a cru de 300% (Givord, 2005). 70% des embauches se font en CDD (Lutinier, 2006) et le taux de transformation des CDD en CDI est inférieur à ½ (Cahuc et Kramarz, 2004).

En Europe continentale, l'accroissement des formes particulières d'emploi est en partie le résultat de l'assouplissement de la législation qui les concerne. Pourtant, en France,

leur usage reste assez fortement réglementé. Aujourd'hui, en France, l'intérim ne peut pas être utilisé pour occuper un poste permanent de l'entreprise et son recours est limité à des situations particulières (comme faire face à une augmentation temporaire de l'activité de l'entreprise ; remplacer un salarié en congé ; des emplois saisonniers). Le recours aux CDD est également encadré. Un CDD n'est renouvelable qu'une seule fois et sa durée, renouvellement compris, ne peut pas excéder 18 mois (ou 9 mois dans certains cas ou encore 24 mois pour des raisons très spécifiques) (pour plus de détails, voir Junod et al., 2008). En France, en ce qui concerne la forme du contrat de travail qui permettrait de combiner la flexibilité pour les entreprises et la sécurité des salariés, le débat s'est focalisé autour du contrat unique (par exemple, Cahuc et Kramarz, 2004).

Dans ce contexte, une abondante littérature empirique s'est développée sur l'évolution des pratiques de flexibilité externe, notamment en ce qui concerne l'utilisation des différents types de contrat de travail. L'amplification du recours à des formes particulières d'emploi et implicitement des transitions par ces types de contrats questionne sur le renfermement dans des parcours précaires surtout pour les populations les plus fragiles, comme par exemple les jeunes (Cancé et Fréchou, 2003). Nous observons deux phénomènes. Dans un premier temps, le taux de chômage est beaucoup plus élevé pour les jeunes (Göbel et Verhofstadt, 2007). Dans un second temps, exceptant le fait que les jeunes ont plus de difficultés à s'insérer sur le marché du travail, ils commencent leurs carrières beaucoup plus fréquemment par des contrats à durée limitée (CDD, emploi en intérim ou contrat saisonnier) (voir par exemple, Ryan, 2001 ; Martin-Houssart, 2001). Dans l'Europe des 15, la part de salariés embauchés en contrats à durée limitée est beaucoup plus élevée pour les jeunes (39 %) que pour le reste de la population (13 %) (cf. Göbel et Verhofstadt, 2007). En France, en 2002, un jeune sur trois est employé en contrat temporaire (Givord, 2005). En outre, les jeunes sur le marché du travail connaissent beaucoup plus fréquemment des situations d'« insécurité ». Pour eux, ce cas peut se traduire par un enchaînement de CDD. De plus, entre chaque CDD, les jeunes connaissent plus souvent des périodes de chômage. Lorsque la conjoncture économique se dégrade, les emplois dits précaires jouent principalement un rôle principal d'ajustement. La dualité entre contrats à durée limitée et CDI introduit donc une répartition inégalitaire des risques liés à la conjoncture, qui sont par conséquent supportés par les jeunes et plus généralement par les populations les plus fragiles (comme elles occupent principalement des contrats à durée limitée). En réponse aux ralentissements économiques et aux difficultés de s'insérer sur le marché du travail, différents contrats aidés à durée limitée ont été mis en place.

En temps de crise économique, la situation des jeunes est encore plus dégradée et elle revient au centre du débat public (voir les mesures prévues dans l'ANI de juillet 2009). Tous ces éléments soulignent le rôle central de l'étude des contrats à durée limitée par rapport à la mobilité premier emploi-emploi.

Dans la littérature internationale, il y a une multitude de travaux qui s'intéressent à l'impact des contrats à durée limitée sur la probabilité d'avoir un contrat à durée indéterminée (Zijl et al. 2004 ; Hagen, 2003 ; Ichino et Mealli, 2005 ; Booth et al., 2002). En France, cette littérature est également assez riche. Par exemple, Fougère et Kamionka (1996) modélisent les transitions entre le chômage, l'emploi temporaire et l'emploi stable. Beffy, Coudin et Rathelot (2008) se focalisent sur les populations exposées durablement à la précarité et analysent l'impact des contrats à durée limitée sur la propension d'avoir un emploi stable. En France, la littérature empirique s'est également concentrée sur l'évaluation des contrats aidés en apportant des résultats mitigés (voir le numéro 408-409 d'Economie et Statistique de 2008).

En revanche, il existe moins d'études concernant les sortants du système éducatif (cf. Göbel et Verhofstadt, 2007 ; Scherer, 2004 ; McGinnity et al., 2005). En France, le Centre d'études et de recherches sur les qualifications (CEREQ) s'intéresse de très près aux problématiques de l'insertion initiale. Plusieurs enquêtes destinées à analyser les primo-sortants du système éducatif ont été mises en place par le CEREQ (les enquêtes « Génération »). Une autre source de données qui permet le traitement de ce sujet est l'enquête « Formation et Qualification Professionnelle 2003 » (FQP 2003) de l'INSEE. Néanmoins, les études qui traitent le lien entre les emplois à durée limitée et l'emploi stable pour les jeunes sortant sur le marché du travail ne sont pas très nombreuses en France (par exemple, Blasco et Givord, 2009 ; Givord, 2005). A partir de l'enquête « Emploi », Givord (2005) montre que les contrats à durée limitée débouchent moins souvent sur un CDI à la fin des années 1990 qu'au début des années 1980. Lopez (2004) met en avant l'extrême diversité de l'insertion professionnelle en faisant une typologie sur les débuts de vie active à partir de l'enquête « Génération 1998 » (la même base de données que celle que nous utilisons). Au lieu de définir la stabilisation dans l'insertion professionnelle par rapport au type de contrat, il préfère utiliser la durée du contrat. Di Paola et Moullet (2003), à partir de la même base de données que nous mobilisons dans ce chapitre, analysent le lien entre la stabilisation en emploi et le passage par des CDD tout en mettant en avant la dimension « expérience professionnelle dans le secteur public ». Elles utilisent une démarche économétrique très

proche (les modèles probit trivariés). Leurs résultats montrent qu'être passé par un CDD de plus de 6 mois accroît les chances de se stabiliser dans le secteur public mais seulement si cette expérience professionnelle a été vécue dans le secteur public. En outre, si le jeune connaît une expérience en CDD dans le privé, cela a une incidence négative sur le fait de devenir fonctionnaire. L'analyse la plus proche de notre problématique est celle de Blasco et Givord (2009). Cette étude mobilise l'enquête FQP 2003 et se focalise sur les individus sortant du système éducatif en 1998. Les auteures s'intéressent ainsi à une population très proche de celle étudiée dans notre travail et utilisent la même fenêtre temporelle afin de déterminer les effets des contrats à durée limitée. En revanche, leur méthodologie économétrique est plus complexe car elle leur permet de séparer dans les estimations, l'effet des caractéristiques individuelles de la dépendance temporelle et de la dépendance d'état. C'est-à-dire, la probabilité de sortie d'un état varie en fonction du temps passé dans l'état et la probabilité d'entrée dans un état varie en fonction de l'état d'origine. Blasco et Givord (2009) trouvent que par rapport aux individus qui étaient au chômage en 1998, ceux qui occupaient un emploi précaire sont plus souvent en emploi cinq ans après. Les auteures montrent également que la probabilité d'accéder à l'emploi stable augmente avec la durée du contrat temporaire.

Les conséquences de la généralisation des formes atypiques d'emploi, surtout par rapport à l'insertion des jeunes, demeurent très controversées dans la littérature. D'un côté, la théorie économique donne des arguments sur le fait que les contrats à durée limitée peuvent accroître le taux de transition vers des CDI. Dans certains cas, les CDD et l'intérim peuvent être vus comme des « tremplins » vers l'emploi (Cancé et Frechou, 2003 ; Givord et Wilner, 2009) ou vers des emplois mieux payés (Amuedo-Dorantes et Serrano-Padial, 2007). Les jeunes actifs savent qu'un CDD peut constituer une forme de période d'essai avant une embauche ferme. Peu d'études se sont intéressées aux raisons susceptibles d'expliquer une telle pratique. A partir de l'enquête ACEMO-flexibilité, Bunel (2006a) souligne que 34 % des chefs d'entreprises déclarent utiliser les CDD comme période d'essai préalable contre 21 % pour l'intérim. Bunel (2006a) souligne également que cette pratique est de plus en plus utilisée et acceptée. A partir du panel européen de 1994 à 2001, Junod (2006) montre que les individus sont plus d'un tiers à occuper un CDI trois ans après un CDD. En revanche, les populations fragiles ont des probabilités beaucoup plus faibles d'obtention d'un emploi stable. En outre, à partir de l'enquête « Emploi », Bunel (2006b) montre l'importance de la date de début du CDD ainsi que de sa durée. La probabilité d'occuper un CDI le mois suivant la fin

d'une période de CDD croît avec la durée de cette période. 48 % des CDD d'au moins 12 mois sont suivis (le mois ultérieur) par un CDI. L'explication derrière cette littérature sur les effets « positifs » des emplois à durée limitée est que les emplois atypiques peuvent accroître le capital humain par l'accumulation de l'expérience professionnelle et donc à terme cela pourra conduire à une insertion durable dans l'emploi. Les contrats à durée limitée même s'ils sont considérés comme précaires permettent à l'individu d'interagir avec d'autres individus du milieu professionnel (chefs, collègues directs ou éloignés) et d'augmenter ainsi son réseau en conduisant à accroître ses possibilités d'avoir accès à un CDI. Pour finir, être embauché en contrat à durée limitée transmet d'une manière générale un signal sur la motivation de l'individu de travailler (voir Spence, 1973).

D'un autre côté, les contrats atypiques peuvent être des étapes conduisant à l'exclusion professionnelle ou personnelle (Lindbeck et Snower, 2002). L'accès à un emploi en CDI conditionne de nombreux aspects de l'insertion sociale, comme l'accès au logement en particulier, et reste donc une étape difficilement contournable. Les salariés qui ont des contrats à durée limitée sont soumis à une faible stabilité de l'emploi (une probabilité du passage par des épisodes de chômage plus élevée) et également à des salaires moins importants que les salariés en CDI (voir par exemple, Jimeno et Toharia, 1993). Ce risque d'exposition au chômage fait craindre enfin une dualisation du marché du travail : les personnes les plus fragiles pourraient se retrouver durablement confinées dans des trajectoires « instables », alternant périodes de chômage et « petits boulots sans avenir ».

Notre analyse se situe au cœur du débat sur le rôle des contrats à durée limitée dans l'insertion professionnelle et a deux contributions majeures. D'abord, nous tenons compte dans l'analyse de la durée des contrats à durée limitée. Ensuite, nous analysons en même temps l'impact de trois catégories de déterminants potentiels de la stabilisation en emploi des jeunes sortants du système éducatif cinq ans après : des caractéristiques individuelles « standards », une première séquence d'emploi sous la forme d'un contrat à durée limitée ainsi que le passage ultérieur par un épisode d'emploi précaire. L'analyse de l'impact d'un contrat temporaire sur la stabilisation en emploi est néanmoins secondaire. Ce qui nous intéresse le plus particulièrement c'est le tout premier épisode en contrat à durée limitée sur le marché du travail. Dans notre étude, le passage par des contrats à durée limitée peut être considéré comme un épisode « à risque » qui pourra enfermer les jeunes dans une trajectoire professionnelle précaire ou au contraire, va conduire l'individu sur une trajectoire ascendante.

D'un autre point de vue, nous analysons le rôle de certaines conditions initiales de trajectoire (commencer sa vie active par un contrat à durée limitée) sur le déroulement du parcours professionnel.

La difficulté de l'exercice réside principalement dans le problème méthodologique du biais d'endogénéité. Le fait de rentrer sur le marché du travail par une séquence de contrat à durée limitée est dû à des caractéristiques individuelles spécifiques qui expliquent en même temps le fait que le jeune occupe un CDI. Egalement, le fait de connaître au long de sa trajectoire au moins un autre épisode de contrat à durée limitée peut être déterminé par les mêmes caractéristiques que celles qui expliquent le fait de se stabiliser en emploi cinq ans après la sortie du système éducatif. Le problème qui se pose est donc d'identifier les impacts « purs » d'une première séquence et d'une séquence ultérieure en contrat à durée limitée. Tenir compte de la durée de ces séquences complexifie l'analyse car la durée d'un épisode en contrat à durée limitée peut être endogène à la stabilisation en emploi. Dans la littérature française, l'estimation de la durée des épisodes de contrats à durée limitée représente une dimension encore peu explorée (CERC, 2005). Pour tenir compte à la fois de la nature et de la durée des séquences en contrat à durée limitée, nous identifions quatre trajectoires possibles dans lesquelles deux variables binaire de contrat à durée limitée sont potentiellement endogènes par rapport au fait d'occuper un CDI cinq ans après la sortie du système éducatif (qui est également un phénomène binaire). Notre démarche économétrique consiste à estimer ces quatre modèles. Afin d'essayer de contrôler l'endogénéité des variables de passage par des emplois précaires, des modélisations probit trivariés sont développées sur un échantillon de 11 303 individus sortis du système éducatif en 1998 à tous les niveaux d'études confondus. Cet échantillon est obtenu à partir de l'enquête CEREQ « Génération 1998 » et correspond à l'interrogation de 2003.

Section 2 – La démarche empirique

2.1- Les données

Pour étudier l'impact du passage par des contrats à durée limitée sur la stabilisation en emploi, nous utilisons l'enquête CEREQ « Génération 1998 » et plus précisément,

l'interrogation de 2003. Elle contient 22 000 jeunes sortis de formation initiale en 1998, de tous les niveaux et de toutes les formations, et sont suivis pendant leurs cinq premières années de vie active. Au niveau national, en 1998, 742 000 jeunes ont quitté pour la première fois le système éducatif. L'objet principal de cette source de données (comme d'ailleurs pour les autres enquêtes similaires « Génération 1992 », « Génération 2001 » et « Génération 2004 ») est d'étudier les premières années de vie active au regard de la formation initiale. L'intérêt des enquêtes CEREQ est qu'elles privilégient une approche longitudinale du processus d'insertion professionnelle. Leur principal outil de travail est le « calendrier professionnel ».

L'enquête « Génération 1998 » est organisée autour de trois bases de données. La première base correspond aux caractéristiques individuelles. La deuxième base de données correspond aux séquences en entreprise de l'individu. Et la troisième base correspond aux séquences en non-emploi de l'individu. Dans cette enquête, le parcours de l'individu est divisé en séquences de durées variables. Nous décidons de travailler avec ces mesures de trajectoire. Le type de la séquence correspond à la situation du jeune sur le marché du travail : emploi, chômage, inactivité, formation, reprise des études ou service national. Si l'individu enchaîne des séquences d'emploi chez des employeurs différents, les séquences sont distinguées dans les données. Cela n'est pas le cas pour la succession des missions d'intérim qui sont fusionnées et considérées comme une séquence unique d'emploi.

Parmi les 22 000 individus de l'enquête, 21 % connaissent une première séquence de chômage à la sortie du système éducatif et 27 % une première séquence d'inactivité, de formation, de reprise d'études ou de service national. 12 % des jeunes sont directement embauchés en CDI et plus de 1 % deviennent immédiatement fonctionnaires. De plus, 22 % des individus sortent en contrats à durée limitée (CDD et intérim), moins de 2 % en contrats aidés et le reste sous différentes autres formes d'emploi.

Pour estimer l'effet désiré, nous retenons trois catégories de variables : une variable de stabilisation en emploi, deux variables de passage par des séquences en contrat à durée limitée au long de la trajectoire d'insertion et des caractéristiques individuelles. En fonction de ces variables, l'échantillon initial est réduit à 11 303 jeunes. Il correspond ainsi à 51 % de l'échantillon de départ. L'obtention de cet échantillon de travail se fait en deux temps.

Tout d'abord, nous écartons de l'analyse les individus qui sont sortis du système éducatif en préparant un diplôme en apprentissage. Ce choix est lié au fait que nous ne

souhaitons pas introduire cette dimension supplémentaire de l'implication de l'entreprise dans l'insertion initiale sur le marché du travail à travers la formation professionnelle. Parmi les liens tissés par les jeunes avec le monde de l'entreprise, nous souhaitons analyser uniquement l'effet d'une expérience préalable de « moins bonne qualité » sur l'accès au CDI et de ne pas la combiner avec l'implication de l'entreprise dans la formation des jeunes[102]. En outre, nous enlevons également les individus qui ont connu sur le marché du travail une première séquence directement en CDI, une séquence en contrat aidé (contrat de qualification, contrat d'adaptation, CES, CEC, emploi jeune) ou une séquence associée à un autre type d'emploi (fonctionnaire, indépendant, aide familial, saisonnier, etc.). Retenir un de ces types d'épisodes comme première séquence de la trajectoire professionnelle biaiserait les résultats. Rappelons que notre objectif principal est d'analyser l'effet de commencer sa trajectoire par un contrat à durée limitée. Ainsi, il est important de comparer cette situation à un cas d'« inactivité » (subie ou choisie) afin de capter l'apport réel du passage par un tel emploi temporaire. Retenir les jeunes avec des CDI en début de la trajectoire fausserait les résultats, car ceux-ci sont déjà stabilisés en emploi. Cela est également valable pour les fonctionnaires. Concernant les outils d'aide auprès des jeunes, leur rôle est très spécifique et ils peuvent aussi « bruiter » la manière dont les contrats à durée limitée agissent sur la probabilité de détenir un CDI cinq ans après la sortie d'études. Ces contrats ont un fonctionnement à part. Dans une analyse supplémentaire, on pourrait se focaliser sur le rôle des contrats aidés dans l'insertion initiale. Cela relève de l'évaluation des politiques publiques auprès des jeunes et ne fait pas partie de l'objet de notre étude.

Ensuite, nous éliminons les individus qui ont des non-réponses au moins pour une des variables d'intérêt. Cela signifie que les 11 303 individus de l'échantillon final sont des jeunes, de tous niveaux de formation (n'ayant pas obtenu leur diplôme en apprentissage), qui ont connu une première séquence sur le marché de travail en contrat à durée limitée ou en « inactivité » (chômage, inactivité, formation, reprise d'études ou service national). Dans l'échantillon final, 30 % des jeunes commencent leur trajectoire par un contrat à durée limitée et le reste par une séquence d'« inactivité ».

[102] Néanmoins, nous considérons d'autres caractéristiques qui décrivent l'implication de l'entreprise : un emploi régulier pendant les études, des petits boulots, des jobs d'été et des stages pendant les études.

2.2- Les variables d'intérêt et les variables de contrôle

Afin d'analyser les effets du passage par un contrat à durée limitée sur l'insertion initiale des jeunes, nous mobilisons le concept de stabilisation en emploi. Pour le définir, nous nous focalisons sur la nature du contrat occupé (être en CDI). Cette approche est assez simpliste car le CDI peut être rompu et par conséquent, ne représente pas un cas exclusif de stabilité. Plus précisément, l'employeur ou le salarié peuvent rompre le CDI sans motif et sans indemnité pendant la période d'essai. Cependant, après la fin de cette période, l'employeur est obligé de préciser le motif du licenciement. Même si les contrats à durée limitée se sont fortement développés ces dernières décennies, pour l'instant, en France, nous pouvons encore considérer le CDI comme la norme de l'emploi, le CDI étant le contrat de travail de droit commun (cf. Junod et al., 2008). En outre, dans les différentes études empiriques qui s'intéressent aux débutants sur le marché du travail, le CDI est synonyme de stabilité (par exemple, Givord, 2005). Le passage entre un emploi temporaire et un emploi stable est capté par l'intermédiaire de la nature du contrat de travail. Rappelons que cela nous situe directement dans le cadre de l'analyse de la flexicurité (Freyssinet, 2006 et 2009) car le contrat de travail apparaît comme un moyen qui permet d'allier flexibilité pour les entreprises et sécurité pour les salariés. Plus que le fait d'être en CDI, nous prenons également en compte la date de réalisation de cette situation, c'est-à-dire après une période du temps suffisamment longue sur le marché du travail (cinq ans après la sortie du système éducatif). Cela confirme d'une façon supplémentaire l'utilisation du terme « stabilisation en emploi » car une période de cinq ans passée sur le marché du travail est suffisamment étendue pour un jeune sans expérience.

Formellement, pour chaque individu, la variable de stabilisation en emploi (notée CDI) est une variable binaire qui s'écrit de la manière suivante :

$$CDI = \begin{cases} 1 \text{ si l'individu est en CDI cinq ans après la sortie d'études} \\ 0 \text{ sinon} \end{cases} \qquad (5.1).$$

La variable CDI_i ne tient pas compte du suivi de la dernière séquence de la trajectoire. Pour les jeunes qui sont en CDI cinq ans après la sortie d'études, afin de pouvoir réellement parler de stabilisation en emploi, il serait nécessaire de connaître la durée de cet état.

Dans ce chapitre, nous nous sommes plus particulièrement intéressés à l'analyse de l'impact d'une toute première séquence sur le marché du travail en contrat à durée limitée sur la stabilisation en emploi. Pourtant, un des points originaux de notre travail est la prise en compte du passage par un contrat à durée limitée pendant le reste de la trajectoire professionnelle. Nous dépassons ainsi la dimension de l'analyse exclusive de la condition initiale du parcours. Nous intégrons dans notre analyse un deuxième épisode en contrat à durée limitée et nous étudions en même temps son effet sur la stabilisation en emploi. Finalement, cela revient à travailler avec deux types de séquences d'emploi en contrat à durée limitée : la toute première séquence en emploi temporaire sur le marché du travail et une séquence ultérieure en contrat à durée limitée (qui exclut la première). Pour un individu, la variable qui définit la toute première séquence en contrat à durée limitée (CDL) après la sortie d'études est une variable dichotomique qui s'écrit de la manière suivante :

$$CDL_1 = \begin{cases} 1 \text{ si la première séquence est un CDD ou de l'intérim} \\ 0 \text{ sinon} \end{cases} \qquad (5.2).$$

Dans la modalité « sinon », nous retrouvons le reste des séquences possibles : être au chômage, en inactivité, en formation, en reprise d'études ou en service national. A partir du reste de la trajectoire professionnelle, nous créons un compteur qui identifie le nombre d'épisodes en contrat à durée limitée qui suivent. La deuxième variable d'emploi en contrat temporaire se définit comme le fait d'être passé ou non pendant le reste de la trajectoire par au moins une séquence en contrat à durée limitée. Pour un individu, cette variable s'écrit de la manière suivante :

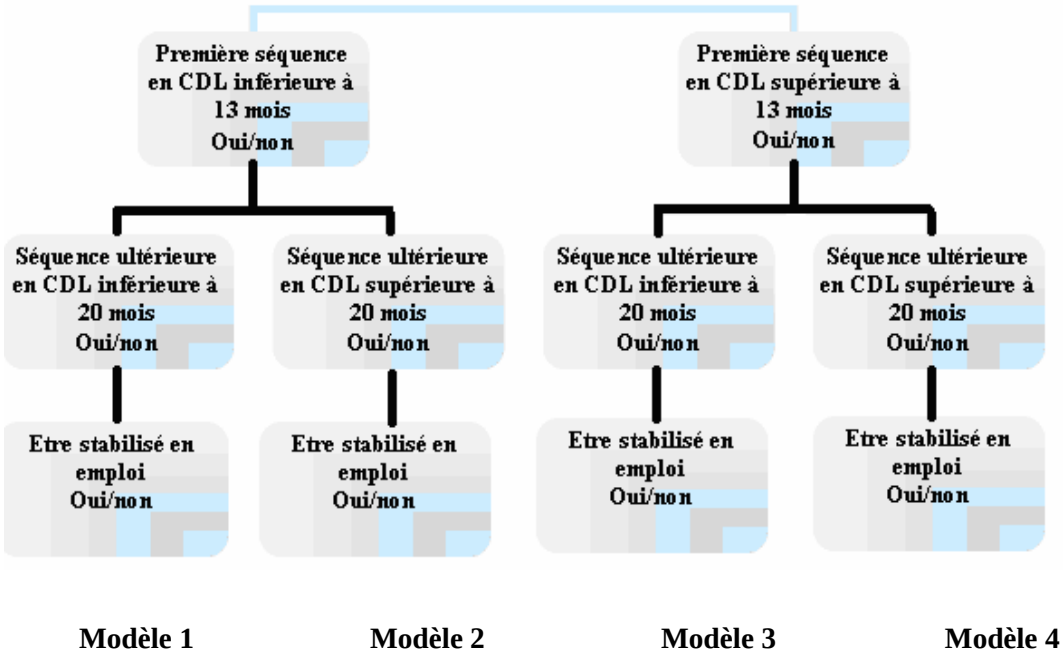
$$CDL_2 = \begin{cases} 1 \text{ si une séquence ultérieure de CDD ou d'intérim} \\ 0 \text{ sinon} \end{cases} \qquad (5.3).$$

Lorsqu'on analyse les effets de ces deux épisodes en contrat à durée limitée sur la stabilisation en emploi, il est important de prendre en compte non seulement leur nature mais également leur durée. Par exemple, l'impact du passage par un CDD d'un mois est a priori moins fort que celui d'un CDD de deux ans sur la propension d'occuper plus tard un CDI. Pour la variable CDL_2, nous retenons l'épisode ultérieur en contrat à durée limitée avec la durée maximale[103]. Pour les jeunes qui connaissent ultérieurement une seule séquence en

[103] C'est un choix possible parmi d'autres. On aurait très bien pu calculer la durée totale des séquences en contrat à durée limitée sur le reste de la trajectoire (exceptant la première séquence).

contrat temporaire, la durée maximale de CDL_2 est bien évidemment égale à la durée de cette unique séquence. Afin de modéliser l'effet de deux épisodes en contrat temporaire en tenant compte en même temps de leur durée sur la stabilisation en emploi, il faudrait mettre en place une stratégie économétrique assez complexe. Nous décidons de simplifier la démarche empirique sans pour autant nous écarter du but initial. A partir des variables CDL_1 et CDL_2, nous construisons quatre variables binaires qui tiennent compte des durées de ces deux séquences d'emploi. Celles-ci sont calculées en utilisant les valeurs médianes de la durée de la première séquence en contrat à durée limitée (13 mois), respectivement de la durée de la séquence ultérieure en contrat temporaire (20 mois). Construire de cette façon les variables binaires de contrat à durée limitée, peut néanmoins impliquer l'apparition d'effets de seuil. En outre, les valeurs médianes pour les deux séquences en contrat à durée limitée sont assez élevées. Ce phénomène s'explique en partie par la manière dont les séquences d'emploi sont construites dans l'enquête « Génération 1998 ». Par exemple, les séquences d'intérim chez des employeurs différents sont fusionnées, ce qui donne naissance à un épisode unique d'emploi en intérim. Ces quatre variables binaires d'emploi temporaire ont l'avantage principal de simplifier largement la mise en place d'une stratégie économétrique adaptée. Les quatre variables associées aux séquences en contrat à durée limitée sont les suivantes : $CDL_{1\inf}$ (qui prend la valeur 1 si la première séquence est un contrat à durée limitée avec une durée inférieure à la médiane -13 mois - et 0 sinon) ; $CDL_{1\sup}$ (qui prend la valeur 1 si la première séquence est un contrat à durée limitée avec une durée supérieure à la médiane – 13 mois - et 0 sinon) ; $CDL_{2\inf}$ (qui prend la valeur 1 si l'individu connaît une séquence ultérieure en contrat à durée limitée avec une durée inférieure à la médiane -20 mois - et 0 sinon) et $CDL_{2\sup}$ (elle prend la valeur 1 si l'individu connaît une séquence ultérieure en contrat à durée limitée avec une durée supérieure à la médiane -20 mois - et 0 sinon). A partir de ces variables, nous pouvons créer quatre trajectoires professionnelles (schéma 5.1). La stratégie économétrique est appliquée à partir de ces quartes trajectoires. Nous estimons par conséquent quatre modèles différents.

Schéma 5.1 : Quatre trajectoires possibles



Note de lecture : CDL est la notation du contrat à durée limitée. Par exemple, le modèle 1 analyse une trajectoire dans laquelle l'individu commence son parcours par un épisode en CDL de moins de 13 mois et il rencontre par la suite un autre épisode de CDL avec une durée maximale inférieure à 20 mois. Nous regardons l'effet de ces deux phénomènes sur le fait que l'individu est stabilisé en emploi cinq ans après sa sortie du système scolaire.

Pour chaque jeune sortant du système d'éducation, nous retenons une série de caractéristiques, habituellement utilisées dans l'analyse des déterminants de l'accès à un emploi. Ces variables peuvent être séparées en trois catégories : des caractéristiques individuelles « standards », des caractéristiques décrivant l'environnement familial et des caractéristiques sur l'expérience professionnelle antérieure avant la sortie d'études. D'une façon globale, l'enquête « Génération 1998 » a la particularité d'être très riche en ce qui concerne les caractéristiques des jeunes.

Parmi les caractéristiques individuelles « standards », nos données nous permettent la prise en compte du sexe, de l'âge à la sortie des études, du lieu de naissance, de la région de fin d'études, du niveau de formation à la sortie et de la mobilité géographique. Nous construisons d'abord la variable *homme* (variable binaire). Ensuite, en ce qui concerne l'âge, nous construisons quatre variables correspondant aux quartiles de distribution. Dans la démarche économétrique, nous prenons comme référence la catégorie d'individus les plus âgés (correspondant au quatrième quartile). Nous construisons également une variable binaire exprimant si le jeune est né en France (*lieunaiss_France*). Afin de caractériser la localisation géographique de la fin des études, nous travaillons avec huit variables binaires qui

correspondent aux huit principales régions agrégées de la France métropolitaine selon l'Insee : Ile-de-France, Centre-nord, Nord-Pas-de-Calais (NPDC), Est, Nord-est Atlantique, Sud-ouest, Centre-sud et Midi-méditerranéen. Nous prenons comme référence la variable dichotomique qui indique si le jeune a fini ses études en Ile-de-France. Une variable particulièrement importante dans l'analyse de l'insertion professionnelle est le niveau d'études. Nous travaillons avec six variables binaires qui captent ce niveau : une variable correspondant au niveau 1 (sortie avec un diplôme de troisième cycle universitaire ou un diplôme de grande école), une variable correspondant au niveau 2 (sortie avec un diplôme de deuxième cycle universitaire), une variable correspondant au niveau 3 (sortie avec un diplôme de niveau BAC+2, DUT, DEUG, BTS, ou diplôme paramédical), une variable correspondant au niveau 4 (niveau 4 secondaire : sortie de classes terminales du second cycle long), une variable correspondant au niveau 4+ (niveau 4 supérieur : abandon des scolarisations post-Baccalauréat avant d'atteindre le niveau 3) et une variable correspondant aux niveaux 5, 5b et 6 (5 : sortie de l'année terminale de second-cycle court professionnel et abandon de la scolarité du second cycle long avant la terminale ; 5b : sorties de troisième et de second cycle court avant l'année terminale ; 6 : sortie avant la troisième). Le niveau de formation le plus élevé (celui qui correspond au niveau 1) est pris comme référence lors de la stratégie économétrique. Finalement, nous construisons une variable binaire indiquant si le jeune a changé son lieu de vie entre la fin des études et 2003 (qui est la date de l'enquête). Les opportunités de carrière (comme un possible emploi stable à poursuivre) peuvent inciter le jeune à être mobile et déterminer enfin l'obtention d'un CDI.

Parmi les caractéristiques qui décrivent l'environnement familial, nous décidons de retenir le lieu de naissance du père, la situation professionnelle des parents en 1998, la situation « de vie » du jeune à la date de l'enquête et le fait d'avoir des enfants. Dans la littérature, ces variables apparaissent en effet comme potentiellement déterminantes dans l'insertion initiale (cf. Di Paola et Moullet, 2003). Concernant le lieu de naissance du père, nous construisons une variable binaire égale à 1 si le père est né en France. Le métier des parents est renseigné au moment de la sortie des études en 1998. Cette variable peut être considérée comme un proxy du capital social de l'individu et pourrait donc expliquer le type de contrat occupé par les jeunes. Nous construisons quatorze variables dichotomiques (sept pour le père et sept autres pour la mère) qui indiquent les différents métiers occupés : *(1)* agriculteur ; *(2)* artisan, commerçant, chef d'entreprise ; *(3)* cadre, ingénieur, profession libérale, professeur ; *(4)* technicien, agent de maîtrise, VRP, profession intermédiaire ; *(5)*

employé ; *(6)* ouvrier et *(7)* sans travail. Pour expliquer la propension des jeunes à être en CDI cinq ans après leur sortie du système éducatif, nous choisissons la catégorie « sans travail » comme référence pour les deux parents. Quatre variables binaires sont également introduites pour décrire le cadre « de vie » du jeune : vivre seul, chez ses parents, en couple avec conjoint en emploi et en couple avec conjoint en non-emploi. La catégorie « vivre en couple ayant un conjoint en non emploi » est prise comme référence lors de la démarche économétrique pour expliquer la stabilisation en emploi. Nous introduisons également une variable dichotomique qui indique la présence d'enfants.

La dernière catégorie de variables qui peuvent expliquer potentiellement l'insertion initiale des jeunes sur le marché du travail inclue des variables qui captent une expérience professionnelle antérieure. Ces variables ne sont pas nécessairement en lien direct avec le milieu du travail dans lequel les jeunes souhaiteraient travailler mais elles indiquent la présence de liens avec le marché du travail. Quatre caractéristiques peuvent être incluses dans cette catégorie : les stages, l'emploi régulier pendant les études, les petits boulots et les jobs pendants les vacances. Trois variables binaires définissent les stages pendant les études des jeunes : avoir fait un stage de plus de 3 mois, avoir fait un stage de moins de 3 mois et ne pas avoir fait de stage. La modalité « absence de stage » est considérée comme la référence dans la stratégie économétrique. Nous créons également une variable binaire qui est égale à 1 si le jeune a eu un emploi régulier pendant ses études. Trois situations décrivent le fait que l'individu a eu des petits boulots pendant ses études : « petits boulots souvent », « petits boulots parfois » et « pas de petits boulots ». Pour chaque modalité, nous construisons une variable binaire. La modalité « pas de petits boulots » est prise comme référence. Et pour finir, pour la variable de présence des jobs de vacances, nous avons trois cas possibles : « job vacances souvent », « job vacances parfois » et « pas de jobs vacances ». Parmi ces trois variables binaires, la modalité « job vacances parfois » est prise comme référence dans la modélisation économétrique.

2.3- La stratégie économétrique

Dans cette section, nous souhaitons analyser l'effet du passage par des contrats à durée limitée sur la stabilisation en emploi des primo-entrants sur le marché du travail. Les trois

variables d'intérêt (CDL_{1i}, CDL_{2j}, où *i, j=inf., sup.* et *CDI*) sont binaires. La question légitime est alors de savoir quelle est la meilleure méthodologie économétrique à mettre en place. Introduire directement les deux variables de passage par des contrats à durée limitée dans un modèle probit simple expliquant la propension d'occuper un CDI cinq ans après la sortie du système d'éducation, conduirait à des résultats biaisés. En effet, les individus qui commencent leur trajectoire par un contrat à durée limitée ont sûrement des caractéristiques spécifiques. De la même façon, certains facteurs observés ou inobservés qui expliquent la probabilité de connaître un épisode ultérieur en contrat à durée limitée, peuvent affecter en même temps la probabilité de se stabiliser en emploi. Si la probabilité de passage par des séquences d'emploi temporaire n'est pas estimée, le rôle propre des caractéristiques individuelles sur la stabilisation en emploi, ne peut pas être différencié de celui des variables d'emploi en contrat temporaire. Par exemple, les difficultés que certains jeunes rencontrent pour se stabiliser sur le marché du travail, peuvent relever avant tout de leurs caractéristiques individuelles déterminant leur passage par des contrats à durée limitée plutôt que de cette expérience professionnelle de « moins bonne qualité » en elle-même. Tous ces arguments soulignent la très probable endogénéité des variables de passage par des contrats temporaires.

La solution la plus simple pour tenir compte du caractère potentiellement endogène des deux séquences en contrat à durée limitée est d'estimer simultanément les probabilités d'apparition de trois « événements ». Les variables à expliquer sont : se stabiliser en emploi (*CDI*), connaître une première séquence en contrat à durée limitée (CDL_{1i} avec *i=inf., sup.*) et connaître une séquence ultérieure en contrat à durée limitée (CDL_{2j} avec *j=inf., sup.*). Le modèle à implémenter contient ainsi trois équations. Ce type de modélisation porte le nom de probit trivarié. Plus précisément, les modèles probit trivariés employés dans ce chapitre sont également connus sous le nom de « modèles probit trivariés causaux » car une des variables expliquées (*CDI*) dépend des autres deux variables d'intérêt (CDL_{1i} et CDL_{2j} avec *i, j=inf., sup.*). Autrement dit, les passages par des séquences en contrat à durée limitée interviennent comme variables explicatives de l'accès à un CDI. Formellement, les trois processus (qui sont reliés entre eux) sont modélisés de la manière suivante :

$$CDL_{1i} = \begin{cases} 1 \text{ si } \mathrm{CDL}^*_{1i} > 0 \\ 0 \text{ si } \mathrm{CDL}^*_{1i} \leq 0 \end{cases} \qquad \text{et } CDL^*_{1i} = \alpha_1 + \alpha_2 \mathrm{X}_{CDL_1 i} + \alpha_3 \mathrm{Z}_{CDL_1 i} + \varepsilon_{CDL_1 i} \qquad (5.4)$$

$$CDL_{2j} = \begin{cases} 1 \text{ si } \mathrm{CDL}^*_{2j} > 0 \\ 0 \text{ si } \mathrm{CDL}^*_{2j} \leq 0 \end{cases} \quad \text{et } CDL^*_{2j} = \beta_1 + \beta_2 \mathrm{X}_{CDL_2 j} + \beta_3 \mathrm{Z}_{CDL_2 j} + \varepsilon_{CDL_2 j} \tag{5.5}$$

$$CDI = \begin{cases} 1 \text{ si } \mathrm{CDI}^* > 0 \\ 0 \text{ si } \mathrm{CDI}^* \leq 0 \end{cases} \quad \text{et } CDI^* = \gamma_1 + \gamma_2 \mathrm{X}_{CDI} + \delta_1 CDL_{1i} + \delta_2 CDL_{2j} + \varepsilon_{CDI} \tag{5.6}$$

, où *i*= inf, sup et où *j*= inf, sup.

Soient CDL_{1i} ($CDL_{1\inf}$ et $CDL_{1\sup}$) les variables observées de passage par un contrat à durée limitée en début de trajectoire professionnelle, CDL_{2j} ($CDL_{2\inf}$ et $CDL_{2\sup}$) les variables observées de passage par un contrat à durée limitée ultérieur et *CDI* la variable observée de stabilisation en emploi. CDL^*_{1i}, CDL^*_{2j} et CDI^* sont des variables latentes. Les indices *i* et *j* sont introduits afin d'identifier les quatre trajectoires possibles. Par exemple, si *i=inf* et *j=inf*, cela revient à estimer un probit trivarié dans lequel nous expliquons la propension de connaître un premier contrat à durée limitée inférieur à la durée médiane et la propension de passer par un contrat à durée limitée ultérieur inférieur à la durée médiane sur la probabilité se stabiliser en emploi. Pour expliquer les deux probabilités de passage par des contrats temporaires, nous décidons de retenir les variables toujours présentes dans la littérature économique sur l'insertion des jeunes. Nous introduisons davantage d'information dans l'équation de stabilisation en emploi. Les vecteurs $\mathrm{X}_{CDL_1 i}$ et $\mathrm{X}_{CDL_2 j}$ contient les mêmes variables : sexe, âge, niveau de formation et région de fin d'études. Le vecteur X_{CDI} contient les variables suivantes : sexe, âge, niveau de formation, région de fin d'études, avoir des enfants, lieu de naissance, situation « de vie » à la date de l'enquête, occupation des parents, avoir été mobile entre la fin des études et la date de l'enquête, avoir fait des stages pendant son cursus et avoir travaillé régulièrement pendant ses études. Parmi les variables explicatives des équations du passage par des contrats temporaires, nous introduisons également les vecteurs $\mathrm{Z}_{CDL_1 i}$ et $\mathrm{Z}_{CDL_2 j}$. L'explication derrière ce choix est que pour bien identifier les modèles probit trivariés (et par conséquent pour bien contrôler les biais d'endogénéité potentiels associés aux variables en contrats à durée limitée), il est nécessaire que les variables CDL_{1i} et CDL_{2j} dépendent d'au moins une variable supplémentaire qui n'apparaît pas parmi les variables explicatives de l'équation *CDI* (cf. Maddala, 1983, pour le probit bivarié). Ces variables représentent les variables instrumentales de nos modèles et doivent satisfaire deux conditions. Elles doivent expliquer les probabilités de passage par des emplois temporaires

(de différentes durées) mais en revanche, ne doivent pas être corrélées avec le terme d'erreur de l'équation de stabilisation en emploi en 2003. Si la première condition est très facilement vérifiable, pour le probit trivarié, il n'existe pas de test permettant d'examiner si les instruments ne sont pas corrélés au terme d'erreur de l'équation principale de stabilisation en emploi (Wooldridge, 2002). Ainsi, les deux vecteurs $Z_{CDL_1 i}$ et $Z_{CDL_2 j}$ contiennent les variables suivantes : le lieu de naissance du père, avoir connu des petits boulots pendant les études et avoir eu des jobs de vacances pendant la scolarité. Elles ont été choisies par rapport à la littérature économique sur la primo-insertion des jeunes mais également en lien avec les données mobilisées. En fonction du modèle estimé, ces variables ne satisfont pas toutes en même temps les deux propriétés de variable instrumentale. Leur influence diffère en fonction de la durée des épisodes en contrat à durée limitée. Néanmoins, pour chaque équation d'emploi temporaire, il y a toujours au moins une de ces variables qui influence significativement les propensions de passage par un contrat à durée limitée. Pour simplifier l'écriture du modèle probit trivarié et pour ne pas détailler la présentation pour chacun des quatre modèles, nous les considérons toutes dans les vecteurs $Z_{CDL_1 i}$ et $Z_{CDL_2 j}$.

Le lieu de naissance du père a été précédemment utilisé comme instrument par Di Paola et Moullet (2003) dans un travail proche du notre dans lequel elles étudient l'effet du passage par des CDD d'au moins six mois (du secteur public et du privé) sur la stabilisation en emploi (en CDI, être fonctionnaire). Nous considérons que cette variable n'est pas corrélée au terme d'erreur de l'équation d'accès au CDI. Même si le lieu de naissance du père peut être un proxy de l'origine ethnique ou encore de la couleur de peau, on considère que la « discrimination » captée par ce type de variable opère spécialement en début de la trajectoire professionnelle, et que cinq ans après, avec l'accumulation de l'expérience professionnelle son influence devrait faiblir fortement. Nous considérons qu'après cinq ans sur le marché du travail, l'employeur s'intéresse surtout à l'expérience effective du jeune ainsi qu'à sa formation ou à son niveau d'études. De plus, il est assez difficile d'interpréter l'effet du lieu de naissance du père sur les variables de contrat à durée limitée[104]. Globalement, ce premier instrument nous semble satisfaisant.

Dans la littérature, le rôle particulièrement important de l'expérience professionnelle pendant les études a été mis en évidence. En fonction du type d'expérience professionnelle,

[104] Par exemple, Di Paola et Moullet (2003) montrent qu'avoir un père né à l'étranger diminue la probabilité de passer par un CDD avec une durée d'au moins six mois après la sortie d'études. Pourtant, les auteures n'interprètent pas le lien trouvé.

les effets sur l'insertion des jeunes diffèrent. A partir de l'enquête « Génération 98 », il a été montré que les stages ainsi que les emplois réguliers pendant les études améliorent significativement les chances d'accéder à un CDI. En revanche, les effets des jobs de vacances ou des petits boulots pendant la scolarité ont des effets beaucoup plus contrastés sur la primo-insertion (Domingo, 2007). Nous pouvons distinguer deux types d'expériences professionnelles pendant les études : des expériences « de premier rang » et des expériences « de second rang ». Les deux catégories d'expériences alimentent le réseau de l'individu avec le monde de l'entreprise. En revanche, les liens créés sont différents. Parmi les expériences de « premier rang », nous considérons les expériences plus enrichissantes et valorisantes dans le monde du travail : les stages pendant les études et également le fait d'exercer un emploi régulier[105]. Ce type d'expérience professionnelle a une durée d'influence assez grande et peut jouer sur le fait d'être embauché en CDI et peut être toujours valorisé même longtemps après (surtout pour les stages car dans la plupart des cas, ils sont en lien direct avec le domaine dans lequel les jeunes ont fait leurs études ou dans lequel ils vont chercher du travail). Par exemple, un stage de fin d'études de six mois dans une banque, sera toujours valorisable même plusieurs années après la sortie du système éducatif. Les expériences professionnelles de « second rang » sont moins valorisables par la suite de la trajectoire. Parmi ce type d'expérience professionnelle, nous pouvons nommer les jobs d'été ou encore les petits boulots qui sont purement alimentaires (Béduwé et Giret, 2004). Nous pensons que leur durée d'influence est beaucoup plus courte : ce type d'expérience professionnelle n'a pas d'impact plusieurs années après mais il représente un avantage pour l'obtention du tout premier emploi sur le marché du travail (quand l'individu manque totalement d'expérience). Ainsi, nous considérons les jobs d'été et les petits boulots comme des variables instrumentales fiables. Elles doivent expliquer le passage par un contrat à durée limitée comme une toute première séquence sur le marché du travail. Ces variables ont très probablement encore de l'effet (même s'il est moins fort) sur la séquence ultérieure en contrat à durée limitée. En revanche, on considère qu'elles n'ont plus d'influence cinq ans après car l'individu aura déjà acquis sa « vraie » expérience professionnelle valorisable. Ainsi, ces variables ne peuvent pas expliquer la stabilisation en emploi cinq ans plus tard. Par exemple, être baby-sitter pendant ses études

[105] Le cas de l'emploi régulier pendant les études peut être néanmoins discutable. Ce n'est pas certain qu'un emploi régulier mais complètement éloigné du domaine dans lequel le jeune souhaiterait travailler par la suite ait une influence sur la stabilisation en emploi. Par exemple, un emploi de caissier/caissière a sûrement une influence très forte sur la probabilité d'occuper un CDI si le jeune décide d'abandonner ses études et de continuer dans ce domaine.

peut aider à décrocher son premier emploi temporaire mais n'a pas d'influence sur la stabilisation en emploi.

Les résidus des trois équations sont supposés suivre chacun une loi normale centrée et réduite. Nous retrouvons l'écriture suivante :

$$\begin{pmatrix} \varepsilon_{CDL_1} \\ \varepsilon_{CDL_2} \\ \varepsilon_{CDI} \end{pmatrix} \rightarrow N(0,\Sigma), \text{ où } \Sigma = \begin{pmatrix} 1 & \rho_{CDL_1CDL_2} & \rho_{CDL_1CDI} \\ \rho_{CDL_1CDL_2} & 1 & \rho_{CDL_2CDI} \\ \rho_{CDL_1CDI} & \rho_{CDL_2CDI} & 1 \end{pmatrix} \qquad (5.7).$$

L'estimation se fait par maximum de vraisemblance, tout en utilisant le simulateur Geweke-Hajivassiliou-Keane (GHK) (voir Green, 2003 - p.184-185 - pour l'écriture de la vraisemblance et du simulateur GHK)[106].

Dans une estimation de type probit trivarié, trois termes de corrélation entre les résidus des équations sont calculés : $\rho_{CDL_1CDL_2}$, ρ_{CDL_2CDI} *et* $\rho_{CDL_1CDL_2}$. Quand un des trois ρ est significativement différent de zéro, cela signifie qu'il y a une relation entre les termes d'erreur des deux équations concernées par le ρ respectif. Parmi les termes de corrélation, les deux plus importants sont ρ_{CDL_1CDI} (la corrélation entre l'équation du passage par un premier contrat à durée limitée et l'équation de stabilisation en emploi) et ρ_{CDL_2CDI} (la corrélation entre le passage par un contrat à durée limitée ultérieur et l'équation de stabilisation en emploi). Quand ces deux quantités sont significativement différentes de zéro, cela souligne que les variables de passage par des contrats temporaires sont bien endogènes (comme c'est un modèle de type probit trivarié « causal »). De plus, ce type de modèle fournit également un test d'absence globale de corrélation entre les résidus des trois équations (l'hypothèse nulle). Si on rejette l'hypothèse nulle, cela confirme qu'il y a globalement de la corrélation entre les termes d'erreur des trois équations et montre ainsi l'intérêt de l'utilisation de cette technique économétrique.

[106] Pour mettre en place ces modèles, nous utilisons la commande Stata *triprobit* mise en œuvre par Terracol (2002).

Section 3 – Les résultats de la stratégie économétrique

Dans cette section, nous présentons et discutons les résultats de la mise en place des modèles probit trivariés[107]. Le tableau 5.1 donne les résultats des estimations des quatre modèles. Plus précisément, nous souhaitons répondre à plusieurs questions : posséder une première expérience professionnelle en contrat à durée limitée favorise-t-il l'accès en CDI cinq ans après la sortie d'études ? Comment une expérience ultérieure « précaire » sur le marché du travail influence l'insertion des jeunes ? Comment la durée des contrats temporaires intervient-elle dans la primo-insertion sur le marché du travail ?

La présentation des résultats se fait en cinq temps. D'abord, nous décrivons les effets des variables en contrat à durée limitée sur la stabilisation en emploi (section 3.1). Ensuite, nous discutons la validité de l'approche adoptée, en se concentrant sur l'analyse des corrélations entre les résidus des trois équations (section 3.2) et sur l'interprétation des variables instrumentales (section 3.3). Les autres déterminants de la probabilité d'être en CDI en 2003 sont présentés dans la section 3.4. Enfin, dans la section 3.5, nous exposons les déterminants des passages par des contrats à durée limitée.

Tableau 5.1 : Estimation des modèles probit trivariés

	Type de trajectoire			
	CDL_{1inf} et CDL_{2inf}	CDL_{1inf} et CDL_{2sup}	CDL_{1sup} et CDL_{2inf}	CDL_{1sup} et CDL_{2sup}
	CDI			
Variables				
Constante	-0.49 ***	-0.28 **	-0.50 ***	-0.26 **
CDL_1	0.31 ns	0.26 ns	0.74 ***	0.79 ***
CDL_2	-0.06 ns	-1.15 ***	-0.11 ns	-1.36 ***
Homme	0.30 ***	0.30 ***	0.28 ***	0.29 ***
Né en France	-0.07 ns	-0.07 ns	-0.06 ns	-0.06 ns
Age fin d'études				
Premier quartile	-0.24 ***	-0.31 ***	-0.24 ***	-0.31 ***
Deuxième quartile	-0.02 ns	-0.07 ns	-0.02 ns	-0.07 ns
Troisième quartile	0.07 *	0.05 ns	0.08 **	0.06 ns
Quatrième quartile	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.
Niveau de formation				
Niveau 1	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.
Niveau 2	-0.22 ***	-0.21 ***	-0.20 ***	-0.19 ***
Niveau 3	-0.25 ***	-0.13 ***	-0.23 ***	-0.07 ns

[107] Quelques statistiques descriptives calculées sur notre échantillon de travail sont présentées dans l'annexe 5.1.

Niveau 4	-0.30 ***	-0.20 ***	-0.30 ***	-0.17 ***
Niveau 4 +	-0.32 ***	-0.27 ***	-0.30 ***	-0.24 ***
Niveau 5, 5b, 6	-0.21 ***	-0.12 **	-0.20 ***	-0.09 *
Région fin d'études				
Ile de France	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.
Région du Centre Nord	-0.16 ***	-0.15 ***	-0.16 ***	-0.14 ***
NPDC	-0.19 ***	-0.17 ***	-0.18 ***	-0.16 ***
Région de l'est	-0.17 ***	-0.15 ***	-0.17 ***	-0.14 ***
Région du Nord-ouest Atlantique	-0.21 ***	-0.19 ***	-0.22 ***	-0.19 ***
Région du Sud-ouest	-0.22 ***	-0.23 ***	-0.23 ***	-0.23 ***
Région du Centre-Sud	-0.14 ***	-0.12 **	-0.14 ***	-0.11 **
Région du Midi méditerranéen	-0.30 ***	-0.35 ***	-0.30 ***	-0.36 ***
Mobilité géographique entre 1998 et 2003	0.00 ns	-0.01 ns	0.00 ns	-0.01 ns
Stage				
Stage plus de 3 mois	0.33 ***	0.40 ***	0.33 ***	0.40 ***
Stage moins de 3 mois	0.21 ***	0.29 ***	0.21 ***	0.28 ***
Pas de stage	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.
Emploi régulier pendant les études	-0.02 ns	-0.06 ns	-0.03 ns	-0.05 ns
Enfant	-0.18 ***	-0.22 ***	-0.17 ***	-0.21 ***
Situation à la date de l'enquête				
Vit seul(e)	0.05 ns	-0.01 ns	0.04 ns	-0.01 ns
Vit chez ses parents	-0.29 ***	-0.35 ***	-0.29 ***	-0.34 ***
Vit en couple avec conjoint en emploi	0.06 ns	0.02 ns	0.05 ns	0.02 ns
Vit en couple avec conjoint en non-emploi	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.
Probabilité d'avoir connu une première séquence en contrat à durée limitée				
Constante	-1.45 ***	-1.44 ***	-1.56 ***	-1.57 ***
Homme	0.14 ***	0.14 ***	0.15 ***	0.15 ***
Age fin d'études				
Premier quartile	-0.23 ***	-0.24 ***	-0.08 ns	-0.08 ns
Deuxième quartile	0.01 ns	0.01 ns	0.03 ns	0.03 ns
Troisième quartile	0.04 ns	0.04 ns	-0.02 ns	-0.02 ns
Quatrième quartile	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.
Niveau de formation				
Niveau 1	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.
Niveau 2	-0.16 **	-0.16 ***	-0.19 ***	-0.19 ***
Niveau 3	0.32 ***	0.32 ***	-0.03 ns	-0.04 ns
Niveau 4	0.18 ***	0.18 ***	0.07 ns	0.07 ns
Niveau 4 +	0.16 ***	0.16 ***	-0.02 ns	-0.02 ns
Niveau 5, 5b, 6	0.12 **	0.13 **	0.02 ns	0.03 ns
Région fin d'études				
Ile de France	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.
Région du Centre Nord	0.10 *	0.10 *	0.10 ns	0.10 ns
NPDC	-0.04 ns	-0.04 ns	-0.09 ns	-0.10 ns
Région de l'est	0.17 ***	0.17 ***	0.11 ns	0.11 *
Région du Nord-ouest Atlantique	0.11 *	0.11 **	0.17 **	0.17 **
Région du Sud-ouest	0.10 ns	0.09 ns	0.12 *	0.12 *
Région du Centre-Sud	0.14 **	0.15 **	0.12 *	0.12 *
Région du Midi méditerranéen	0.12 *	0.11 *	0.10 ns	0.09 ns
Job pendant les vacances				
Souvent	0.24 ***	0.23 ***	0.22 ***	0.22 ***
Parfois	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.
Pas de job pendant les vacances	-0.19 ***	-0.20 ***	-0.07 *	-0.07 *
Petits boulots				
Petits boulots souvent	0.10 **	0.11 **	0.09 ns	0.08 ns
Petits boulots parfois	0.17 ***	0.18 ***	0.08 *	0.08 *
Pas de petits boulots	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.
Père né en France	0.10 **	0.09 **	0.02 ns	0.03 ns

Probabilité d'avoir connu une séquence ultérieure en contrat à durée limitée				
Constante	-0.10 ***	-0.80 ***	-0.70 ***	-0.79 ***
Homme	0.01 ns	-0.00 ns	0.01 ns	-0.01 ns
Age fin d'études				
Premier quartile	0.37 ***	-0.06 ns	0.37 ***	-0.06 ns
Deuxième quartile	0.26 ***	-0.04 ns	0.27 ***	-0.04 ns
Troisième quartile	0.08 **	-0.02 ns	0.08 **	-0.02 ns
Quatrième quartile	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.
Niveau de formation				
Niveau 1	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.
Niveau 2	0.01 ns	-0.01 ns	0.01 ns	-0.01 ns
Niveau 3	-0.07 ns	0.40 ***	-0.07 ns	0.40 ***
Niveau 4	0.13 ***	0.37 ***	0.13 ***	0.37 ***
Niveau 4 +	0.18 ***	0.16 ***	0.18 ***	0.15 ***
Niveau 5, 5b, 6	0.05 ns	0.36 ***	0.05 ns	0.36 ***
Région fin d'études				
Ile de France	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.
Région du Centre Nord	0.03 ns	0.08 *	0.03 ns	0.08 *
NPDC	-0.03 ns	0.08 ns	-0.03 ns	0.09 ns
Région de l'est	-0.05 ns	0.11 **	-0.05 ns	0.11 **
Région du Nord-ouest Atlantique	0.08 *	0.14 ***	0.09 *	0.14 ***
Région du Sud-ouest	0.02 ns	0.04 ns	0.02 ns	0.04 ns
Région du Centre-Sud	0.05 ns	0.11 **	0.05 ns	0.11 **
Région du Midi méditerranéen	0.02 ns	-0.09 ns	0.02 ns	-0.09 ns
Job pendant les vacances				
Souvent	-0.00 ns	Réf.	-0.01 ns	Réf.
Parfois	Réf.		Réf.	
Pas de job pendant les vacances	-0.02 ns	-0.05 *	-0.02 ns	-0.05 *
Petits boulots				
Petits boulots souvent	-0.01 ns	0.05 ns	-0.01 ns	0.05 ns
Petits boulots parfois	0.07 **	Réf.	0.07 **	Réf.
Pas de petits boulots	Réf.		Réf.	
Père né en France	-0.10 ***	0.02 ns	-0.10 ***	0.01 ns
Coefficients de corrélation				
$\rho_{CDL_1CDL_2} = corr(\varepsilon_{CDL_1}, \varepsilon_{CDL_2})$	-0.00 ns	0.18 ***	-0.02 ns	-0.14 ***
$\rho_{CDL_1CDI} = corr(\varepsilon_{CDL_1}, \varepsilon_{CDI})$	-0.10 ns	0.01 ns	-0.26 **	-0.34 ***
$\rho_{CDL_2CDI} = corr(\varepsilon_{CDL_2}, \varepsilon_{CDI})$	0.15 *	0.06 ns	0.18 **	0.23 ***
Test LR $\rho_{CDL_1CDL_2} = \rho_{CDL_1CDI} = \rho_{CDL_2CDI} = 0$	78,22 ***	102,98 ***	37,29 ***	45,15 ***
Log vraisemblance	-17579,13	-17103,20	-16383,48	-15963,44
Nombre individus	11303	11303	11303	11303

Source : CEREQ, enquête « Génération 1998 », interrogation 2003

Champ : 11303 jeunes sortants du système éducatif toutes filières et niveaux d'études confondus (sauf apprentissage) qui commencent leur trajectoire en contrat à durée limitée ou en « inactivité ».

Note de lecture : La cinquième colonne du tableau 5.1 décrit les résultats d'un modèle probit trivarié dans lequel on estime en même temps la probabilité d'avoir un CDI en 2003 (le premier bloc de résultats), la probabilité de commencer sa trajectoire par un contrat temporaire « long » (le deuxième bloc de résultats) et la probabilité se connaître ultérieurement un contrat temporaire « long » (le troisième bloc de résultats).

Observation : dans l'équation de stabilisation en emploi, nous avons également intégré les variables d'occupation des parents. Nous avons considéré la modalité « sans travail » comme référence. Ces variables ne ressortant pas comme significatives, on a décidé de ne pas les présenter dans ce tableau. Uniquement pour la profession de la mère, la modalité « mère employée » augmente la probabilité d'occuper un CDI en 2003 par rapport au fait que la mère était « sans travail » en 1998. Pour les modèles estimés dans les colonnes trois et cinq, nous avons changé les références pour les variables instrumentales d'expérience professionnelle pendant les études du fait de leur occurrence selon les modalités.

3.1- L'effet des variables de contrat à durée limitée sur la stabilisation en emploi

Ce qui nous intéresse le plus particulièrement dans le tableau 5.1 ce sont les effets des séquences en contrat à durée limitée sur la stabilisation en emploi. Nous observons que les résultats diffèrent en fonction de la position d'un tel épisode dans le déroulement de la trajectoire, ainsi que de leur durée. Globalement, de nos quatre modèles, il apparaît que seuls les contrats temporaires avec une longue durée ont un impact sur la probabilité d'avoir un CDI en 2003 (résultat qui n'est pas intuitif). Une première séquence en contrat à durée limitée avec une durée inférieure à 13 mois n'a pas d'impact sur la stabilisation en emploi (quelle que soit la durée d'une séquence ultérieure en contrat à durée limitée). En revanche, une première séquence en contrat à durée limitée de plus de 13 mois augmente la probabilité de se stabiliser en emploi. Des séquences ultérieures en contrat à durée limitée inférieures à 20 mois n'ont pas d'effet sur la probabilité de se stabiliser en emploi. Des épisodes ultérieurs « longs » d'emploi temporaire (de plus de 20 mois) diminuent quant à eux la probabilité de connaître un CDI cinq ans après la sortie du système éducatif. Ce résultat peut être provoqué par le fait que lors de la mise en place des estimations, nous ne tenons pas compte de la censure à droite des données (de la réalisation de l'événement en dehors de la fenêtre d'observation). C'est-à-dire, il est très probable que l'individu ne soit pas en CDI en 2003 car il occupe un contrat long à durée limitée. Même si l'effet de la séquence ultérieure en contrat à durée limitée est plus difficilement interprétable et n'est pas parfaitement capté, il apparaît clairement qu'un tel épisode de « courte durée » (inférieur à la médiane), n'a pas d'effet sur la stabilisation en emploi. Rappelons que le but principal de notre étude est d'identifier l'effet de la toute première séquence en emploi de la trajectoire sur son déroulement. L'analyse de la séquence ultérieure en contrat à durée limitée peut être vue uniquement comme une dimension supplémentaire et secondaire. Blasco et Givord (2009) trouvent le même résultat à partir de l'enquête FQP 2003. Les auteures montrent que par rapport aux jeunes au chômage en 1998, ceux qui étaient en contrat à durée limitée sont plus souvent en CDI cinq ans après. De plus, elles soulignent que la probabilité d'accéder à l'emploi stable augmente avec la durée du contrat temporaire. Leur résultat est généralisable par rapport à toutes les séquences en emploi temporaire n'étant pas uniquement lié au tout premier épisode sur le marché du travail (dans notre analyse, ce qui prime est le premier contrat en emploi temporaire sur le marché du

travail). Les résultats sont obtenus en contrôlant théoriquement les biais de simultanéité en autorisant des corrélations entre les termes d'erreur et en utilisant des variables instrumentales.

3.2- L'analyse des corrélations entre les termes d'erreur des trois équations

Tout d'abord, pour les quatre estimations, nous observons que le test d'absence globale des corrélations entre les variables inobservées des trois équations est rejeté. Cela confirme l'intérêt de mettre en place des modélisations de type probit trivariés. D'une manière secondaire, pour les quatre modèles, la présence des différentes corrélations entre les résidus des trois équations analysées individuellement confirme aussi l'intérêt de l'utilisation de cette stratégie économétrique. Le premier modèle testé est celui du passage par un contrat temporaire inférieur à la durée médiane (emploi « précaire court ») et par la suite par un autre emploi « précaire » avec une durée inférieure à la médiane. Dans ce cas, nous remarquons que les variables inobservées déterminant les probabilités de passage par une première séquence en contrat à durée limitée ne sont pas significativement corrélées avec les variables inobservées qui expliquent le fait de se stabiliser en emploi cinq ans après la sortie d'études. Il apparaît également que les variables inobservées qui expliquent la propension de commencer sa trajectoire par un épisode d'emploi temporaire « court » ne sont pas corrélées aux variables non observées qui expliquent la probabilité d'un passage ultérieur par un contrat à durée limitée. La seule corrélation existante (qui est positive) concerne les variables inobservées de l'épisode « court » ultérieur en contrat à durée limitée et celles expliquant la probabilité d'être stabilisé en emploi en 2003.

En ce qui concerne le modèle qui estime le passage par un emploi temporaire « court » et ultérieurement par une séquence d'emploi précaire « longue », nous observons l'existence d'une corrélation positive entre les variables non observées expliquant la propension d'avoir connu un premier épisode de contrat temporaire « court » et la probabilité d'être passé par un emploi de durée limitée « long ». Pour le troisième modèle estimé (la quatrième colonne du tableau 5.1), nous retrouvons une corrélation négative entre les variables inobservées qui expliquent l'équation du passage par un contrat à durée limitée « long » et celles expliquant la propension d'occuper un CDI en 2003. Pour le même modèle, nos résultats mettent en évidence une corrélation positive entre les inobservées expliquant la probabilité de connaître

un emploi temporaire « court » ultérieur et la probabilité d'être stabilisé en emploi cinq ans plus tard. Finalement, pour le quatrième modèle (la cinquième colonne du tableau 5.1), nous observons des corrélations toujours différentes de zéro entre les variables inobservées des trois équations.

3.3- L'analyse des variables instrumentales

L'interprétation des résultats des variables instrumentales est particulièrement importante car elle va mettre en évidence le bon contrôle (ou le mauvais contrôle) de l'endogénéité potentielle des deux variables de contrat temporaire. Dans la section 2.3, nous avons discuté d'une manière détaillée le choix de ces variables instrumentales. Comme nous l'avons précisé lors de la présentation de la stratégie économétrique, nous pouvons uniquement vérifier si les variables instrumentales affectent les propensions de passage par des contrats à durée limitée. Le lieu de naissance du père influence d'une façon positive et significative le passage par un contrat à durée limitée de moins de 13 mois, toutes choses égales par ailleurs. En revanche, il n'a pas d'influence sur la probabilité de passage par un premier emploi temporaire « long » (supérieur à 13 mois). Le fait d'avoir un père né en France diminue la probabilité de passer ultérieurement durant la trajectoire professionnelle par un emploi temporaire de moins de 20 mois. Ce résultat a été également obtenu dans l'étude de Di Paola et Moullet (2003). En revanche, cette variable semble ne pas avoir d'influence sur la probabilité de passer ultérieurement par un contrat à durée limitée « long » (supérieur à 20 mois). Par rapport à cette première variable instrumentale, même si on montre qu'en fonction des différents modèles testés elle détermine les probabilités de passage par des emplois temporaires, ses effets sont contrastés et assez difficilement interprétables. Ce qu'on peut souligner avant tout est que « statistiquement », pour certains modèles, cette variable remplit la première condition nécessaire aux variables instrumentales.

En ce qui concerne la variable « jobs d'été », nous remarquons, que le fait que les jeunes aient travaillé intensivement pendant ses vacances, augmente leur probabilité d'avoir accès à un premier emploi en contrat à durée limitée. De plus, le fait de n'avoir pas exercé ce type d'activité pendant leurs études diminue sa probabilité d'occuper tout au début de sa trajectoire un emploi temporaire (CDD ou intérim). Par rapport à l'équation de passage ultérieur par un contrat à durée limitée, nous découvrons un effet négatif et significatif de la

modalité « pas de job d'été » pour les modèles expliquant la propension de connaître un épisode ultérieur « long » en contrat à durée limitée. Globalement, connaître pendant ses études des petits boulots, augmente la probabilité de passer par un premier contrat à durée limitée. Néanmoins, l'effet diffère en fonction de l'intensité du travail exercé pendant les petits boulots. D'une manière globale, les variables instrumentales d'expérience professionnelle pendant les études affectent moins intensément la probabilité de passage par un contrat à durée limitée ultérieur. Cela peut s'expliquer par le fait que ces deux variables d'expérience professionnelle de « moins bonne qualité » ont des effets qui décroisent en intensité dans le temps : elles influencent fortement le tout premier emploi sur le marché du travail mais en revanche, leur effet s'estompe plus tardivement au cours de la trajectoire.

3.4- Les déterminants de la probabilité d'occuper un CDI en 2003

Dans cette section, nous décrivons les impacts des caractéristiques individuelles sur l'accès à un CDI au bout de cinq ans sur le marché du travail. Nous retrouvons les mêmes effets pour les quatre modèles. La majorité de ces effets confirment les résultats mis en évidence dans la littérature. Tout d'abord, être un homme accroît les chances d'être en CDI en 2003. Ce premier résultat confirme le rôle trouvé dans la littérature sur le lien entre le sexe et la stabilisation en emploi. L'âge quant à lui, indique que plus l'individu est jeune, moins il a de chances de se stabiliser en emploi[108]. Par rapport au niveau d'études, nous retrouvons un résultat « classique » : la probabilité d'occuper un CDI est d'autant plus grande que le niveau de diplôme est élevé. Si l'individu a fini ses études en province, il a moins de chances d'être en CDI en 2003. Nous trouvons également que l'indicatrice de mobilité géographique entre la sortie sur le marché du travail et la date de l'enquête n'a aucun impact sur la stabilisation en emploi. En ce qui concerne les variables de l'environnement familial, avoir un enfant ou vivre chez ses parents à la date de l'enquête (par rapport à vivre en couple avec un conjoint qui ne travaille pas) diminue la stabilisation en emploi[109]. La profession des parents n'a pas d'impact sur la probabilité de connaître un CDI en 2003 (nous décidons d'ailleurs de ne pas les reporter dans le tableau de résultats). Ces variables ont plus probablement une incidence sur le métier

[108] La variable âge de fin d'études peut être endogène car corrélée avec le niveau de sortie d'études. Il peut y avoir derrière plusieurs effets mélangés. Par exemple, on peut poursuivre les études du fait d'une conjoncture économique médiocre (ce qui augmente l'âge de fin d'études) ou encore l'âge peut être lié à des plus ou moins bons résultats scolaires (les jeunes finissent plus tôt les études car ont connu moins de redoublements).
[109] Cette variable de l'environnement familial peut être également endogène.

choisi par les jeunes et non sur le type de contrat occupé. Seule la catégorie « mère employée » (par rapport au fait que la mère ne travaillait pas au moment de la sortie du jeune sur le marché du travail), augmente la probabilité d'occuper un CDI en 2003. Nous terminons avec les variables d'expérience professionnelle antérieures à la date de sortie d'études. Plus les jeunes ont connu de stages longs, plus la probabilité d'occuper un CDI par la suite est importante. Ce résultat est assez « classique » dans l'analyse de la primo-insertion sur le marché du travail. Le fait d'avoir exercé un emploi régulier pendant les études ne détermine pas de manière significative la probabilité d'occuper un CDI cinq ans plus tard. Cela contredit certains résultats de la littérature obtenus à partir de l'enquête « Génération 1998 » (Domingo, 2007).

3.5- Les déterminants des probabilités d'occuper des contrats temporaires

Les déterminants des probabilités de passage par des séquences en contrat à durée limitée se différencient. Il est assez difficile de tracer des comportements globaux pour les jeunes sortant sur le marché du travail en fonction des leurs caractéristiques individuelles. Ce qui importe le plus, est la mise en évidence d'effets significatifs des caractéristiques individuelles sur les deux propensions de passage par des contrats à durée limitée. Le fait d'être un homme augmente la probabilité de détenir une première séquence en contrat à durée limitée mais n'a aucun impact sur la probabilité de passer par un épisode ultérieur en contrat à durée limitée. Nous pouvons ainsi imaginer que sur notre échantillon de travail, le « pouvoir discriminant » du sexe agit uniquement tout au début de la trajectoire professionnelle. Concernant l'âge (où le quatrième quartile est pris comme référence) la situation est encore plus complexe. Plus les individus sont sortis très jeunes d'études (premier quartile), plus la probabilité de passer par une première séquence en contrat à durée limitée avec une durée inférieure à 13 mois diminue. En revanche, l'âge n'a pas d'impact sur la probabilité de connaître une première séquence en contrat à durée limitée avec une durée supérieure à 13 mois. En ce qui concerne la probabilité de passer par une séquence ultérieure en contrat à durée limitée avec une durée inférieure à 20 mois, plus l'individu est jeune, plus cette propension augmente (les colonnes deux et quatre du tableau 5.1). Pour les trajectoires avec de longs épisodes ultérieurs en contrats à durée limitée (de plus de 20 mois), le lien entre l'âge et la probabilité de passer par des tels épisodes d'emploi disparaît.

Globalement, par rapport au niveau de formation à la sortie d'études, un individu sorti avec un diplôme correspondant au niveau 2 (diplôme de deuxième cycle universitaire), a moins de chances de connaître une première séquence en contrat à durée limitée (quelle que soit la durée de cette séquence) par rapport au fait d'être sorti avec un diplôme équivalent au niveau 1 (diplôme de troisième cycle universitaire ou grande école). En outre, si l'individu est sorti au niveau d'études 3, 4, 4+, 5, 5b et 6, il a plus de chances de passer par une première séquence en contrat à durée limitée de moins de 13 mois par rapport à un jeune quittant le système d'éducation avec une diplôme équivalent au niveau 1. Plus précisément, plus les jeunes sortent à un niveau d'études élevé (exceptant le niveau 2), plus importante est leur probabilité de connaître un premier emploi temporaire court par rapport à un individu qui sort du système éducatif avec une formation équivalente au niveau 1. Dans l'analyse du rôle du niveau de formation sur la probabilité de passer par un contrat ultérieur temporaire, la sortie au niveau 2 d'études (par rapport au niveau 1 de formation) n'a plus d'impact sur la propension de connaître un épisode ultérieur d'emploi temporaire (peu importe sa durée). Pour les niveaux 4, 4+, 5, 5b et 6, nous retrouvons le même lien entre le niveau de formation et le passage par un épisode ultérieur en contrat à durée limitée : plus le niveau d'études est important, plus les chances sont fortes de passer par un emploi temporaire ultérieur. De plus, quand on s'intéresse aux deux modèles avec un emploi temporaire ultérieur « long », la variable binaire correspondant au niveau 3 d'études devient également significative par rapport au niveau 1 de sortie d'études. Par ailleurs, la région de fin de la scolarité apparaît comme significative dans le passage par des contrats à durée limitée. Par exemple, les individus qui ont fini leurs études dans la région Nord-Ouest Atlantique ont une plus grande probabilité (par rapport à des jeunes sortis d'un établissement d'Ile-de-France) à passer par une première séquence en contrat à durée limitée ou une séquence temporaire ultérieure.

Conclusion

Ce chapitre fournit deux résultats forts. Dans un premier temps, il apparaît que seuls les contrats temporaires « longs » ont un impact sur la probabilité d'avoir un CDI en 2003. Dans un second temps, le fait de commencer sa trajectoire par un contrat à durée limitée « long » améliore les chances de détenir un CDI cinq années plus tard. Cela met en évidence

le rôle stabilisateur de ces contrats seulement si leur durée est assez importante. Nous pouvons ainsi considérer que notre analyse fournit des preuves empiriques quant au rôle de « tremplin vers l'emploi stable » des contrats « longs » à durée limitée en début de trajectoire professionnelle. Autrement dit, dès lors qu'une telle expérience professionnelle facilite l'accès à une situation d'emploi stable cinq ans après la sortie d'études, on peut supposer qu'un épisode en contrat à durée limitée « long » est considéré comme une accumulation d'expérience professionnelle valorisable. Il paraît ainsi que l'expérience professionnelle finit par « payer » même si elle est a priori de moins bonne qualité. Nous considérons qu'au delà du type de contrat occupé, ce qui est valorisant sur le marché du travail est la durée du lien entre le jeune et l'entreprise pour accéder au CDI.

Les résultats de ce chapitre sur l'insertion professionnelle initiale soulignent l'importance de la durée du lien contractuel entre les jeunes et les entreprises. Commencer sa trajectoire par une séquence en contrat à durée limitée « longue » augmente la probabilité d'occuper un CDI cinq ans plus tard. Le « socle contrat de travail » de la flexicurité considère que le contrat de travail pourrait être un moyen de concilier la flexibilité nécessaire aux entreprises et en même temps la sécurité professionnelle des individus (Freyssinet, 2006 et 2009). Le CDD et l'intérim sont des possibles exemples de tels contrats. Nos résultats montrent que le côté « sécurité » des jeunes est plus prononcé quand la durée du contrat à durée limitée est longue (seulement si on considère le fait d'avoir un CDI comme un signe de la sécurisation des individus).

Cela soulève des interrogations quant à la place des contrats à durée limitée par rapport aux CDI. Les CDD, l'intérim et les CDI ne sont pas occupés par le même type de salariés car ces contrats remplissent des rôles différents au sein des entreprises et répondent à des besoins de nature différente. Goux (2000) montre qu'en général les CDD ne sont pas utilisés pour exploiter structurellement un stock d'emplois « précaires ». Derrière l'embauche en CDD, il y a deux logiques : tester les salariés (dans notre cas les jeunes) et simplement faire face à des variations d'activité. Les CDD semblent être avant tout des « outils d'adaptation » (Goux, 2000).

Notre résultat est conditionné par le fait que les contrats temporaires existent en France. On peut se poser (légitimement) les questions suivantes : quelle serait la situation si les contrats à durée limitée n'existaient pas ? Les jeunes seraient-ils embauchés directement en CDI ? Seraient-ils embauchés tout court ? Si c'est la durée du contrat qui est importante

pour le maintien en emploi, on peut se poser une autre question : est-ce qu'on ne devrait pas supprimer les CDD pour laisser la place au CDI ? Par exemple, Bunel (2008b) suggère qu'il est plus intéressant de légiférer sur la durée des CDD plutôt que sur leur suppression. Cela nous positionne dans le débat sur le contrat de travail unique (Blanchard et Tirole, 2003 ; Camdessus, 2004 ; Cahuc et Kramarz, 2004). La réponse à cette dernière question dépend de la réglementation concernant les CDI. Si les lois du CDI ne changent pas, alors les entreprises qui utilisent les contrats à durée limitée comme des « outils d'adaptation » à la conjoncture, embaucheraient moins. Ainsi, il y aura plus de jeunes au chômage et donc ils seraient moins insérés sur le marché du travail au bout de cinq ans. Si, en revanche, on réformait le CDI avec une réglementation plus « souple » pour les entreprises, alors celles qui utilisaient les contrats temporaires comme des moyens d'ajustement embaucheraient plus en CDI. Cela diminuerait les inégalités en ce qui concerne le contrat de travail mais en revanche les risques de pertes d'emploi perdureraient.

En France, le passage du CDD au CDI devrait devenir beaucoup plus systématique. Dans le débat public, cette segmentation néfaste du marché du travail a été abordée en 2005 dans les discussions autour du CNE, dans l'ANI de 2008 et également dans la loi de juin 2008 sur les contrats du travail. Cette législation pose les jalons d'un système qui relie la flexibilité de l'emploi et la sécurité des parcours professionnels. L'idée était de rendre plus importante la période d'essai (deux mois renouvelables pour les ouvriers et les employés). On pourrait imaginer qu'une période d'essai plus longue pourrait avoir comme effet de permettre aux jeunes d'être embauchés en CDI plutôt qu'en CDD ou sur des contrats d'intérim. Un autre aspect très important est d'aider la formation des jeunes qui finissent un contrat à durée limitée et qui ne retrouvent pas de travail. Il y a un manque d'accompagnement des individus qui perdent leur emploi à la fin d'un CDD ou d'une mission d'intérim. Il ya deux fois plus d'individus qui ne sont pas accompagnés que de salariés licenciés qui s'inscrivent au chômage (CAS, 2009).

A partir des résultats de cette étude, nous plaidons pour des politiques publiques qui favorisent des liens durables entre les jeunes et le monde de l'entreprise (par exemple, impliquer plus intensivement les entreprises dans la formation des jeunes). Les jeunes devraient être accompagnés dans leurs transitions de l'emploi temporaire et aidés à accéder au CDI. Si la transition vers l'emploi stable n'est pas possible, il faudrait améliorer et faciliter l'enchaînement des épisodes d'emploi lors des trajectoires. Les jeunes font partie des

populations les plus sensibles aux fluctuations conjoncturelles. La crise économique débutée en 2008 affecte très fortement cette population. Pour les jeunes sans qualification, une solution envisageable est d'utiliser davantage des dispositifs existants sur le marché du travail français et d'une façon globale, de renforcer l'alternance. En ce qui concerne les jeunes diplômés, ils peuvent rencontrer des problèmes d'accès à l'emploi durable car ils peuvent être éloignés du monde du travail. Ils ont les diplômes mais pas l'expérience nécessaire aux entreprises. Surtout en période de crise, les entreprises ont besoins de jeunes opérationnels tout de suite et donc familiarisés au monde du travail. Pour cette raison, le plus souhaitable, est de développer les réseaux avec les entreprises en imposant des stages. Par exemple, l'OCDE (2009) préconise des stages obligatoires dès la licence.

Pour approfondir l'analyse du rôle des épisodes en contrat à durée limitée dans l'insertion initiale des jeunes sur le marché du travail, nous envisageons de mettre en place des recherches futures.

Dans un premier prolongement, nous souhaitons mener des analyses supplémentaires avec d'autres variables binaires définissant les contrats temporaires longs et courts. Nous avons construit nos variables à partir des valeurs médianes des distributions observées des durées de contrat en souhaitant prendre en compte la possible endogénéité de la durée des contrats. Nous voulons ainsi mettre en place des tests similaires mais à partir des seuils conventionnels pour les contrats à durée limitée de six mois ou d'un an.

Dans un deuxième prolongement, nous souhaiterons prendre mieux en compte la séquentialité des épisodes au cours de la trajectoire professionnelle. Il faudra tenir compte également de la durée des différents épisodes ainsi que de la nature différente des contrats temporaires[110]. Cela nécessite la mise en place des modèles à risques concurrents ou encore des modèles de transition (comme par exemple ceux utilisés dans le travail de Blasco et Givord, 2009). Avec ce type de modélisation, la censure à droite associée à une séquence ultérieure en contrat temporaire sera prise en compte.

Dans un troisième prolongement, nous envisageons de considérer le biais de sélection associé à notre population d'analyse. Nous travaillons à partir d'un échantillon dans lequel les jeunes ont commencé leur trajectoire exclusivement par un contrat à durée limitée ou par une

[110] Les CDD et l'intérim suivent des logiques différentes.

séquence de « non emploi ». Nous souhaiterions mettre en place des méthodes en plusieurs étapes qui permettent le contrôle de ce biais.

Dans un dernier prolongement, on pourrait se concentrer sur l'enquête « Génération 1998 » - interrogation 2005. Cela nous permettra de travailler sur une fenêtre d'observation des trajectoires professionnelles de sept ans[111]. Il sera ainsi intéressant d'analyser comment l'influence de la condition initiale de trajectoire sur la stabilisation en emploi change en fonction de la longueur de la fenêtre d'observation.

[111] Le CEREQ a récemment mis en place une quatrième vague de l'enquête « Génération 1998 » qui permet un suivi sur 10 ans des jeunes sortis pour la première fois d'études en 1998.

Annexes chapitre V

Annexe 5.1 : Quelques statistiques descriptives

Annexe 5.1 : Quelques statistiques descriptives

26 % des jeunes qui ont débuté leur vie active par un contrat à durée limitée occupent un CDI cinq ans après. La proportion des jeunes qui ont commencé par une séquence d'« inactivité » (chômage, inactivité, service national ou formation) et qui à la date de l'enquête sont en CDI est légèrement plus élevée (28 %). En ce qui concerne le fait de connaître une séquence ultérieure en contrat à durée limitée (exceptant la toute première séquence sur le marché du travail), 20% de ceux qui passent par un tel épisode sont en CDI en 2003, contre 40 % pour les autres.

Si on « croise » les deux variables binaires de contrat temporaire (en faisant abstraction de leurs durées) avec la propension d'avoir un CDI cinq ans plus tard, nous observons que le pourcentage le plus élevé de stabilisation en emploi est retrouvé pour les jeunes qui ne commencent pas leur trajectoire par un contrat à durée limitée et qui pendant le reste de leur parcours n'ont pas un deuxième épisode en emploi temporaire. 44% de ces individus sont en CDI cinq ans après leur sortie d'études. En outre, un jeune sur trois qui commence son cheminement professionnel en contrat à durée limitée et qui par la suite ne connaît plus un tel contrat est en CDI à la date de l'enquête. Pour les deux autres catégories (ceux qui débutent par un emploi temporaire et connaissent au moins un autre emploi temporaire et ceux qui commencent en « inactivité » et passent par la suite par un contrat à durée limitée), approximativement deux jeunes sur dix sont en CDI cinq ans plus tard. Avec ces simples statistiques descriptives, nous pouvons tracer d'une façon « caricaturale » quatre profils de jeunes. Premièrement, nous avons une catégorie d'individus qui commence par une séquence d' « inactivité » peut être en attendant le CDI. Deuxièmement, il y a ceux qui « subissent » l'« inactivité » et qui, par la suite, passent par des emplois précaires. Pour ces individus, la stabilisation en emploi semble plus difficile. Ensuite, il y a les jeunes qui décident de commencer par un contrat à durée limitée et pour lesquels cette expérience semble représenter un tremplin vers le CDI. Finalement, il y a une dernière catégorie de jeunes avec un profil d'individus qui passent assez fréquemment par des contrats temporaires.

Tableau A : Les variables des trajectoires par rapport à la séquence initiale

	$CDL_1 = 1$			$CDL_1 = 0$		
Variable	***Q1***	***Médiane***	***Q3***	***Q1***	***Médiane***	***Q3***
Nombre de mois en emploi	49	54	59	31	45	53
Nombre de séquences en emploi	2	2	3	1	2	3
Nombre de mois au chômage	0	0	2	0	4	14
Nombre de séquences au chômage	0	0	1	0	1	2
Nombre observations	***3 391***			***7 912***		

Source : CEREQ, enquête « Génération 1998 », interrogation 2003
Champ : 11303 jeunes sortant du système éducatif en 1998 toutes filières et niveaux d'études confondus (sauf apprentissage) qui commencent leur trajectoire en contrat à durée limitée ou en « inactivité ».

Dans le tableau A, nous présentons quelques chiffres concernant l'évolution des trajectoires des jeunes. Nous séparons les individus qui commencent avec une séquence en contrat à durée limitée ($CDL_1 = 1$) de ceux qui commencent avec une séquence d'« inactivité » ($CDL_1 = 0$). Nous analysons deux types d'indicateurs : des indicateurs de dénombrement des séquences (le nombre de séquence d'emploi ou de chômage) et des indicateurs de durées totales passées dans un état (le nombre de mois passés en emploi et nombre de mois passés au chômage). Nous regardons comment les distributions de ces indicateurs changent par rapport au fait de commencer ou non sa trajectoire par un contrat à durée limitée. La distribution est retracée à l'aide du premier quartile (Q1), de la médiane et du troisième quartile (Q3)[112]. Les valeurs généralement faibles pour les indicateurs du dénombrement sont liées à la distribution de séquences (les individus n'ont pas un nombre très élevé de séquences de tout genre pendant leur parcours).

50 % des individus (qui ont commencé ou non par un contrat temporaire) ont eu au moins deux emplois (quelle que soit leur nature) pendant leurs cinq premières années de vie active. Pourtant, ceux qui ont débuté avec un contrat à durée limitée restent plus longtemps en emploi (50 % entre eux restent au moins 54 mois en emploi contre 45 mois pour les jeunes avec $CDL_1 = 0$). Un point intéressant concerne les indicateurs de chômage : 25 % de ceux qui ont commencé leur parcours par une séquence de non emploi restent plus de 14 mois de leur trajectoire au chômage. Ce chiffre est beaucoup plus faible pour ceux qui commencent avec un contrat à durée limitée. Concernant le nombre de séquences ultérieures en contrats

[112] Nous considérons l'intégralité de la trajectoire, c'est-à-dire on n'exclut pas la première séquence sur le marché du travail. Par conséquent, le nombre de séquences en emploi et le nombre de mois en emploi est plus important pour les individus avec $CDL_1 = 1$. Au contraire, pour les jeunes avec $CDL_1 = 0$, les chiffres sont plus élevés pour les indicateurs de chômage et inactivité.

temporaires, nous remarquons que les jeunes avec $CDL_1 = 0$ semblent avoir un peu plus de tels épisodes (25 % entre eux ont au moins deux séquences ultérieures en contrat temporaire).

Dans le tableau B, nous présentons la distribution des caractéristiques individuelles sur deux populations de jeunes : des jeunes occupant un CDI cinq ans après la sortie d'études (colonne *CDI=1*) et des jeunes qui ne sont pas stabilisés en emploi en 2003 (colonne *CDI=0*). Nous utilisons uniquement les variables explicatives introduites dans l'équation de stabilisation en emploi. Moins d'un jeune sur trois (28 %) de notre échantillon qui débute d'une façon précaire sa trajectoire (en contrat temporaire ou en « inactivité ») occupe un CDI cinq ans plus tard (3 112 jeunes).

Les jeunes insérés de façon stable sur le marché du travail commencent plus fréquemment leur trajectoire par une séquence en contrat à durée limitée que ceux qui n'ont pas de CDI en 2003. Egalement, les « stabilisés en emploi » ont plus d'épisodes ultérieurs temporaires de courte durée (33 % des individus en CDI). En revanche, les jeunes qui n'occupent pas un CDI en 2003 connaissent plus fréquemment des séquences ultérieures en contrat à durée limitée avec une durée supérieure à la durée médiane. Ce phénomène peut s'expliquer par le fait que, si vers la fin de la trajectoire, le jeune occupe un contrat temporaire de longue durée, cela va avoir une incidence sur ses chances d'occuper un CDI en 2003.

Concernant les caractéristiques individuelles « standards », les jeunes qui sont en CDI à la date de l'enquête sont plus souvent des hommes (53 % contre 42 % pour ceux qui ne sont pas stabilisés en emploi en 2003) et sont plus âgés. Parmi les individus en CDI à la date de l'enquête, il existe une part plus importante de jeunes très diplômés, en comparaison avec les jeunes qui ne sont pas stabilisés en emploi (18 % des jeunes en CDI sont sortis d'études au niveau du troisième cycle, contre 6 % des jeunes qui n'occupent pas un CDI à la date de l'enquête). De plus, la part des très peu diplômés est beaucoup plus importante parmi ceux qui ne sont pas stabilisés sur le marché du travail : 28 % des individus n'occupant pas de CDI en 2003 sont sortis à des niveaux équivalents à 5, 5b et 6 contre 17 % parmi ceux qui sont stabilisés en emploi. Concernant la localisation géographique, parmi les jeunes en CDI, 14 % ont fini leurs études en Ile-de-France contre 11 % pour ceux qui ne sont pas stabilisés en emploi en 2003. Il y a une proportion plus importante de jeunes qui ne sont pas en CDI et qui ont été mobiles entre la date de l'enquête et 1998, par rapport à ceux qui sont stabilisés en emploi.

Les deux variables d'expérience professionnelle antérieure sont : les stages et l'emploi régulier pendant les études. Nous observons que la même part de jeunes parmi les stabilisés en emploi et les non stabilisés en emploi ont travaillé régulièrement pendant leurs études. En outre, 54 % des jeunes en CDI en 2003 ont fait un stage de plus de trois mois, contre 43 % parmi les jeunes qui ne sont pas stabilisés en emploi. Au contraire, 25 % des non stabilisés en emploi n'ont pas effectué de stage contre 17 % pour les jeunes en emploi stable à la date de l'enquête.

L'environnement familial semble également différencier les individus en CDI et pas en CDI. Les jeunes qui n'occupent pas un CDI en 2003 ont plus souvent des enfants (27 %) par rapport à ceux qui sont stabilisés en emploi. Ces derniers vivent plus souvent seuls. Les jeunes qui à la date de l'enquête n'ont pas un emploi stable sont plus souvent dans des cas d'habitation chez leurs parents. Concernant l'occupation des parents, être en CDI est plus souvent associé à des parents qui sont dans la catégorie « cadre, ingénieur, profession libérale ». En outre, ceux qui n'ont pas de CDI en 2003, ont plus souvent des parents ouvriers.

Tableau B : La distribution des variables explicatives selon la stabilisation en emploi

%	**Situation à la date de l'enquête (2003)**	
	CDI=1	CDI=0
Variables		
CDL_{1inf}	18,19	13,88
CDL_{1sup}	11,70	8,08
CDL_{2inf}	32,68	28,24
CDL_{2sup}	9,70	38,07
Homme	53,47	41,69
Né en France	96,37	96,26
Age fin d'études		
Premier quartile	15,94	25,59
Deuxième quartile	26,90	28,17
Troisième quartile	29,47	23,62
Quatrième quartile	27,70	22,62
Niveau de formation		
Niveau 1	18,32	6,47
Niveau 2	12,76	12,72
Niveau 3	28,53	24,33
Niveau 4	12,40	15,48
Niveau 4 +	11,28	13,31
Niveau 5, 5b, 6	16,71	27,69
Région fin d'études		
Ile de France	14,30	10,65
Région du Centre Nord	21,85	22,28

NPDC	8,61	9,42
Région de l'est	12,15	12,54
Région du Nord-ouest Atlantique	14,88	15,38
Région du Sud-ouest	10,70	11,21
Région du Centre-Sud	11,50	10,62
Région du Midi méditerranéen	6,01	7,90
Mobilité géographique entre la fin des études et la date de l'enquête	69,86	72,26
Stage		
Stage plus de 3 mois	54,43	42,51
Stage moins de 3 mois	28,53	32,23
Pas de stage	17,03	25,26
Emploi régulier pendant les études	8,97	8,73
Profession père		
Père agriculteur	5,14	5,04
Père artisan, commerçant, chef d'entreprise	11,02	10,10
Père cadre, ingénieur, profession libérale, professeur	21,53	16,08
Père technicien, agent de maîtrise, VRP, profession intermédiaire	10,96	9,46
Père employé	26,99	27,88
Père ouvrier	19,70	26,60
Père sans travail (jamais travaillé ou décédé)	4,66	4,83
Profession mère		
Mère agriculteur	3,18	2,94
Mère artisan, commerçant, chef d'entreprise	3,92	3,93
Mère cadre, ingénieur, profession libérale, professeur	13,21	9,86
Mère technicien, agent de maîtrise, VRP, profession intermédiaire	5,30	4,66
Mère employée	51,45	49,93
Mère ouvrière	8,74	11,21
Mère sans travail (jamais travaillé ou décédée)	14,20	17,46
Avoir un enfant	22,59	26,66
Situation à la date de l'enquête		
Vit seul(e)	27,70	21,36
Vit chez ses parents	19,34	29,24
Vit en couple avec conjoint en emploi	46,72	43,49
Vit en couple avec conjoint en non-emploi	6,11	5,57
Nombre individus	3 112	8 191

Source : CEREQ, enquête « Génération 1998 », interrogation 2003
Champ : 11303 jeunes sortant du système éducatif en 1998 toutes filières et niveaux d'études confondus (sauf apprentissage) qui commencent leur trajectoire en contrat à durée limitée ou en « inactivité ».

Chapitre VI

La transition emploi-emploi : l'importance des « réseaux d'entreprises »

INTRODUCTION

SECTION 1 – LE CONTEXTE DE L'ANALYSE

1.1– Un cadre simple de « réseaux de mobilité d'entreprises »
1.2– Les mobilités intra et intersectorielles : revue de la littérature

SECTION 2 – LES SOURCES DE DONNEES

2.1– Les variables du fichier « emploi »
2.2– Les variables du fichier « mobilité »

SECTION 3 – LA DEMARCHE EMPIRIQUE

SECTION 4 – LES RESULTATS

4.1– Les « réseaux d'entreprises » et les taux de mobilité
4.2– Les mobilités intra et intersectorielles : une analyse descriptive avec caractéristiques individuelles et d'entreprises
4.3– Les résultats de la stratégie économétrique

CONCLUSION

ANNEXES CHAPITRE VI

Introduction[113]

Dans la deuxième partie de la thèse, nous nous concentrons sur l'analyse des trajectoires professionnelles. Après l'étude de l'insertion professionnelle initiale (cf. chapitre V), nous souhaitons nous focaliser sur les transitions ayant lieu une fois que l'individu est rentré sur le marché du travail. Plus précisément, dans ce chapitre, nous analysons les transitions réalisées entre deux emplois. Mais comment l'analyse d'un tel type de transition professionnelle renseigne-t-elle le débat sur la flexicurité ? Rappelons que l'objectif de la deuxième partie de la thèse est d'éclaircir certains aspects liés à la sécurisation des trajectoires professionnelles. Ainsi, nous vérifions si des mobilités potentiellement « à risque » renferment les individus dans des parcours précaires ou au contraire, sécurisent le prolongement de leur cheminement professionnel. Les mobilités potentiellement « risquées » sont mesurées à l'aide de certaines caractéristiques des entreprises entre lesquelles a lieu la mobilité (cf. Infra). En outre, dans notre démarche, un rôle primordial est accordé aux conditions initiales de la trajectoire. Ici, les conditions initiales de la trajectoire sont données par les caractéristiques des entreprises d'origine impliquées dans le processus de mobilité entre deux emplois. Les problématiques traitées dans ce chapitre se situent au cœur du débat sur les solutions envisageables de sécurisation des parcours en temps de grave crise économique. Notre analyse peut apporter de réelles réponses pour clarifier ce débat. Depuis le début de la crise économique de fin 2008, les partenaires sociaux, dans l'optique de sécuriser les trajectoires professionnelles des populations les plus fragiles et donc les plus affectées (comme les jeunes et les seniors), militent pour des mobilités professionnelles ayant lieu entre des entreprises appartenant à un même « réseau ». Un exemple très parlant est celui de l'Accord national interprofessionnel (ANI) du 8 juillet 2009. Dans le cadre de l'ANI, les partenaires sociaux se sont réunit pour trouver des solutions qui limitent au maximum les conséquences sociales de la crise économique. L'ANI affiche clairement sa position sur l'importance des « réseaux de mobilité d'entreprises » : « les mobilités géographiques et professionnelles au sein d'une même entreprise ou d'un même groupe constituent pour les salariés un élément fort de la sécurisation de leurs parcours professionnels et de la protection de leur emploi ».

[113] Ce chapitre est une version allongée d'un article en cours effectué en collaboration avec Richard Duhautois et Francis Kramarz et qui s'intitule « Birds of a feather flock together ».

Un des principaux apports de ce travail est lié aux données qu'on mobilise. Les données nous permettent l'identification de « réseaux de mobilité d'entreprises ». Nous analysons la mobilité des salariés entre deux emplois tout en tenant compte des liens qui existent entre les entreprises d'origine et de destination impliquées dans la transition professionnelle. Nous observons comment des liaisons de nature différente entre des entreprises (liens sectoriels, géographiques, financiers, etc.) facilitent la mobilité des salariés. Ces aspects sont interprétés du point de vue du transfert de compétences et peuvent être situés dans le débat qui concerne les marchés professionnels et les marchés internes. Dans ce chapitre, nous nous retrouvons ainsi dans le cas du « socle compétences» de la flexicurité identifié par Freyssinet (2006 et 2009). Nous n'analysons pas directement les compétences des salariés mais nous interprétons leurs mobilités entre deux emplois en termes de liens entre les entreprises entre lesquelles se réalise la transition. Nous considérons que la mobilité des individus est possible grâce à certaines compétences qu'ils ont acquises dans l'entreprise de départ. Nous souhaitons insister sur cet apport méthodologique. Dans l'étude des mobilités professionnelles, la place des liens entre les entreprises apparaît comme étant majeure. Malheureusement, ce débat ne peut pas toujours être traité à cause d'un réel manque d'outils statistiques à la disposition des économistes. Les données utilisées pour étudier les trajectoires professionnelles sont plus riches aux Etats-Unis par rapport aux pays européens. Pour cette raison, nous présentons les principales bases de données Nord-Américaines. La majorité des travaux analysant la mobilité des salariés utilisent des données au niveau de l'individu. Aux Etats-Unis, les études qui s'intéressent au lien entre le salaire et la mobilité, utilisent principalement la source de données « Panel Study of Income Dynamics » – PSID – (Abraham et Farber, 1987 ; Altonji et ses différents coauteurs, 1987, 1997 ; Topel, 1991 ; et plus récemment, Buchinsky et al., 2005). En France, parmi les bases de données disponibles pour analyser les trajectoires, nous rappelons les enquêtes « Génération » du CEREQ, « Histoire de Vie », FQP (Formation qualification professionnelle), « Famille et Employeurs », les sources administratives DMMO (Déclarations de Mouvements de Main-d'œuvre). Pourtant, il existe des travaux qui s'intéressent aux problématiques adjacentes à la mobilité en utilisant des sources de données plus complexes comme « California Work and Health Survey » (CWHS) ou encore la source de données LEED[114] (Topel et Ward, 1992 ; Anderson et Meyer, 1994). Ces sources d'information sont des versions anciennes d'outils statistiques qui se développent de plus en plus aujourd'hui et qui s'appellent sources de

[114] Longitudinal employee employer data.

données appariées employeurs-salariés. Elles permettent de prendre en considération en même temps des caractéristiques individuelles de salariés et d'entreprises afin de décrire les épisodes de mobilité des salariés. Elles renseignent sur les deux côtés du marché du travail : individu et entreprise. Ce chapitre s'inscrit dans la nouvelle vague de la littérature qui s'appuie sur ce type d'outils. En France, la littérature utilisant des sources de données appariées employeurs-salariés s'est également développée récemment (Abowd, Kramarz et Roux, 2006 ; Beffy, Kamionka, Kramarz et Robert, 2004). Le travail d'Abowd, Finer, Kramarz et Roux (1997) utilise une des premières versions de la base « Déclarations annuelles de données sociales » (DADS) qui est une source proche d'une partie des données mobilisées dans ce chapitre. Pour les Etats-Unis, ces outils riches utilisés par les économistes sont plus nombreux : voir par exemple, le programme Census – la source LEHD[115] – ainsi que les travaux présentés dans la conférence « American Economists Association » de 2005.

Nous utilisons une source de données originale contenant des informations au niveau de l'individu qui est appariée à des données au niveau d'entreprise pour examiner l'origine et la destination des mobilités professionnelles d'un échantillon représentatif de salariés français appartenant aux secteurs privé et semi-public. Les données dont nous disposons couvrent la période 1991-1999. Nous examinons les mobilités emploi-emploi des salariés, en insistant sur le rôle des « réseaux de mobilité d'entreprises » (entre les secteurs d'activité, les régions, les départements, les tailles d'entreprises, et d'une manière plus originale, entre les groupes financiers des entreprises). Parmi tous les « réseaux de mobilité d'entreprises », lors de l'implémentation de la stratégie économétrique, nous choisissons de mettre en avant le « réseau de mobilité sectorielle ». Ainsi, l'objectif de ce chapitre est de se concentrer sur les caractéristiques d'entreprises en analysant les mobilités professionnelles des salariés à l'intérieur du même secteur d'activité ou entre deux secteurs d'activité différents sur la période 1991-1999. Concernant les secteurs d'activité, nous nous positionnons au niveau de la classification NES36 (« Nomenclature économique de synthèse ») qui décrit les 36 principaux secteurs d'activité en France.

Notre analyse a trois contributions majeures. Dans un premier temps, l'analyse des transitions emploi-emploi avec prise en compte des liens entre les entreprises est un sujet assez peu abordé dans la littérature en France. En outre, comme lors de la stratégie économétrique on se concentre sur la mobilité intra et intersectorielle, il faut préciser que cet

[115] Longitudinal Employer Household Dynamics.

aspect est encore moins traité dans la littérature. Dans un deuxième temps, les données mobilisées dans ce chapitre représentent un outil statistique riche et original. Nous montrons que pour un salarié, sa probabilité de changer d'emploi au sein du même secteur d'activité est déterminée non seulement par ses caractéristiques individuelles, mais également par les caractéristiques de l'entreprise où il employé. Toutefois, il faut préciser, que nos données ne nous permettent pas d'identifier si la mobilité entre deux emplois est subie ou choisie. Autrement dit, on ne sait pas si le salarié est licencié et donc s'il est contraint à trouver un nouveau travail ou en revanche, s'il souhaite chercher un nouvel emploi (en démissionnant). Dans ce chapitre, nous considérons deux facettes de la mobilité du salarié : d'un côté, les caractéristiques individuelles (l'âge, le sexe, la qualification, le salaire, etc.) et de l'autre côté, les caractéristiques d'entreprise (le secteur d'activité, le taux de variation de la valeur ajoutée, la taille, la région dans laquelle l'entreprise est située, la forme de propriété, etc.). Un des points les plus originaux de notre démarche est la possibilité d'identifier l'origine et la destination des entreprises entre lesquelles l'échantillon représentatif de salariés français change d'emploi. Dans un troisième temps, nous menons une analyse en termes de « réseaux de mobilité d'entreprises ». Nous définissons le « réseau d'entreprises » de la manière suivante : deux entreprises appartiennent au même « réseau » si elles ont les mêmes caractéristiques en termes de secteur d'activité, localisation géographique, forme de propriété, taille ou niveau de santé économique. Par exemple, nous considérons que deux entreprises appartiennent à un « réseau sectoriel » si elles « opèrent » au sein du même secteur d'activité. Ainsi, lors de la mise en place de la stratégie économétrique, nous analysons les relations entre le « réseau sectoriel » et les autres types de « réseaux de mobilité d'entreprises » identifiés avec nos données.

Pour résumer, notre contribution au débat sur les « réseaux de mobilité d'entreprises » est empirique. D'abord, nous mobilisons des techniques de statistique descriptive afin de décrire les mobilités entre deux emplois avec la prise en compte de différents types de « réseaux d'entreprises ». Ensuite, nous testons des modèles de type probit bivariés avec sélection sur des échantillons de grande taille pour voir comment les « réseaux d'entreprises » de taille, de localisation géographique et de santé économique déterminent la mobilité intrasectorielle. Les échantillons finaux sur lesquels nous travaillons sont obtenus par l'appariement de trois sources de données administratives.

Les résultats de nos estimations confirment que les « réseaux d'entreprises » jouent un rôle important dans l'analyse de la mobilité entre deux emplois et plus précisément, dans

l'analyse de la mobilité à l'intérieur du même secteur d'activité. Notre résultat principal montre que la probabilité d'être mobile à l'intérieur du même secteur d'activité accroît si le salarié effectue ce changement entre deux emplois qui sont dans deux entreprises similaires en termes de taille, de département, de santé économique ou d'appartenance à un groupe.

Le reste de ce chapitre s'organise comme suit. Dans la section 1, nous détaillons le contexte et l'intérêt de cette étude. Les données sont ensuite présentées dans la section 2. La démarche empirique est présentée dans la section 3, les résultats sont commentés dans la section 4 et finalement, nous concluons l'analyse.

Section 1 – Le contexte de l'analyse

Les travaux sur les « réseaux de mobilité d'entreprises » sont relativement peu nombreux surtout du fait d'un manque de données. De plus, dans la littérature économique, le lien entre les différents « réseaux de mobilité d'entreprises » (par exemple réseau géographique, financier) et le « réseau sectoriel » n'est pas directement abordé. L'originalité de notre étude représente donc un apport extrêmement important. Nous présentons en deux temps la revue de la littérature : dans un premier temps, nous décrivons brièvement les principes généraux autour du concept de « réseau d'entreprises » (section 1.1) et dans un deuxième temps, nous présentons quelques travaux analysant les mobilités intrasectorielles (section 1.2).

1.1 – Un cadre simple de « réseaux de mobilité d'entreprises»

A partir des travaux du sociologue Granovetter (1973), les chercheurs ont été extrêmement actifs à identifier le rôle des réseaux sur le marché du travail. De nombreux papiers (surtout en socio-économie) montrent comment les individus trouvent un emploi en utilisant leurs amis, leur famille (par exemple, Munshi, 2003), ou tout autre type de réseau qui leur est disponible. La majorité des chercheurs se sont concentrés sur ce qu'on appelle, à partir de la définition de Granovetter, « les liens faibles ». La plupart de ces réseaux sont examinés du point de vue des individus (réseaux d'individus). Moins d'attention est accordée

à d'autres types de réseaux, surtout ceux liés aux entreprises dans lesquelles les salariés travaillent. D'une manière peu surprenante, ce type d'information n'est pas habituellement disponible. Dans ce chapitre, nous présentons une palette assez variée de réseaux potentiels d'entreprises et également, nous essayons d'établir leur rôle par rapport aux épisodes de mobilité entre deux emplois.

Selon les sociologues, les réseaux peuvent être appréhendés d'une manière générale en mobilisant le concept de ressources car, pas tout le monde n'a accès à tous les types de ressources. Par exemple, dans la littérature, il a été montré que le fait d'avoir accès à des « ressources de longue distance » (des amis à l'étranger, ou au moins, pas dans la même entreprise ou dans la même région) facilite l'usage de l'ordinateur (voir Gollac et Kramarz, 2000). Dans ce chapitre, les ressources qui peuvent être identifiées avec nos données sont : des ressources sectorielles mesurées avec la mobilité intrasectorielle (au niveau de classification NES36) ; des réseaux d'employeurs mesurés avec le type de propriété de l'entreprises (entreprises indépendantes, entreprises appartenant à des groupes financiers) ; des ressources locales mesurées avec la mobilité géographique (à l'intérieur du département français ou de la région française) ; des réseaux d'entreprises mesurés avec la taille (travailler dans une entreprise d'une certaine taille développe des compétences spécifiques à cet environnement pour l'individu) ou le niveau de santé économique (travailler dans une entreprise caractérisée par une certaine situation économique conduit au développement de compétences particulières).

Dans ce travail, nous définissons les « réseaux d'entreprises » comme suit : deux entreprises appartiennent aux mêmes réseaux si elles sont similaires en termes de certaines caractéristiques (secteur d'activité, localisation géographique, forme de propriété, taille et santé économique)[116]. Par exemple, nous considérons que deux entreprises appartiennent à un « réseau sectoriel » si leur activité principale est dans le même secteur. Cette définition est très simpliste et implique une dimension bilatérale du réseau. D'autres manières de faire référence à ces liaisons entre entreprises est de les appeler « des entreprises similaires en termes de… », ou des « canaux de transmission » ou encore des « proximités d'entreprises ». En outre, quand on fait référence à des « réseaux de mobilité d'entreprises », on aurait très

[116] Dans la littérature française, il existe plusieurs concepts qui se cachent derrière ce terme. Selon l'Insee, un réseau d'entreprises représente un ensemble d'entreprises entretenant entre elles des relations formelles qui prennent la forme de contrats (de franchise, de concession, etc.) entre les unités et non de liens financiers, ce qui les différencie des groupes. Les contrats précisent l'étendue des actions communes sans aller jusqu'au contrôle. Cases (1997) définit les réseaux d'entreprises comme des ensembles d'entreprises qui entretiennent des relations durables de façon formelle ou informelle, établissant une communauté d'intérêt même limitée.

bien pu utiliser le terme « espaces de mobilités ». Néanmoins, à partir de ce point, par « réseaux d'entreprises », nous entendons le fait que les entreprises entre lesquelles se réalise la mobilité ont certaines caractéristiques identiques. Si les relations spécifiques au secteur d'activité (où à la localisation géographique) sont centrales, la majorité des mobilités entre deux emplois devrait avoir lieu à l'intérieur du même secteur d'activité (où à l'intérieur du même département). Entre 1991 et 2002, en moyenne, deux tiers des personnes recrutées par an dans un secteur ont connu une mobilité au sein du même secteur d'activité (Asseraf et Chassard, 2006). De manière similaire, si les relations financières entre des entreprises représentent des ressources pour les salariés d'un groupe, nous pouvons nous attendre à assister à une mobilité entre deux emplois plus importante à l'intérieur du même groupe financier qu'entre des groupes financiers différents.

L'étude des « réseaux de mobilité d'entreprises » peut être replacée dans le cadre économique de l'analyse des marchés professionnels et des marchés internes du travail. Par exemple, pour un salarié d'un secteur d'activité donné, le marché interne représente le marché au sein de l'entreprise et le marché intrasectoriel (par exemple, une mobilité entre entreprises du même secteur d'activité). Doeringer et Piore (1971) distinguent les marchés internes, les marchés professionnels et les marchés externes dans le cadre de la théorie de la segmentation du marché du travail. Les marchés internes se caractérisent par l'acquisition de compétences dans l'entreprise et ainsi, cela implique un parcours professionnel du salarié au sein de sa structure. Les marchés professionnels, quant à eux, sont caractérisés par l'obtention de diplômes permettant la valorisation des compétences des salariés en dehors de l'entreprise (Gautié, 2002)[117]. Du fait de la transférabilité des qualifications, la mobilité des travailleurs est plus grande sur le marché professionnel et l'allocation des ressources en main d'œuvre peut effectivement être plus efficace. Les marchés externes sont de leur côté principalement des marchés concurrentiels pour les primo-arrivants et les travailleurs non qualifiés. Une des thèses défendues concernant l'évolution de la mobilité en France se focalise sur la chute des marchés internes. Dans cette perspective de transformation des marchés internes, dans ce chapitre, nous souhaitons analyser quels rôles jouent les « réseaux d'entreprises » car, le déclin des marchés internes affecte l'espace de mobilité des salariés. La typologie que nous venons de décrire renvoie à des logiques de fonctionnement des marchés de travail, qui peuvent caractériser différentes professions, différents secteurs et/ou peuvent s'articuler au niveau des entreprises elles-mêmes. Par exemple, le marché du travail des cols blancs

[117] Les compétences sont transférables.

hautement qualifiés a plus de chances d'être de type professionnel. La logique de marché interne concerne plutôt les cols bleus. Au niveau des secteurs, les marchés internes caractérisent les secteurs concentrés (l'industrie lourde), tandis que l'artisanat révèle un marché du type professionnel (Gautié, 2002).

Avant la transformation des marchés internes, la mobilité des salariés avait principalement lieu à l'intérieur de l'entreprise. Après le déclin des marchés internes, la mobilité de salariés a lieu dans des espaces différents : à l'intérieur du secteur d'activité, à l'intérieur du groupe financier, à l'intérieur d'un « réseau d'entreprises » de même taille, à l'intérieur du même département français ou encore à l'intérieur d'un « réseau d'entreprises » qui ont la même santé économique. Ces différentes mobilités peuvent être appréhendées avec les concepts de marché interne et marché professionnel. Nous pouvons ainsi considérer que la mobilité au sein d'un groupe financier est réalisée dans le cadre d'un marché interne. En revanche, pour les autres types de mobilité, on peut considérer avant tout que les salariés développent des compétences spécifiques à certaines entreprises (caractérisées par leur taille, leur secteur d'activité, etc.) et par conséquent, elles se trouvent plutôt sur des marchés professionnels. Le marché interne des salariés s'est en effet transformé : ce ne sont plus les mobilités inter-établissements au sein de l'entreprise qui caractérisent le marché interne des salariés mais ces mêmes mobilités auxquelles on ajoute principalement les mobilités interentreprises au sein du groupe. Ainsi, la non prise en compte des liens de diverses natures entre entreprises (comme les liens financiers) pourrait montrer un déclin des marchés internes alors que ces marchés ne sont plus les mêmes. Au contraire, l'espace de mobilité aurait même augmenté si on appelle par exemple, marché interne, le marché au sein d'un groupe financier. Pour les autres espaces de mobilité, la principale interprétation se fait par rapport aux marchés professionnels. Les mobilités des salariés à l'intérieur du même secteur d'activité se font le plus probablement car les individus développent des compétences spécifiques à un certain secteur d'activité et qui par conséquent sont transférables uniquement au sein du même secteur. La même logique est valable pour les mobilités à l'intérieur de même espace géographique, entre des entreprises de même taille ou avec des situations de santé économique comparable. Dans ces cas, les individus acquièrent des compétences spécifiques à ces types d'entreprises. Toutefois, il y a des cas dans lesquels la séparation marché interne et marché professionnel n'est pas tellement évidente. Même si l'espace de mobilité intrasectoriel est considéré dans ce papier comme un marché professionnel, si à l'intérieur du secteur d'activité ou de la branche professionnelle existent des structures organisées qui soutiennent

la mobilité intrasectorielle cela peut être également interprété en termes de marché interne. Les structures existant concernent par exemple la formation des salariés. La loi du 4 mai 2004 réaffirme le rôle essentiel des branches professionnelles et des secteurs dans la formation continue et notamment celui des commissions paritaires nationales de l'emploi (CPNE). Les CPNE ont crée des certificats de qualifications professionnelles au sein des branches professionnelles qui facilitent la mobilité. Pour résumer, l'approche retenue dans ce chapitre est de considérer l'espace de mobilité à l'intérieur d'un groupe financier comme un marché interne et le reste des mobilités (sectorielles, de taille, géographiques, de santé économique) plutôt comme des marchés professionnels.

Ce chapitre souhaite identifier, d'une façon descriptive, les principales directions de la mobilité ou autrement dit, les principales connections qui lient une personne à son environnement de travail. L'environnement de travail est construit dans la plupart des cas à partir du salarié et/ou de l'entreprise dans laquelle il travaille. Par exemple, pour certains, l'environnement local est le plus important et au contraire, pour d'autres, la dimension qualification est essentielle. Encore, dans d'autres cas, les aspects liés à la carrière sont déterminés par l'entreprise dans laquelle l'individu travaille. Plus qu'analyser les mobilités entre deux emplois avec des « réseaux d'entreprises », nous étudions comment la mobilité des salariés à l'intérieur du « réseau sectoriel » est déterminé par quatre autre types de « réseaux d'entreprises » : « réseau de taille », « réseau départemental », « réseau de propriété » et « réseau de santé économique ». Autrement dit, dans le cadre de la démarche économétrique, nous observons et nous quantifions la mobilité des salariés à l'intérieur du même secteur d'activité en France entre 1991 et 1999. A notre connaissance, c'est la première fois que dans la littérature, toutes ces sources potentielles de la mobilité professionnelle sont analysées en même temps en France.

1.2 – Les mobilités intra et intersectorielles : revue de la littérature

Les recherches antérieures s'intéressant à la mobilité sur le marché du travail se concentrent surtout sur la mobilité entre deux emplois, sur la relation entre l'ancienneté dans le travail et le salaire, ou d'une manière générale, sur le bon appariement entre le salarié et

l'entreprise. Il y a très peu d'études qui analysent directement les déterminants de la mobilité entre les secteurs d'activité (voir Parrado et al., 2007 ; Shin, 2007 ; McLaughlin et Bils, 2001).

En utilisant la source de données « Panel Study of Income Dynamics » (PSID), Parrado et al. (2007) estiment la probabilité pour un salarié de rester dans le même secteur d'activité durant une année. Leur analyse est menée séparément pour les hommes et les femmes. Les auteurs estiment également des changements salariaux en contrôlant le fait que le salarié change d'emploi à l'intérieur du même secteur d'activité ou qu'au contraire, il change de secteur d'activité. Ils utilisent une seule variable sectorielle (la taille du secteur) et mettent en place des modèles de données de panel. Le principal résultat de ce travail est que les salariés changent d'emploi entre des secteurs d'activité différents plus fréquemment sur la période 1981-1993 que sur la période 1969-1980 aux Etats-Unis. Leur deuxième résultat est que les hommes qui changent d'occupation ou de secteur d'activité touchent des revenus plus élevés (en niveau) que ceux qui ne changent pas d'emploi.

McLaughlin et Bils (2001) utilisent également la source de données PSID afin de comparer la situation des salariés qui changent de secteur d'activité avec la situation de leurs collègues qui restent. Plus précisément, ils étudient les changements salariaux entre les individus qui ont changé de secteur et ceux qui sont restés dans le même secteur d'activité. Dans leur papier, ils étudient comment les fluctuations cycliques affectent la mobilité sectorielle et n'utilisent pas de données d'entreprises pour contrôler l'hétérogénéité des secteurs d'activité.

Shin (2007) utilise l'enquête « National Longitudinal Survey of Youth 1979 » (NSLY79) pour analyser trois problématiques différentes. Dans un premier temps, l'auteur identifie deux facteurs structurels qui pourraient avoir une très forte influence sur la mobilité entre deux emplois (l'accroissement du PIB sectoriel et les fusions-acquisitions). Dans un deuxième temps, il décrit quatre mobilités possibles en termes de changement salarial : augmentation, baisse, mobilité latérale et sortie d'emploi. Et dans un troisième temps, il analyse les mobilités intra et intersectorielles afin de tester les effets des deux facteurs structurels que nous avons nommés précédemment sur les mobilités entre deux emplois. Shin (2007) contrôle ses estimations de manière exclusive avec des variables individuelles et met en place des modèles de durée. Son principal résultat montre que l'expansion industrielle décroît la mobilité entre les secteurs d'activité et que les fusions-acquisitions diminuent tous types de mobilités entre deux emplois.

Murphy et Topel (1987), à partir de l'enquête « Current Population Survey » (CPS), montrent que les hausses de taux de chômage (cyclique et structurel) des hommes aux Etats-Unis ont été accompagnées par des baisses des mobilités entre les secteurs d'activité. Leur travail a conduit au développement d'un nombre très important de papiers qui traitent ce sujet.

A partir de la principale source de données que nous mobilisons dans ce travail (le panel « Déclarations annuelles de données sociales » - DADS), Le Minez (2002) analyse les mobilités sectorielles entre 1968 et 1998 en France. Le Minez (2002) n'intègre pas dans ses estimations des variables d'entreprise et montre que les secteurs de transports, de l'énergie et de la construction sont des secteurs isolés en ce qui concerne la mobilité : la mobilité entre ces trois secteurs d'activité et les autres secteurs est très faible. Les autres secteurs se regroupent en trois catégories avec des mobilités internes élevées : services, biens de consommation et industrie lourde. Le Minez (2002) met également en évidence qu'une part de la mobilité des salariés a lieu entre des activités similaires : la mobilité suit le processus de production ou elle est expliquée par la similitude des emplois dans ces activités et par conséquent la mobilité aurait lieu à travers les marchés professionnels. Son explication va dans le sens que du fait des contraintes de marché et des bases institutionnelles communes, des activités similaires ont des pratiques managériales similaires. Cela rejoint notre idée selon laquelle la mobilité intrasectorielle se réalise sur un marché professionnel.

Section 2 – Les sources de données

Dans ce chapitre, nous utilisons des sources de données très riches. Les fichiers sur lesquels nous travaillons sont obtenus avec l'appariement de trois sources principales d'information : le panel « Déclarations annuelles de données sociales » (DADS), les fichiers des données d'entreprise « Bénéfices réels normaux » (BRN) et l'enquête « Liaisons financières » (LIFI)[118]. Les fichiers BRN ont été déjà mobilisés dans cette thèse (voir chapitre II). Dans le chapitre IV, nous avons utilisé les fichiers d'entreprises DADS à partir desquels le panel DADS est extrait. En outre, il faut préciser que les fichiers finaux utilisés dans ce chapitre sont très proches de ceux mobilisés par Delarre et Duhautois (2004).

[118] Nous utilisons une autre source de donnés (les fichiers « Modifications de structures des entreprises » - MDST) afin d'identifier et, par la suite, d'éliminer les entreprises qui connaissent des fusions-acquisitions. Son rôle dans l'appariement est présenté dans l'annexe 6.1.

La principale source de données utilisée dans cette analyse est le panel DADS (pour une description détaillée, voir Abowd, Kramarz et Margolis, 1999). Nous disposons uniquement de la période de 1991 à 1999 du panel DADS, même s'il commence en 1967. Cette source d'information est issue des données fournies par les entreprises à l'administration (les régimes sociaux). La déclaration de données sociales est une formalité que doit accomplir toute entreprise employant des salariés. Les employeurs doivent communiquer aux organismes de sécurité sociale d'une part, et à l'administration fiscale d'autre part, la masse des traitements qu'ils ont versés, les effectifs employés et une liste nominative de leurs salariés indiquant pour chacun le montant perçu des rémunérations salariales. Le panel DADS est un échantillon au 1/25ème, obtenu par l'extraction du fichier d'origine de tous les individus nés au mois d'octobre d'une année paire. Les individus extraits sont les mêmes pour toutes les années (une fois rentrés et jusqu'au moment de leur sortie). Le panel suit chaque année environ 900 000 salariés (par exemple en 1999, le panel contient 946 708 individus). Au niveau des individus, il permet l'étude des périodes d'emploi, des trajectoires professionnelles et salariales (exceptant les individus qui travaillent dans la fonction publique d'Etat). Les différents secteurs dans lesquels les salariés exercent sont connus avec précision. Au niveau des établissements, il permet le suivi longitudinal de la politique d'embauche et de licenciement, ainsi que le suivi de la politique salariale mise en œuvre. Outre ces éléments de base, les principales variables nous renseignent sur les périodes individuelles d'emplois (jours de début et de fin de rémunération), le code de l'activité sectorielle de l'établissement (APE), les salaires versés lors des diverses périodes d'emplois, le type d'emploi, la localisation géographique de l'établissement, la catégorie sociale (CS), ou encore le nombre d'heures effectuées.

En utilisant les identifiants d'établissement et d'entreprise contenus dans les informations individuelles relatives à chaque salarié, nous apparions le panel DADS avec l'enquête LIFI. A partir de cette source de données, nous pouvons identifier la majorité des liens financiers entre les entreprises. Plus particulièrement, cette source donne des informations sur tous les « têtes de groupes » et leur participation dans d'autres entreprises. En général, ces données sont disponibles que très difficilement[119]. Cette enquête est donc essentielle pour la construction des variables de « réseau de mobilité de groupe » et apporte une grande richesse à notre étude. Néanmoins, lors de la stratégie économétrique, nous ne

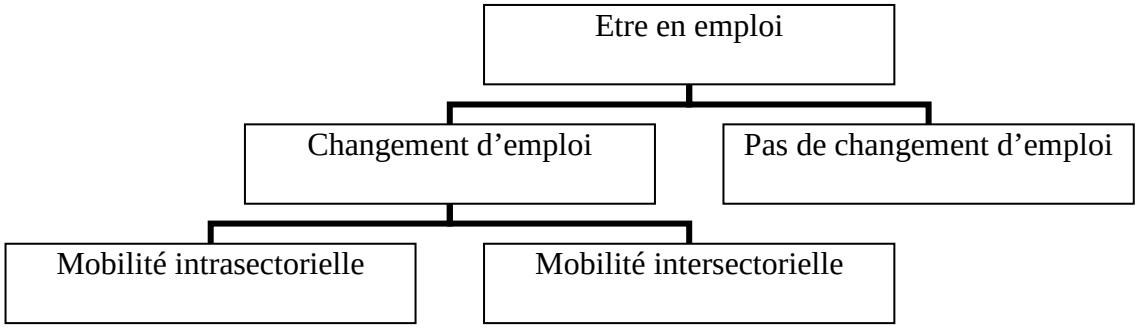
[119] Depuis 1999, il existe une base de données appelée « Disque pour l'analyse économique » (DIANE) qui recense les entreprises appartenant à des groupes d'une façon plus large. Par exemple, LIFI contient environ 10 000 groupes et DIANE, en 1999, contient 30 000 groupes (qui sont essentiellement des petits groupes).

choisissons pas de mettre en avant la dimension groupe dans l'analyse des mobilités des salariés. Delarre et Duhautois (2004) se concentrent sur l'étude du rôle des groupes dans la mobilité en utilisant des données extrêmement proches de celles mobilisées dans ce travail. Pour les groupes privés, l'enquête LIFI existe depuis 1979 et pour les groupes publics, depuis 1984. C'est une enquête annuelle dans laquelle chaque observation décrit un lien entre deux sociétés, l'une dite « société amont » (celle qui détient) et l'autre dite « société aval » (celle qui est détenue). Toutes les sociétés interrogées dans cette enquête remplissent une des trois conditions suivantes : posséder un portefeuille de titres de participation supérieur à 1 200 K€, réaliser un chiffres d'affaires supérieur à 30 000 K€ ou disposer d'un effectif salarié supérieur à 500 personnes. Toutes les entreprises qui correspondent à l'un de ces trois critères sont interrogées en tant que « sociétés amont » sur leurs portefeuilles de titres de participation. Si elles déclarent posséder des parts d'une « société aval » qui, par ailleurs, remplirait l'une des trois conditions d'entrées dans la base, alors cette société serait à son tour interrogée en tant que « société amont » (si elle n'a pas déjà été interrogée). Ainsi, des « sociétés aval » qui ne remplissent aucune des trois conditions mentionnées ne sont pas interrogées en tant que « sociétés amont » (mais restent dans le fichier). Dans l'enquête LIFI, plusieurs variables décrivent le lien financier entre la « société amont » et la « société aval »[120]. Dans ce chapitre, afin de reconstituer les groupes, nous utilisons la part de capital détenu (déclaré par la « société amont »).

Finalement, nous apparions le panel DADS aux fichiers BRN. Ces fichiers nous procurent des informations sur les entreprises auxquelles appartient les individus (effectifs, valeur ajoutée, localisation géographique, etc.) Cette source de données a été présentée plus en détail dans le chapitre II de la thèse (pour une description complète de cette source, voir également Abowd, Kramarz et Margolis, 1999). Elle est d'une extrême importance car elle nous permet de construire le reste des variables décrivant les « réseaux d'entreprises ».

[120] Plus précisément, cinq variables décrivent le lien financier entre la « société amont » et la « société aval » : la part de voix détenues en assemblée générale ordinaire par la déclaration de la « société aval », la part de voix détenues en assemblée générale ordinaire par la déclaration de la « société amont », la part de capital détenu par la déclaration de la « société amont », la valeur nette de la participation et le taux de contrôle apparent (égal à la part de voix déclarée par la mère, sinon celle déclarée par la fille). Ces notions renvoient pour la plupart, au droit commercial français.

Graphique 6.1 : Le diagramme de la mobilité



Dans l'annexe 6.1, nous présentons de manière très détaillée le processus à travers lequel nous obtenons nos échantillons finaux. Pour résumer, nous travaillons avec deux fichiers : un fichier appelé « emploi » qui correspond à tous les épisodes des individus (de mobilité et de « non mobilité »)[121] et un autre fichier appelé « mobilité » (qui correspond uniquement aux épisodes de mobilité)[122]. Les épisodes de mobilité qui ont lieu dans des entreprises qui connaissent un processus de fusion-acquisition, ne sont pas retenus à la fin de l'appariement. Cette condition d'appariement est liée au fait qu'il est pratiquement impossible d'identifier si ces épisodes entraînent réellement une mobilité ou au contraire, entraînent un simple changement d'identifiant de l'entreprise. Ainsi, nous émettons l'hypothèse suivante : *les processus de fusion-acquisition (ou les restructurations en général) n'entraînent pas des épisodes de mobilité au moment de la fusion-acquisition, ou généralement parlant, de la restructuration de l'entreprise*. Cependant, tous les épisodes de mobilité à partir de l'entreprise qui « achète » sont pris en compte.

Nous retenons uniquement dans l'étude les individus qui sont en emploi sur la période d'analyse. En appariant les trois sources de données, nous obtenons un fichier « emploi » de plus de 4 millions d'observations qui couvre la période 1991-1999 et un fichier « mobilité » de plus de 1 million d'observations et qui couvre également la période 1991-1999. Le graphique 6.1 décrit la structure des données.

Pour chaque individu, en fonction des caractéristiques des entreprises qui sont impliquées dans le processus de mobilité entre deux emplois, nous construisons deux catégories de variables. Dans un premier temps, nous avons des variables qui sont disponibles pour tous les individus qu'ils soient impliqués dans un épisode de mobilité ou non (section

[121] Le fichier « emploi » est une base unique qui couvre la période 1991-1999, ayant pour unité statistique la période d'emploi individuelle (« jobspell » dans Abowd, Finer, Kramarz et Roux, 1997).
[122] Ce fichier contient l'ensemble des événements de mobilité entre périodes d'emploi.

2.1). Dans un deuxième temps, nous construisons des variables qui sont disponibles uniquement pour les salariés impliqués dans le processus de mobilité (section 2.2).

2.1 – Les variables du fichier « emploi »

Un des points originaux de ce chapitre est que, pour étudier les transitions entre deux emplois, nous prenons en compte des indicateurs correspondant aux entreprises d'origine et de destination qui sont impliquées lors de chaque mobilité. Ces variables peuvent être séparées en deux catégories : des variables correspondant aux caractéristiques de l'entreprise dans laquelle l'individu travaille (ou plus précisément, si l'individu est mobile, de l'entreprise d'origine) et des variables correspondant aux caractéristiques de l'entreprise d'origine et de l'entreprise de destination en même temps.

Dans cette sous-section, nous décrivons les variables associées à l'entreprise dans laquelle le salarié travaille. Ces variables peuvent être construites pour tous les individus, indépendamment du fait si l'individu est mobile ou non. La présentation de ces variables se fait en deux temps. Nous décrivons d'une part, les variables caractérisant l'individu et d'autre part, les caractéristiques de l'entreprise dans laquelle l'individu travaille (ou de l'entreprise d'origine, s'il y a mobilité).

Parmi les caractéristiques individuelles, nos données nous permettent la prise en compte du sexe, de l'âge, de la qualification, du nombre de jours de non-emploi (entre deux emplois), du nombre de mobilités passées, ainsi que du type d'emploi en fonction de son temps de travail. Nous construisons d'abord la variable *homme*. Ensuite, en ce qui concerne l'âge, nous construisons trois variables correspondant à trois catégories de classe d'âge : *age30* est une variable binaire indiquant si le salarié a moins de 30 ans ; *age30-49* (le salarié a entre 30 et 49 ans) ; et *age50* (le salarié a au moins 50 ans). Nous décidons d'utiliser ces trois catégories de classes d'âge uniquement lors des statistiques descriptives (sections 4.1 et 4.2). En revanche, dans la démarche économétrique, nous introduisons uniquement la catégorie la plus « active » d'individus sur le marché du travail (les 30-49 ans). Nous construisons également trois variables exprimant la qualification des salariés : *nonqual* est une variable binaire est égale à 1 si le salarié est un ouvrier ou un employé non qualifié ; *qual* est une variable binaire égale à 1 si le salarié est un ouvrier ou un employé qualifié et *TIM* qui est une variable binaire indiquant si le salarié est un technicien, ingénieur ou cadre dirigeant (les autres salariés qualifiés). Nous mesurons le salaire à l'aide d'une variable continue appelée

s*alaire,* qui est déflatée. Afin de caractériser les périodes de non emploi, nous construisons six variables binaires : *Moins1* est une variable binaire qui indique si le salarié passe moins d'un jour en non-emploi ; *Jours1-30* si le salarié passe entre 1 et 30 jours en non-emploi ; *Jours31-90* si le salarié passe entre 31 et 90 jours en non-emploi ; *Jours91-180* si le salarié passe entre 91 et 180 jours en non-emploi ; *Jours181-360* si le salarié passe entre 181 et 360 jours en non emploi ; et *Jours361* si le salarié passe plus de 361 jours en non-emploi. La variable *nbmob* représente le nombre de mobilités passées et est calculée pour chaque épisode de mobilité. Par exemple, si un individu est mobile en 1995, la variable *nbmob* est calculée comme étant la somme de toutes les mobilités de cet individu entre 1991 et 1995 (pour 1995, avant bien sûr, la mobilité considérée). Pour finir, la variable *tempsplein* est une variable binaire qui indique si le salarié travaille à temps plein.

Parmi les caractéristiques de la dernière entreprise dans laquelle le salarié travaille (ou de l'entreprise d'origine quand il y a mobilité), nous retenons les variables suivantes : la taille, le secteur d'activité, l'appartenance à un groupe financier, la situation en termes de santé économique et la localisation géographique. D'abord, nous construisons 35 indicatrices sectorielles. Elles correspondent aux principaux 35 secteurs d'activité français agrégés au niveau NES36. Elles indiquent la principale activité de l'entreprise dans laquelle le salarié travaille (ou encore, de l'entreprise d'origine à partir de laquelle le salarié change d'emploi). Nous travaillons avec 35 secteurs car, le panel DADS ne couvre pas les entreprises de l'agriculture ou de la sylviculture. Ensuite, la taille est prise en compte en introduisant trois indicatrices : *taille20* qui est une variable binaire indiquant si l'effectif salarié de l'entreprise dans laquelle le salarié travaille (ou de l'entreprise d'origine) est de moins 20 salariés ; *taille20-499* si l'effectif de l'entreprise dans laquelle le salarié travaille (ou de l'entreprise d'origine) est de 20 à 499 salariés ; et *taille500* si l'effectif de l'entreprise dans laquelle le salarié travaille (ou de l'entreprise d'origine) est d'au moins 500 salariés. Une variable particulièrement intéressante est la variable *groupe* qui indique si l'entreprise dans laquelle le salarié travaille (ou l'entreprise d'origine) appartient à un groupe financier. Il est également très important de prendre en compte la situation économique de l'entreprise dans laquelle le salarié travaille ou de l'entreprise d'origine. Pour cela, nous retenons deux variables. *tx_va_haut* est une variable binaire qui indique si l'entreprise dans laquelle le salarié travaille (ou de l'entreprise d'origine) connaît une variation de la valeur ajoutée supérieure au troisième quartile de la distribution (Q3). *tx_va_bas* est une variable binaire qui indique si l'entreprise dans laquelle le salarié travaille (ou l'entreprise d'origine) connaît une variation de la valeur ajoutée inférieure au premier quartile de la distribution (Q1). Les quartiles de la

distribution sont calculés séparément pour chaque secteur d'activité. Finalement, nous construisons l'indicatrice *Idf* qui est une variable binaire indiquant si l'entreprise dans laquelle le salarié travaille (ou l'entreprise d'origine) est localisée dans la région Ile-de-France.

2.2 – Les variables du fichier « mobilité »

Les variables présentées dans cette sous-section sont calculées uniquement pour les salariés mobiles pendant l'année. Comme ils changent d'emploi entre deux entreprises, nous pouvons faire appel aux caractéristiques de l'entreprise d'origine et de l'entreprise de destination. Encore une fois, les variables que nous construisons peuvent être séparées en deux catégories : des variables liées aux caractéristiques individuelles et des variables liées aux entreprises entre lesquelles a lieu la mobilité.

Parmi les caractéristiques individuelles, nous construisons une indicatrice (*mqual)* qui est égale à 1 si le salarié change d'emploi entre deux entreprises, tout en gardant la même catégorie de qualification. Par exemple, un salarié change d'emploi au cours d'une année et dans les deux entreprises, il travaille en tant qu'ouvrier non qualifié. Du point de vue du changement salarial, nous construisons deux variables : une variable binaire *sal+* qui est égale à 1 si le salarié change d'emploi entre deux entreprises en enregistrant une augmentation salariale supérieure à 20% et une variable binaire *sal-* qui est égale à 1 si le salarié change d'emploi entre deux entreprises en enregistrant une baisse de salaire inférieure à -20%. Nous introduisons également deux indicatrices faisant référence au type d'emploi exercé par le salarié : *mtemps* est une variable binaire égale à 1 si le salarié est mobile entre deux emplois de même type en termes du temps de travail (soit les deux emplois sont à temps plein, soit ils sont à temps partiel) ; *mtempsplein* est une variable binaire qui est égale à 1 si le salarié est mobile entre deux emplois à temps plein.

Parmi les variables décrivant les caractéristiques des entreprises entre lesquelles se réalise la mobilité, nous construisons les variables de « réseaux d'entreprises» (des variables de « réseau » sectoriel, de taille, d'appartenance à un groupe, de localisation géographique et de santé économique). La variable de « réseau sectoriel » *intra* est une variable égale à 1 si le salarié change d'emploi entre deux entreprises qui appartiennent au même secteur d'activité (en référence à la classification NES36). La variable *intra* représente la variable principale

expliquée lors de la stratégie économétrique. Autrement dit, c'est le « réseau d'entreprises » qu'on a choisi de mettre en avant dans ce chapitre. Par rapport à l'appartenance aux groupes des deux entreprises impliquées dans le processus de mobilité, nous construisons cinq variables binaires : *indep* vaut 1 si le salarié change d'emploi entre deux entreprises indépendantes [123] ; *indepd* vaut 1 si le salarié change d'emploi entre une entreprise indépendante et une entreprise appartenant à un groupe financier ; *indepf* vaut 1 si le salarié change d'emploi entre une entreprise appartenant à un groupe financier et une entreprise indépendante ; *mmg* est une variable binaire indiquant si le salarié change d'emploi entre deux entreprises appartenant à deux groupes financiers différents et *m_grp* est une variable binaire égale à 1 si le salarié change d'emploi entre deux entreprises appartenant au même groupe financier. Nous construisons deux variables de « réseau géographique » : *mdep* est une variable binaire égale à 1 si le salarié change d'emploi entre deux entreprises du même département français et *midf* est une variable binaire qui est égale à 1 si le salarié change d'emploi entre deux entreprises qui appartiennent au même département de la région Ile-de-France. Le « réseau de taille d'entreprise» est appréhendé avec une variable binaire (*mtaille)* valant 1 si le salarié est mobile entre deux emplois appartenant à deux entreprises qui ont des effectifs dans la même classe de taille. Par exemple, un salarié est mobile à l'intérieur d'un « réseau de taille d'entreprises », s'il change son emploi entre deux structures de plus de 500 salariés. Concernant la santé économique des entreprises, nous introduisons quatre variables binaires, dont deux d'entre-elles sont des variables qui caractérisent des « réseaux de santé économique d'entreprises». La variable *q3q3* est une variable binaire qui est égale à 1 si le salarié change d'emploi entre deux entreprises qui ont des taux de variation de la valeur ajoutée supérieures au troisième quartile. *q3q1* est une variable binaire qui est égale à 1 si le salarié change d'emploi entre une entreprise avec un taux de la valeur ajoutée supérieure au troisième quartile et une entreprise qui a une santé plus précaire avec un taux de variation de la valeur ajoutée inférieur au premier quartile. La variable *q1q3* est une variable binaire égale à 1 si le salarié change d'emploi entre une entreprise avec un taux de la valeur ajoutée inférieur au premier quartile et une entreprise avec un taux de variation de la valeur ajoutée supérieur au troisième quartile. Finalement, *q1q1* est une variable binaire égale à 1 si le salarié change d'emploi entre deux entreprises qui ont des taux de variation inférieurs au premier quartile. Selon notre définition, les variables *q3q3* et *q1q1* sont des variables qui décrivent potentiellement des « réseaux d'entreprises de santé économique».

[123] Par entreprise indépendante, nous entendons une entreprise qui n'appartient pas à un groupe financier.

Section 3 – La démarche empirique

3.1 – Les différentes étapes de l'analyse

Dans le cadre de ce chapitre, afin d'appréhender les transitions entre deux emplois, tout en tenant compte de la place occupée par les caractéristiques des entreprises impliquées dans la mobilité (avec la prise en compte de la dimension « réseau d'entreprises »), nous mettons en place une démarche en deux temps. La succession des étapes de la démarche empirique suit une logique en entonnoir.

Dans un premier temps, nous mobilisons des techniques de statistiques descriptives avec un double objectif (sections 4.1 et 4.2). D'un côté, nous souhaitons décrire la mobilité des salariés généralement parlant et de la mettre en lien avec les différents « réseaux d'entreprises » présentés dans la section précédente. L'objectif additionnel est de calculer des taux de mobilité à l'intérieur de ces « réseaux d'entreprises» (section 4.1). D'un autre côté, nous nous focalisons sur la mobilité à l'intérieur du même secteur d'activité et nous présentons les distributions des caractéristiques individuelles et d'entreprises. Ainsi, nous souhaitons analyser d'une manière descriptive, la façon dont les variables de « réseaux d'entreprises » affectent la mobilité au sein du même secteur d'activité (section 4.2).

Dans un second temps, nous étudions à l'aide de techniques économétriques (un raisonnement de type « toutes choses égales par ailleurs »), les déterminants de la mobilité intrasectorielle et plus particulièrement, comment les autres « réseaux d'entreprises » retenus dans ce travail affectent la probabilité de changer d'emploi au sein du même secteur d'activité (section 4.3). La section 4.2 est une prémisse de la section 4.3.

Nous présentons ici uniquement la stratégie économétrique retenue. Cela ne veut pas dire que les statistiques descriptives calculées dans les sections 4.1 et 4.2 ont moins d'importance. Elles ont un pouvoir informatif extrêmement fort car, il y a que très peu de travaux français qui s'intéressent aux transitions entre deux emplois et qui tiennent compte des caractéristiques des entreprises d'origine et de destination dans l'étude de la mobilité. D'ailleurs, ce manque de cadrage chiffré de la mobilité, nous conduit, lors des sections 4.1 et

4.2, à garder le plus d'observations possibles et donc de travailler sur des fichiers de taille importante. Bien sûr, la taille des fichiers mobilisés change en fonction des variables d'entreprise mises en avant. En revanche, dans la section 4.3, en rapport avec la méthodologie économétrique retenue, le choix des fichiers suit une logique inversée : nous souhaitons travailler sur des fichiers de plus petite taille. Cette démarche est propre à l'économétrie quand on souhaite tester la robustesse des liens entre des variables : plus on a de l'information (un nombre élevé d'observations), plus les chances de trouver des liens significatifs entre des phénomènes sont importantes.

3.2 – Le modèle probit bivarié avec sélection

Dans ce chapitre, nous analysons économétriquement les déterminants de la mobilité intrasectorielle au niveau annuel. Autrement dit, nous analysons comment la mobilité au sein du même secteur d'activité s'effectue du point de vue des caractéristiques des salariés et des caractéristiques des entreprises impliquées dans cette transition professionnelle (entreprise d'origine et entreprise de destination). Cette analyse est menée à partir du fichier « mobilité » qui est un fichier contenant l'ensemble des événements de mobilité entre périodes d'emploi pour une population de salariés (voir annexe 6.1 pour la création du fichier « mobilité »). Pour analyser la mobilité intrasectorielle, il faut d'abord que les salariés aient changé d'emploi au niveau de l'année. Par conséquent, on ne peut pas étudier la mobilité au sein du même secteur pour les individus qui gardent leur emploi sur l'année. Estimer directement la probabilité d'avoir changé d'emploi au sein du même secteur d'activité à l'aide d'un modèle simple de type probit ou logit est très sûrement biaisé. De manière très probable, il existe certaines caractéristiques qui affectent le fait de garder le même emploi sur l'année ou non – être immobile – et qui influencent simultanément le fait de changer d'emploi à l'intérieur du même secteur d'activité. Par exemple, des événements familiaux qui ne sont pas observés peuvent remplir cette condition, comme le fait de se marier avec une personne qui habite une autre région. Cette dernière situation pourrait conduire au choix de quitter son travail afin de s'installer dans une autre région et ainsi l'individu aura plus de chances de chercher un nouveau travail dans le même secteur d'activité que celui qu'il a quitté. En économétrie, ce type de problème s'appelle biais de sélection. C'est de la sélection car, la variable de mobilité intrasectorielle existe uniquement pour les salariés mobiles pendant l'année. Cette logique

représente la motivation principale de l'apparition des modèles de type probit bivarié avec sélection que nous appliquons dans ce chapitre. Ce modèle est initialement développé par Van De Ven et Van Praag (1981)[124]. Il est similaire au modèle de type Heckman avec sélection, avec la différence majeure qu'il est appliqué pour des variables de type binaire (changer d'emploi ou non au sein du même secteur d'activité).

Soient $mobile$ et $intra$ deux variables binaires : la première indique si le salarié change d'emploi (de manière subie ou choisie) durant une année et la seconde variable indique si le salarié change d'emploi à l'intérieur du même secteur d'activité selon la classification NES36. La variable $intra$ est observée uniquement si $mobile = 1$.

Nous pouvons définir un système avec deux équations. La première équation décrit la probabilité de sélection : la probabilité qu'un salarié change d'emploi à l'intérieur de l'année (de manière subie ou choisie). Cette équation peut s'écrire de la manière suivante :

$$mobile = 1\left[mobile^{*} > 0\right] = 1\left[\eta + \delta' Z + \varepsilon_1 > 0\right] \qquad (6.1)$$

où 1[.] est une fonction indicatrice, Z est le vecteur des variables explicatives et ε_1 le terme d'erreur avec $\varepsilon_1 \sim \mathbb{N}(0,1)$. Le vecteur Z peut se décomposer en trois blocs : Z_1 pour les caractéristiques de l'individu, le vecteur Z_2 pour les caractéristiques de l'entreprise dans laquelle le salarié travaille et Z_3 pour la variable d'exclusion. Les variables de contrôle de Z sont décrites plus en détail dans la section 2.1. Nous introduisons les caractéristiques individuelles suivantes (Z_1) : le sexe, l'âge, la qualification, le salaire et le temps de travail du salarié. Le vecteur Z_2 contient le secteur d'activité, la taille, l'appartenance à un groupe financier et la santé économique de l'entreprise dans laquelle le salarié travaille. Quant à Z_3, il continent la variable *nbmob*. L'équation de sélection nécessite d'avoir au moins une variable supplémentaire qui n'apparaît pas dans l'équation de mobilité intrasectorielle. Ainsi, cette variable joue le rôle de variable d'exclusion, c'est-à-dire elle doit expliquer la probabilité pour un salarié d'être mobile à l'intérieur de l'année mais en revanche, elle ne doit pas être corrélée avec le terme d'erreur de l'équation de mobilité intrasectorielle. Cette variable est introduite afin d'assurer la bonne identification de notre modèle dans le sens qu'on contrôle bien la sélection associée à la mobilité des salariés.

[124] Les estimations sont obtenues en utilisant le module *heckprob* de Stata.

Si $mobile = 1$, les salariés sont confrontés à un deuxième choix binaire ($intra$). Par conséquent, la deuxième équation se définit uniquement si $mobile = 1$ et décrit la probabilité d'apparition de la variable de résultat d'intérêt (changer d'emploi entre deux entreprises qui appartiennent au même secteur d'activité). Elle peut se formaliser de la manière suivante :

$$intra = 1\left[intra^{*} > 0\right] = 1\left[\mu + \beta' X + \varepsilon_2 > 0\right] \qquad (6.2)$$

où 1[.] représente la fonction indicatrice, X le vecteur de variables explicatives et ε_2 le terme d'erreur avec $\varepsilon_2 \sim \mathbb{N}(0,1)$. Dans le vecteur X, il y a quatre blocs de variables : X_1 pour les caractéristiques individuelles, X_2 pour les caractéristiques de l'entreprise dans laquelle le salarié travaille, X_3 pour les caractéristiques de l'individu en termes de changement d'emploi et X_4 pour les caractéristiques des entreprises impliquées dans le processus de mobilité. Ainsi, X_1 contient exactement les mêmes variables que Z_1 (sexe, âge, qualification, salaire et type d'emploi - temps plein ou temps partiel -). X_2 contient également exactement les mêmes variables que dans Z_2 qui caractérisent l'entreprise dans laquelle le salarié travaille (secteur d'activité, taille, appartenance à un groupe et état de santé économique). Quant aux variables des vecteurs X_3 et X_4, elles sont décrites de manière détaillée dans la section 2.2. Plus précisément, X_3 contient les variables de changement en termes de qualification, de salaire ou de temps de travail (*mqual, sal+, sal-, mtemps* et *mtempsplein)* et X_4 contient les variables de changement d'emploi en termes d'appartenance à un groupe, de classe de taille, de localisation géographique et de niveau de santé économique (*indep, indepd, indepf, mmg, m_grp ,mdep, midf, mtaille, q3q3, q3q1, q1q3* et *q1q1).* Les variables des vecteurs X_3 et X_4 ont une place particulièrement importante dans notre analyse car elles nous permettent d'appréhender les « réseaux » et encore plus fortement X_4 qui contrôle les « réseaux d'entreprises».

Soit ρ la corrélation entre les résidus des deux équations : $corr(\varepsilon_1, \varepsilon_2) = \rho$. Cette modélisation consiste à estimer les paramètres δ, β et ρ par maximum de vraisemblance. La contribution à la vraisemblance de la *i*ème unité de l'échantillon peut s'écrire de la manière suivante :

$$L_i(\delta,\beta,\rho)=\left\{\int_{-\delta' z}^{+\infty}\int_{-\infty}^{-\beta' x}\phi_2(\varepsilon_{1i},\varepsilon_{2i};\rho)d\varepsilon_{2i}d\varepsilon_{1i}\right\}^{mobile_i(1-intra_i)}$$
$$*\left\{\int_{-\delta' z}^{+\infty}\int_{-\beta' x}^{+\infty}\phi_2(\varepsilon_{1i},\varepsilon_{2i};\rho)d\varepsilon_{2i}d\varepsilon_{1i}\right\}^{mobile_i intra_i} \qquad (6.3)$$
$$*\left\{\int_{-\infty}^{-\delta' z}\int_{-\infty}^{+\infty}\phi_2(\varepsilon_{1i},\varepsilon_{2i};\rho)d\varepsilon_{2i}d\varepsilon_{1i}\right\}^{1-mobile_i}$$

où ϕ_2 représente la fonction de répartition de la loi normale bivariée avec le coefficient ρ. Si $\rho \neq 0$, alors estimer uniquement l'équation 6.2 conduirait à des résultats biaisés[125].

Les résultats obtenus suite à la mise en place de cette stratégie sont présentés dans la section 4.3. Nous allons également expliquer d'une façon plus détaillée le choix de cette stratégie, ses limites ainsi que les stratégies alternatives.

Section 4 – Les résultats

Dans cette section, on tentera de répondre aux questions suivantes : quelle est l'ampleur de la mobilité des salariés au sein des différents « réseaux » ? Les mobilités intrasectorielles sont-elles concentrées dans la même région, au sein du même groupe financier ou concernent-elles des entreprises proches en termes de taille ou en termes de santé économique ? Les résultats sont présentés en trois temps. Premièrement, dans la section 4.1, nous présentons les statistiques générales concernant les mobilités entre deux emplois, tout en tenant compte de la dimension « réseaux d'entreprises » : réseaux sectoriel, de localisation géographique, de santé économique ou d'appartenance à un groupe. Dans la section 4.1, nous calculons également des taux de mobilité. Deuxièmement, après ces chiffres de cadrage, on se concentre sur les facteurs susceptibles d'influencer la mobilité intrasectorielle (section 4.2). Nous présentons, avec des statistiques descriptives, la manière dont les caractéristiques individuelles et les caractéristiques d'entreprises affectent la mobilité entre deux emplois du même secteur d'activité. Finalement, dans la section 4.3, nous décrivons les résultats du

[125] Si $\rho = 0$, alors la somme des log-vraisemblances du modèle de sélection et du modèle de mobilité intrasectorielle est égal à la log-vraisemblance du probit bivarié avec sélection.

modèle probit bivarié avec sélection qui analyse comment les différents « réseaux d'entreprises » influencent la mobilité intrasectorielle avec une logique de type « toutes choses égales par ailleurs ».

4.1 – Les « réseaux d'entreprises» et les taux de mobilité

La majorité des tableaux présentés dans cette section ont la structure du tableau 6.1. Dans ce tableau, nous décrivons les résultats pour plusieurs types de mobilités en prenant en compte les « réseaux d'entreprises » (secteur, taille, appartenance à un groupe, région). Nous tenons également compte du changement d'emploi en termes de qualification. La première colonne indique le nombre d'individus qui sont susceptibles d'être mobiles chaque année (c'est un nombre pondéré cf. Infra). La deuxième colonne indique le nombre d'épisodes de mobilité à l'intérieur de l'année, indépendamment de leur statut vis-à-vis de l'emploi au début de l'année. Finalement, la dernière colonne donne une mesure de la mobilité (le taux de mobilité) : plus précisément, ce taux se calcule comme le ratio de la deuxième colonne sur la première. Il est très difficile de mesurer de manière exacte le taux de mobilité. En effet, comme on se concentre uniquement sur la mobilité entre deux emplois, nous avons besoin d'une mesure précise du nombre d'individus en emploi. Pour la calculer, nous décidons d'utiliser une moyenne pondérée du nombre de jours en emploi de l'individu sur l'année. Choisir la mesure du stock de salariés qui sont susceptibles d'être mobiles n'est pas trivial. Pour l'ensemble des salariés, le nombre total d'individus en emploi (pondéré par le nombre de jours en emploi) est de 4 986 356 (sans pondération, au 1er janvier, l'effectif cumulé est égal à 5 302 324).

Les résultats du tableau 6.1 mettent en évidence que le taux de mobilité annuel moyen est de 32,6% (chaque individu peut avoir deux ou trois épisodes de mobilité, ou au contraire, il peut n'avoir aucun épisode de mobilité). Si on se positionne du point de vue de l'appartenance à un groupe financier de l'entreprise dans laquelle le salarié travaille, le taux de mobilité pour les salariés qui « bougent » à partir d'une entreprise indépendante est très proche de celui des salariés qui commencent leur mobilité à partir d'une entreprise qui appartient à un groupe financier. Conditionnellement au fait de travailler dans une entreprise indépendante, si la mobilité est aléatoire, les salariés devraient aller dans une entreprise indépendante avec une probabilité égale à 3 151 886 /4 986 356 =0,632. Toutefois, parmi tous

les épisodes de mobilité à partir d'entreprises indépendantes, 77% finissent dans des entreprises indépendantes (804 623/1 051 142=0,765). Par conséquent, les mouvements ne sont pas indépendants de l'entreprise d'origine.

Tableau 6.1 : Les mobilités des salariés en fonction des « réseaux d'entreprises »

		Effectif cumulé au 1er janvier (pondéré sur l'année)	Salariés mobiles	Taux de mobilité
Total		4986356	1628002	32,6
En fonction de				
Groupe financier	D'une E. indépendante	3151886	1051142	33,3
	Entre deux E. indépendantes		804623	
	D'une E. appartenant à un groupe financier	1834470	576860	31,4
	D'un groupe vers un autre groupe		290825	
	Dans le même groupe financier		44975	
Secteur d'activité	D'une E de l'industrie ou de la construction	1667602	344424	20,7
	D'une E. du tertiaire	3312893	1281628	38,7
	Dans le même secteur d'activité (NES700)		500154	
	Dans le même secteur d'activité (NES36)		694005	
	Dans le même secteur (industrie/tertiaire)		1312986	
Région	D'une E. d'Ile-de-France	1579471	453404	28,7
	D'une E. de province	3406885	1174598	34,5
	Dans le même département			
	dont : province		852025	
	dont : Ile-de-France		206984	
Taille	D'une E. avec moins de 20 salariés	986060	331854	33,7
	Entre deux E. avec moins de 20 salariés		130329	
	D'une E. ayant entre 20 et 499 salariés	1458015	430789	29,5
	Entre deux E. ayant entre 20 et 499 salariés		177759	
	D'une E. avec au moins 500 salariés	1349393	457116	33,9
	Entre deux E. avec au moins 500 salariés		227371	
Qualification	Ouvrier ou employé non qualifié	1141174	535036	46,9
	Ouvrier ou employé qualifié	2001576	577341	28,8
	Technicien, ingénieur ou cadre dirigeant	1684354	404299	24,0

Source : DADS, LIFI et BRN. Période : 1991-1999. Note de lecture : E. signifie entreprise(s)

D'une manière similaire, pour les salariés qui changent d'emploi à partir d'une entreprise appartenant à un groupe financier, plus de 50% d'entre eux ((290 825+44975)/576 860=0,582) finissent la mobilité à l'intérieur d'un groupe financier ; ce qui est une part beaucoup plus importante que les 37% que représente leur part dans la population totale (1 834 470/4 986 356=0,368). Ainsi, nous montrons que les salariés qui travaillent dans des entreprises indépendantes (resp. dans des entreprises appartenant à un groupe financier), ont plus de chances de changer d'emploi dans une entreprise indépendante

(resp. dans une entreprise appartenant à un groupe financier). De plus, une part non négligeable de salariés (13,4%=44 975/(44 975+290 825)) change d'emploi au sein du même groupe financier. Cela montre clairement que pour les salariés embauchés dans une entreprise appartenant à un groupe financier, les relations financières du groupe représentent une ressource puissante pour la mobilité des salariés (le groupe en tant que marché interne).

Si on se concentre maintenant sur les secteurs d'activité, d'une manière peu surprenante, il apparaît que le taux de mobilité est plus élevé lorsqu'on quitte une entreprise du tertiaire (approximativement 40%). Tous nos résultats montrent que les salariés ont une tendance très forte de rester dans le même secteur d'activité lorsqu'ils changent d'emploi, même quand on utilise la mesure la plus fine du secteur d'activité (c'est-à-dire 700 secteurs selon la classification NES700). 31% des salariés qui changent d'emploi, le font dans le même secteur d'activité selon la classification NES700 (500 154/1 628 002=0,307). Pour le niveau d'agrégation sectorielle retenu lors de la stratégie économétrique (NES36), cette part est encore plus élevée : nous mettons en évidence que 43% des individus qui sont mobiles, changent l'emploi entre deux entreprises qui appartient au même secteur d'activité (694 005/1 628 002=0,426). Ce pourcentage extrêmement élevé montre que pour les salariés embauchés dans une entreprise appartenant à un secteur d'activité donné, les relations entre les entreprises à l'intérieur du secteur d'activité représentent une ressource extrêmement puissante pour la mobilité du salarié (l'idée de marché professionnel). Ce résultat important nous incite à nous concentrer sur ce type de mobilité (la mobilité intrasectorielle) lors de la stratégie économétrique.

La localisation géographique des entreprises apporte des résultats similaires : il semble que les salariés ont tendance à changer d'emploi beaucoup plus souvent en province (un taux de mobilité de 35%) par rapport à la région Ile-de-France (un taux de mobilité de 29%). En outre, si on se concentre sur des entités géographiques plus fines (les départements), les résultats montrent que la mobilité a lieu à ce niveau fin. 65% des individus qui sont mobiles changent d'emploi entre deux entreprises qui appartiennent au même département ((852 025+206 984)/1 628 002=0,650). De plus, parmi les individus mobiles entre deux emplois dans le même département, 80% d'entre eux changent d'emploi dans un département de province (852 025/(852 025+206 984)=0,804). Les ressources liées aux départements dans lesquels les entreprises se trouvent peuvent prendre plusieurs formes. Au niveau départemental, il peut y avoir des zones économiques qui facilitent la mobilité. De plus, quand l'individu change d'emploi de manière voulue ou subie, il peut être attaché à son lieu de

résidence – mesuré avec le département - (achat d'un logement ou tout simplement un sentiment d'attachement à un lieu).

Le tableau 6.1 met en évidence un rôle plus faible pour les « réseaux de taille ». Avec les techniques de statistique descriptive, la classe de taille de l'entreprise n'apparaît pas comme jouant un rôle important dans le processus de mobilité des salariés. Le plus faible taux de mobilité est mis en évidence pour les salariés qui commencent leur mobilité à partir d'une entreprise entre 20 et 499 salariés (approximativement 30%). Pour les deux autres catégories de taille d'entreprise, les taux de mobilité sont identiques (34%). Cependant, 33% des mobilités des salariés ont lieu entre deux entreprises de même taille, ce qui n'est pas négligeable ((130 329+177 759+227 371)/1 628 002=0,329).

Finalement, dans le tableau 6.1, nous décrivons également une mobilité du point de vue des caractéristiques salariales (la qualification). Toutefois, les niveaux de qualification sont donnés pour les entreprises entre lesquelles le salarié change d'emploi. Il semble que le niveau de qualification joue un rôle important dans la mobilité. Les ouvriers et les employés non qualifiés ont le taux de mobilité le plus élevé (47%) et le taux de mobilité le plus faible est enregistré pour les techniciens, les ingénieurs et les cadres dirigeants (24%). Nous pouvons expliquer cet effet par le fait que les jeunes et les salariés non qualifiés sont principalement concernés par les contrats à durée limitée – CDD et intérim – (voir par exemple, Abowd, Corbel et Kramarz, 1999).

Tableau 6.2 : Les mobilités des salariés en fonction des « réseaux d'entreprises » (par catégories d'âge)

		Moins de 30 ans			De 30 à 49 ans			Au moins 50 ans		
		Effectif cumulé au 1er janvier (pondéré sur l'année)	**Salariés mobiles**	**Taux de mobilité**	**Effectif cumulé au 1er janvier (pondéré sur l'année)**	**Salariés mobiles**	**Taux de mobilité**	**Effectif cumulé au 1er janvier (pondéré sur l'année)**	**Salariés mobiles**	**Taux de mobilité**
Total		1420180	926746	65,3	2806296	608928	21,7	759880	92328	12,2
En fonction de										
Groupe	D'une E. indépendante	954519	592484	62,1	1729318	399533	23,1	468049	59125	12,6
	Entre deux E. indépendantes		497257			284121			42001	
	D'une E. appartenant à un groupe financier	465661	334262	71,8	1076978	209395	19,4	291831	33203	11,4
	D'un groupe vers un autre groupe		163398			109716			17711	
	Dans le même groupe financier		14622			24311			6042	
Secteur	D'une E de l'industrie ou de la construction	387833	163604	42,2	991946	152900	15,4	287824	27920	9,7
	D'une E. du tertiaire	1030891	762089	73,9	1811003	455273	25,1	470999	64266	13,6
	Dans le même secteur d'activité (NES700)		221834			233717			44603	
	Dans le même secteur d'activité (NES36)		327690			310774			55541	
	Dans le même secteur (industrie/tertiaire)		737083			498241			77542	
Région	D'une E. d'Ile-de-France	442704	238749	53,9	880302	182854	20,8	256466	31801	12,4
	D'une E. de province	977477	687997	70,4	1925994	426074	22,1	503414	60527	12,0
	Dans le même département									
	dont : province		484512			320241			47272	
	dont : Ile-de-France		101164			88253			17567	
Taille	D'une E. avec moins de 20 salariés	329055	186903	56,8	515465	126592	24,6	141539	18359	13,0
	Entre deux E. avec moins de 20 salariés		67367			54031			8931	
	D'une E. ayant entre 20 et 499 salariés	415280	233819	56,3	830894	171409	20,6	211840	25561	12,1
	Entre deux E. ayant entre 20 et 499 salariés		83530			80459			13770	
	D'une E. avec au moins 500 salariés	347109	276101	79,5	789853	156805	19,9	212431	24210	11,4
	Entre deux E. avec au moins 500 salariés		126384			86675			14312	
Qualification	Ouvrier ou employé non qualifié	435708	357523	82,1	555847	157028	28,3	149619	20485	13,7
	Ouvrier ou employé qualifié	549406	310937	56,6	1170368	232953	19,9	281802	33451	11,9
	Technicien, ingénieur ou cadre dirigeant	315082	165074	52,4	1047152	202266	19,3	322120	36959	11,5

Source : DADS, LIFI et BRN. Période : 1991-1999. Note de lecture : E. signifie entreprise(s)

Les tableaux suivants sont des variations simples du tableau 6.1 (tableaux 6.2 à 6.8). Ils se concentrent sur différentes caractéristiques susceptibles d'influencer la mobilité entre deux emplois. Le tableau 6.2 analyse le rôle de l'âge dans la mobilité. Nous considérons trois classes d'âge : moins de 30 ans, de 30 à 49 ans et au moins 50 ans. Le principal résultat obtenu avec ces statistiques descriptives est que le taux de mobilité décroît très fortement avec l'âge. Les moins de 30 ans ont un taux de mobilité de 65% et les « seniors » un taux de mobilité de 12%. Ce résultat peut s'expliquer par le fait que les jeunes sont très fortement concernés par les contrats à durée limitée (CDD et intérim). La plupart des résultats importants du tableau 6.1 sont retrouvés, mais en étant amplifiés pour les jeunes et atténués pour les « seniors ».

Le tableau 6.3 prend en compte les périodes de non-emploi. Nous distinguons plusieurs longueurs d'épisodes de non-emploi (entre deux emplois) : pas de période de non-emploi, période de non-emploi de moins de 1 mois, entre 1 et 3 mois, entre 3 et 6 mois, entre 6 et 12 mois et plus de 12 mois. Un premier résultat intéressant montre que 30% des mobilités entre deux emplois se font directement (sans période de non-emploi). En outre, 13% des mobilités ont lieu avec une période de non-emploi de moins de 1 mois, 26% entre 1 et 6 mois de non-emploi et 30% avec au moins 6 mois de non-emploi. Nous pouvons considérer d'une façon assez imprécise que les mobilités sans non-emploi ou celles avec des périodes de non-emploi de moins de 1 mois correspondent surtout à des mobilités choisies. Au contraire, des mobilités avec des périodes de non-emploi supérieures à 6 mois peuvent être vues comme (majoritairement) des mobilités subies ; on peut imaginer que les salariés sont plus fortement licenciés dans de tels cas. Tous les épisodes de mobilité analysés dans ce travail ont lieu entre deux emplois. Pour cette raison, il y a une catégorie de salariés qui ne trouvent pas d'emploi sur la période d'analyse. Certains individus peuvent devenir travailleurs indépendants, fonctionnaires ou ils peuvent même mourir sans que l'événement soit enregistré dans les données. Pour cette raison, nous souhaitons nous concentrer sur les résultats concernant les mouvements complets de mobilité. Des résultats intéressants se dégagent. Les mobilités à l'intérieur du même groupe financier se font majoritairement sans période de non-emploi. Cela est également vérifié pour les épisodes de mobilité au sein du même secteur d'activité (il faut faire attention car tous les mouvements d'un groupe financier ne se font pas dans le même secteur d'activité).

Tableau 6.3 : Les mobilités des salariés en fonction des « réseaux d'entreprises » (en fonction du nombre de mois de non emploi)

		Aucune		Moins de 1		De 1 à 3		De 3 à 6		De 6 à 12		Plus de 12	
		Salariés mobiles	**Part dans les mobiles**	**Salariés mobiles**	**Part dans les mobiles**	**Salariés mobiles**	**Part dans les mobiles**	**Salariés mobiles**	**Part dans les mobiles**	**Salariés mobiles**	**Part dans les mobiles**	**Salariés mobiles**	**Part dans les mobiles**
Total		476236	29,3	215942	13,3	217955	13,4	199020	12,2	236530	14,5	282319	17.3
En fonction de													
Groupe	D'une E. indépendante	280774	26,7	131496	12,5	140100	13,3	132170	12,6	159399	15,2	207203	19.7
	Entre deux E. indépendantes	250728	30,5	118962	14,4	113725	13,8	99628	12,1	116315	14,1	124021	15.1
	D'une E. appartenant à un groupe	195462	33,9	84446	14,6	77855	13,5	66850	11,6	77131	13,4	75116	13.0
	D'un groupe vers un autre groupe	116012	39,9	39608	13,6	37524	12,9	32728	11,3	36619	12,6	28334	9.7
	Dans le même groupe financier	28275	62,9	4335	9,6	4690	10,4	3501	7,8	3862	8,6	312	0.7
Secteur	D'une E de l'ind. ou de la cons.	106345	30,9	42266	12,3	41912	12,2	40680	11,8	49689	14,4	63532	18.4
	D'une E. du tertiaire	369351	28,8	173531	13,5	175847	13,7	158144	12,3	186529	14,6	218226	17.0
	Dans le même secteur (NES700)	227779	45,5	57159	11,4	62701	12,5	54704	10,9	59256	11,8	38555	7.7
	Dans le même secteur (NES36)	280182	40,4	86081	12,4	89695	12,9	78745	11,3	86921	12,5	72381	10.4
	Dans le même secteur (ind./tert.)	406623	31,0	166489	12,7	175145	13,3	160448	12,2	188794	14,4	215367	16.4
Région	D'une E. d'Ile-de-France	150217	33,1	58307	12,9	58840	13,0	52438	11,6	60503	13,3	73099	16.1
	D'une E. de province	326019	27,8	157635	13,4	159115	13,5	146582	12,5	176027	15,0	209220	17.8
	Dans le même département												
	dont : province	252756	29,7	116052	13,6	115662	13,6	105659	12,4	125134	14,7	136762	16.1
	dont : Ile-de-France	79625	38,5	26525	12,8	26506	12,8	23100	11,2	25311	12,2	25917	12.5
Taille	D'une E. avec moins de 20 sal.	77822	23,5	46614	14,0	47548	14,3	44129	13,3	50965	15,4	64776	19.5
	Entre deux E. avec moins de 20 sal.	40754	31,3	19500	15,0	19261	14,8	17054	13,1	18333	14,1	15427	11.8
	D'une E. ayant entre 20 et 499 sal.	129895	30,2	59132	13,7	57731	13,4	51963	12,1	61026	14,2	71042	16.5
	Entre deux E. de 20 à 499 sal.	72774	40,9	23511	13,2	22710	12,8	19763	11,1	22199	12,5	16802	9.5
	D'une E. avec au moins 500 sal.	152404	33,3	69659	15,2	63608	13,9	52797	11,6	60449	13,2	58199	12.7
	Entre deux E. avec au moins 500 sal.	98772	43,4	28832	12,7	30228	13,3	25092	11,0	27602	12,1	16845	7.4
Qualification	Ouvrier ou employé non qualifié	120068	22,4	76975	14,4	79874	14,9	71716	13,4	85394	16,0	101009	18.9
	Ouvrier ou employé qualifié	172487	29,9	82243	14,2	79254	13,7	70625	12,2	80290	13,9	92442	16.0
	Technicien, ingénieur ou cadre dirig.	165582	41,0	44672	11,0	44486	11,0	42511	10,5	50330	12,4	56718	14.0

Source : DADS, LIFI et BRN. Période : 1991-1999. Note de lecture : E. signifie entreprise(s)

Afin de mettre en évidence le fait que l'éducation des salariés est transférable d'un emploi à un autre (concept de marché professionnel), nous trouvons que 41% des épisodes de mobilité des techniciens, des ingénieurs et des cadres dirigeants ont lieu sans période de non-emploi. En revanche, les mobilités à partir des entreprises de petite taille sont associées à des périodes de non-emploi plus longues (19% des épisodes qui commencent avec une entreprise d'origine de moins de 20 salariés, sont suivis par des périodes de non-emploi supérieures à 12 mois). Le même raisonnement est valable pour les ouvriers et les employés non qualifiés.

Tableau 6.4 : Des épisodes de mobilité multiples

Nombre d'épisodes de mobilité			
	1 épisode de mobilité	*2 épisodes de mobilité*	*Au moins 3 épisodes de mobilité*
Total	262 608	315 202	1 169 913
Nombre de salariés impliqués dans la mobilité			
	1 épisode de mobilité	*2 épisodes de mobilité*	*Au moins 3 épisodes de mobilité*
Total	262 608	157 601	257 645

Source : DADS, LIFI et BRN. Période : 1991-1999

Le tableau 6.4 présente la structure des épisodes de mobilité et met également en évidence le nombre de salariés impliqués dans le processus de mobilité. Nous remarquons que deux tiers de tous les épisodes de mobilité sont faits par des salariés à mobilité élevée. Ces salariés très mobiles connaissent en moyenne quatre épisodes de mobilité. Ils représentent 38% de tous les salariés de l'échantillon. 39% des salariés ont connu un seul épisode de mobilité entre deux emplois et approximativement 50% des individus n'ont pas connu d'épisode de mobilité sur la période d'analyse (dans l'échantillon, il y a 1 231 423 salariés dont 677 854 ont au moins un épisode de mobilité entre deux emplois ; voir l'annexe 6.1 pour plus de détails).

Dans le tableau 6.5, nous analysons comment les changements de salaire interviennent dans le processus de mobilité entre deux emplois. Nous faisons une distinction entre les salariés qui connaissent une augmentation de salaire d'au moins 20% entre deux emplois (les colonnes correspondant à >20%) et ceux qui connaissent une diminution de salaire d'au moins -20% entre deux emplois (les colonnes correspondant à <-20%). Dans le tableau 6.5, nous travaillons uniquement avec les salariés qui travaillent à temps plein dans les deux

emplois entre lesquels a eu lieu la mobilité[126]. D'abord, il semble que la distribution est asymétrique : il y a moins de salariés qui perdent au moins -20% de leur salaire quand il y a changement de travail. Une grande partie de ceux qui perdent 20% ou plus de leur salaire lorsqu'ils changent d'emploi, le font sans connaître de période de non-emploi. En revanche, les salariés qui augmentent leurs revenus d'au moins 20% en changeant leur emploi, représentent une partie plus importante. Pour les salariés dont la mobilité se passe d'une entreprise de petite taille vers une autre entreprise de petite taille, ces mouvements salariaux paraissent être plus forts.

[126] Nous corrigeons également la durée de paiement.

Tableau 6.5 : Les mobilités des salariés en fonction des « réseaux d'entreprises » (en fonction des taux de croissance du salaire)

		Salariés mobiles avec changement de salaire >20%	Part dans les mobiles	Dont : ils sont mobiles d'un emploi à un autre	Part des mobiles d'un emploi à un autre	Salariés mobiles avec changement de salaire <-20%	Part dans les mobiles	Dont : ils sont mobiles d'un emploi à un autre	Part des mobiles d'un emploi à un autre
Total		205255	12,6	54551	26,6	158944	9,8	34361	21,6
En fonction de									
Groupe	D'une E. indépendante	137439	13,1	31442	22,9	103772	9,9	20113	19,4
	Entre deux E. indépendantes	108991	13,2	25960	23,8	76661	9,3	18368	24,0
	D'une E. appartenant à un groupe	67816	11,8	23109	34,1	55172	9,6	14248	25,8
	D'un groupe vers un autre groupe	38717	13,3	14873	22,9	22790	7,8	6340	27,8
	Dans le même groupe financier	8531	19,0	4105	48,1	4092	9,1	2571	62,8
Secteur	D'une E de l'ind. ou de la construction	61933	18,0	14972	24,2	45824	13,3	10509	22,9
	D'une E. du tertiaire	143075	11,2	39520	27,6	112944	8,8	23817	21,1
	Dans le même secteur (NES700)	80932	16,2	30279	37,4	41228	8,2	13425	32,6
	Dans le même secteur d'activité (NES36)	108857	15,7	36829	33,8	64901	9,4	18394	28,3
	Dans le même secteur (industrie/tertiaire)	166213	12,7	47311	28,5	120303	9,2	27365	22,7
Région	D'une E. d'Ile-de-France	66584	14,7	19712	29,6	51761	11,4	12049	23,3
	D'une E. de province	138671	11,8	34839	25,1	107183	9,1	22312	20,8
	Dans le même département	127050							
	dont : province	95179	11,2	24345	25,6	71933	8,4	15932	22,1
	dont : Ile-de-France	31871	15,4	10191	32,0	20383	9,8	5561	27,3
Taille	D'une E. avec moins de 20 sal.	41783	12,6	10489	25,1	37590	11,3	6425	17,1
	Entre deux E. avec moins de 20 sal.	25870	19,8	6288	24,3	15624	12,0	3043	19,5
	D'une E. ayant entre 20 et 499 sal.	49273	11,4	16187	32,9	51802	12,0	11514	22,2
	Entre deux E. ayant entre 20 et 499 sal.	31344	17,6	10245	32,7	21318	12,0	5754	27,0
	D'une E. avec au moins 500 sal.	39989	8,7	16833	42,1	38298	8,4	9744	25,4
	Entre deux E. avec au moins 500 sal.	27972	12,3	12783	45,7	14476	6,4	4786	33,1
Qualification	Ouvrier ou employé non qualifié	44863	8,4	9414	21,0	40780	7,6	6667	16,3
	Ouvrier ou employé qualifié	68699	11,9	17548	25,5	58899	10,2	12431	21,1
	Technicien, ingénieur ou cadre dirigeant	63962	15,8	23670	37,0	53690	13,3	14446	26,9

Source : DADS, LIFI et BRN. Période : 1991-1999. Note de lecture : E. signifie entreprise(s). Observation : ce tableau est calculé uniquement pour les salariés qui travaillent à temps plein dans les deux entreprises entre lesquelles a lieu la mobilité.

Finalement, les tableaux 6.6 et 6.7 décrivent la structure de la mobilité entre deux emplois en relation avec les quartiles du taux de croissance de la valeur ajoutée. Pour l'année *t*, le taux de croissance de la valeur ajoutée est calculé entre *t-1* et *t*. Les quartiles ne sont pas seulement annuels mais ils sont propres à chaque secteur d'activité au niveau NES36. Les entreprises qui enregistrent les plus faibles taux de variation de la valeur ajoutée correspondent au premier quartile (Q1) et Q3 correspond au troisième quartile. Ainsi, le tableau 6.6 se concentre exclusivement sur les salariés provenant des entreprises avec des taux de croissance de la valeur ajoutée supérieurs au troisième quartile. D'une manière similaire, le tableau 6.7 présente les résultats des salariés qui proviennent des entreprises qui ont un taux de variation de la valeur ajoutée égale au premier quartile. Les résultats sont assez frappants. La mobilité semble procyclique : les salariés paraissent plus mobiles quand l'entreprise a une très bonne santé économique. De manière symétrique, il semble que les salariés arrêtent d'être mobiles quand leur entreprise est dans un état de santé économique dégradé. Il peut y avoir deux explications possibles[127]. La première explication consiste à imaginer que les salariés essayent de garder leurs emplois quand la santé économique de leur entreprise est dégradée, pour bénéficier peut être des indemnités de licenciement, ou encore des indemnités de chômage. La seconde explication est plus plausible. Elle est en conformité avec les résultats d'Abowd, Corbel et Kramarz (1999) : les entreprises arrêtent d'embaucher quand leur condition économique se détériore. Et comme plus de 70% des embauches se font en CDD, lorsque les entreprises arrêtent d'embaucher, la mobilité associée décroît (à la fin des CDD, 50% sont transformés en CDI).

Les dernières colonnes des tableaux 6.6 et 6.7 décrivent le nombre et la part des salariés qui ont comme destination soit une entreprise avec un taux de variation de la valeur ajoutée équivalent au troisième quartile, soit équivalent au premier quartile. Un salarié sur trois change d'emploi entre deux entreprises qui ont des taux de variation de la valeur ajoutée égales au troisième quartile, contre un salarié sur 10 qui change d'emploi d'une entreprise avec une très bonne santé économique (Q3) vers une entreprise avec une santé économique extrêmement dégradée (Q1).

[127] Comme les quartiles sont calculés en utilisant les distributions annuelles des taux de variation de la valeur ajoutée, les cycles économiques - généralement parlant - ne peuvent pas expliquer ces caractéristiques.

Tableau 6.6 : Les mobilités des salariés en fonction des « réseaux d'entreprises » (en fonction du taux de croissance de la valeur ajoutée >Q3)

		Effectif cumulé au 1er janvier (pondéré par année)	Salariés mobiles	Taux de mobilité	Mobilité de Q3 à Q3	Part dans les mobiles Q3	Mobilité de Q3 à Q1	Part dans les mobiles Q3
Total		870516	366038	42,0	119745	32,7	40017	10,9
En fonction de								
Groupe	D'une E. indépendante	497324	199383	40,1	59779	30,0	23037	11,6
	Entre deux E. indépendantes		148297		73780	49,8	22416	15,1
	D'une E. appartenant à un groupe	373193	166655	44,7	59966	36,0	16980	10,2
	D'un groupe vers un autre groupe		85879		44101	51,4	6392	7,4
	Dans le même groupe financier		8456		1521	18,0	1202	14,2
Secteur	D'une E de l'ind. ou de la construction	299423	71423	23,9	23434	32,8	7693	10,8
	D'une E. du tertiaire	570522	294362	51,6	96237	32,7	32302	11,0
	Dans le même secteur (NES700)		119058		67434	56,6	8204	6,9
	Dans le même secteur d'activité (NES36)		159850		78520	49,1	13608	8,5
	Dans le même secteur (industrie/tertiaire)		288923		102810	35,6	4182	1,4
Région	D'une E. d'Ile-de-France	302818	104273	34,4	37860	36,3	12216	11,7
	D'une E. de province	567698	261765	46,1	81885	31,3	27801	10,6
	Dans le même département							
	dont : province		190389		62160	32,6	19591	10,3
	dont : Ile-de-France		47610		19549	41,1	5278	11,1
Taille	D'une E. avec moins de 20 sal.	252991	96003	37,9	27695	28,8	11548	12,0
	Entre deux E. avec moins de 20 sal.		37876		18154	47,9	5803	15,3
	D'une E. ayant entre 20 et 499 sal.	328054	122748	37,4	39540	32,2	13884	11,3
	Entre deux E. ayant entre 20 et 499 sal.		51854		26431	51,0	5849	11,3
	D'une E. avec au moins 500 sal.	279661	143337	51,3	51496	35,9	14162	9,9
	Entre deux E. avec au moins 500 sal.		69326		38287	55,2	3742	5,4
Qualification	Ouvrier ou employé non qualifié	224433	141808	63,2	39540	27,9	15487	10,9
	Ouvrier ou employé qualifié	340013	133215	39,2	43785	32,9	14583	10,9
	Technicien, ingénieur ou cadre dirigeant	287597	77404	26,9	32980	42,6	8167	10,6

Source : DADS, LIFI et BRN. Période : 1991-1999. Note de lecture : E. signifie entreprise(s)

Tableau 6.7 : Les mobilités des salariés en fonction des « réseaux d'entreprises » (en fonction du taux de croissance de la valeur ajoutée <Q1)

		Effectif cumulé au 1er janvie (pondéré par année)	Salariés mobiles	Taux de mobilité	Mobilité de Q1 à Q3	Part dans les mobiles Q1	Mobilité de Q1 à Q1	Part dans les mobiles Q1
Total		962897	330674	34,3	57051	17,3	85321	25,8
En fonction de								
Groupe	D'une E. indépendante	557233	211524	38,0	36846	17,4	46109	21,8
	Entre deux E. indépendantes		159495		32418	20,3	46319	29,0
	D'une E. appartenant à un groupe	405664	119150	29,4	20205	17,0	39212	32,9
	D'un groupe vers un autre groupe		57978		8061	13,9	29737	51,3
	Dans le même groupe financier		14556		3356	23,1	2361	16,2
Secteur	D'une E de l'ind. ou de la construction	428085	97448	22,8	16907	17,3	24261	24,9
	D'une E. du tertiaire	533645	232909	43,6	40086	17,2	60986	26,2
	Dans le même secteur (NES700)		106151		13920	13,1	49303	46,4
	Dans le même secteur d'activité (NES36)		149162		22101	14,8	58810	39,4
	Dans le même secteur (industrie/tertiaire)		258440		42398	16,4	74188	28,7
Région	D'une E. d'Ile-de-France	313683	106136	33,8	17744	16,7	32284	30,4
	D'une E. de province	649213	224538	34,6	39307	17,5	53037	23,6
	Dans le même département							
	dont : province		164096		28703	17,5	40159	24,5
	dont : Ile-de-France		49962		8052	16,1	17268	34,6
Taille	D'une E. avec moins de 20 sal.	303453	119399	39,3	20567	17,2	25689	21,5
	Entre deux E. avec moins de 20 sal.		45186		8659	19,2	18139	40,1
	D'une E. ayant entre 20 et 499 sal.	364606	120759	33,1	22418	18,6	28713	23,8
	Entre deux E. ayant entre 20 et 499 sal.		50305		9438	18,8	20876	41,5
	D'une E. avec au moins 500 sal.	263449	76717	29,1	11760	15,3	27889	36,4
	Entre deux E. avec au moins 500 sal.		41435		5137	12,4	22972	55,4
Qualification	Ouvrier ou employé non qualifié	219148	105051	47,9	19149	18,2	19717	18,8
	Ouvrier ou employé qualifié	380270	117993	31,0	20944	17,8	30507	25,9
	Technicien, ingénieur ou cadre dirigeant	341101	90043	26,4	13634	15,1	31960	35,5

Source : DADS, LIFI et BRN. Période : 1991-1999. Note de lecture : E. signifie entreprise(s)

La catégorie de salariés correspondant aux mobilités de type Q3-Q3 est surtout représentative pour la mobilité entre des entreprises appartenant à des groupes financiers et, de manière très peu surprenante, pour les techniciens, les ingénieurs ou encore les cadres dirigeants (cf. tableau 6.6). Les mobilités de type Q3-Q1 semblent assez équitablement distribuées, exception faite pour les entreprises avec moins de 20 salariés (pour lesquelles ce taux est plus élevé). Le tableau 6.7 montre que les salariés connaissent plus de mobilités entre deux entreprises avec une santé économique dégradée (de Q1 à Q1) en comparaison à des mobilités réalisées entre une entreprise avec une santé économique correspondant au premier quartile et une entreprise qui à une bonne santé économique équivalente au troisième quartile (de Q1 à Q3). Cette affirmation est particulièrement vraie pour les entreprises appartenant à des groupes financiers. Ce résultat pourrait être interprété en lien avec les secteurs d'activité : il pourrait y avoir un aspect sectoriel derrière cela.

4.2 – Les mobilités intra et intersectorielles : une analyse descriptive avec caractéristiques individuelles et d'entreprises

Dans cette section, nous mobilisons des techniques de statistique descriptive pour présenter les déterminants potentiels des mobilités intrasectorielles et intersectorielles. Nous travaillons avec un fichier obtenu par l'appariement de trois sources de données et en imposant comme critère de nettoyage le fait que toutes les variables d'intérêt sont renseignées (fichier « mobilité »). La taille du fichier est plus réduite par rapport aux données utilisées précédemment car, dans la section 4.1, on utilise l'intégralité des informations disponibles (voir l'annexe 6.1). Après avoir décrit, d'une façon générale, les mobilités entre deux emplois, nous nous concentrons sur les mobilités sectorielles. Nous étudions surtout comment les autres caractéristiques d'entreprises déterminent ces mobilités. Nous considérons que le niveau d'agrégation NES36 est très adapté car la classification NES700 est beaucoup trop fine et donc plus compliquée à mobiliser lors de l'estimation économétrique[128]. En revanche, les classifications NES4 et NES16 nous paraissent beaucoup trop agrégées.

Le tableau 6.8 décrit la manière dont les caractéristiques individuelles de salariés affectent les mobilités intrasectorielles et intersectorielles. On raisonne par rapport au nombre

[128] Le fait d'introduire un nombre trop élevé d'indicatrices sectorielles augmente d'une façon très significative le temps d'estimation.

total de mobilités réalisées entre 1991 et 1999. Nous ne calculons pas la part relative des mobilités des catégories de salariés dans les populations totales à risque comme c'était le cas dans la section 4.1[129]. Dans ce tableau, nous calculons deux types de pourcentages.

Dans un premier temps, nous séparons les mobilités intrasectorielles et les mobilités intersectorielles. A l'intérieur de chaque catégorie, nous calculons la part relative d'une caractéristique individuelle de salariés par rapport au nombre total de mobilités : la colonne 4 correspond aux parts calculées pour les mobilités intrasectorielles et la colonne 6 aux parts calculées pour les mobilités intersectorielles. Nous avons 693 893 mobilités réalisées à l'intérieur du même secteur d'activité et 929 514 mobilités qui ont lieu entre deux secteurs d'activité différents. Prenons l'exemple de la variable sexe. 61 % des mobilités réalisées au sein du même secteur d'activité ont été faites par des hommes (0,61 = 424 482/693 893).

Dans un second temps, nous calculons la part des mobilités intrasectorielles dans l'intégralité des mobilités réalisées pour une certaine catégorie d'individus (la dernière colonne). Prenons encore une fois l'exemple de la variable sexe. Parmi toutes les mobilités réalisées par les hommes, 45 % d'entre elles ont été réalisées entre deux entreprises appartenant au même secteur d'activité (0,45 = 424 482/ (424 482+521 319)). Autrement dit, quand les hommes changent d'emploi, ils le font plus souvent entre deux entreprises appartenant à des secteurs d'activité différents. Dans ce tableau, nous présentons deux informations complètement différentes (les colonnes 4 et 6 par rapport à la colonne 7) qui renseignent sur des aspects différents les mobilités. Nous présentons finalement uniquement les pourcentages de la dernière colonne du tableau car ils suivent une logique plus proche des résultats de la stratégie économétrique.

Les salariés sont d'autant plus mobiles à l'intérieur du même secteur d'activité qu'ils sont âgés. 35 % des moins de 30 ans changent d'emploi au sein du même secteur d'activité et 60% des plus de 50 ans connaissent des mobilités intrasectorielles. Concernant la qualification des salariés, les ouvriers et les employés changent plus souvent d'emploi entre deux secteurs d'activité différents. 55% des salariés qui changent d'emploi gardent le même niveau de qualification. Les ouvriers et les employés changent d'emploi en augmentant leur qualification et en étant mobiles entre deux entreprises appartenant à deux secteurs d'activité différents.

[129] Nous ne calculons pas des taux de mobilité comme dans le tableau 6.1.

Dans une majorité des cas, quand un salarié change d'emploi, son niveau salarial souffre de changements importants. Dans le tableau 6.8, nous n'imposons pas que les emplois entre lesquels se réalise la mobilité sont à temps plein (comme nous l'avons fait dans le tableau 6.5). Pour cette raison, les pourcentages des mobilités avec changements salariaux importants sont élevés. Nous avons une multitude de cas dans lesquels l'individu change de travail entre un emploi à temps plein et un autre à temps partiel (ou le contraire). Les individus ont des changements salariaux importants (supérieurs à 20% ou inférieurs à -20%) quand ils sont mobiles entre deux secteurs d'activité différents.

Tableau 6.8 : La mobilité intra et intersectorielle avec des caractéristiques individuelles

		Mobilité intrasectorielle		**Mobilité intersectorielle**		**Part des mobiles à l'intérieur du même secteur dans chaque catégorie de mobiles**
		Salariés mobiles	**Part dans la mobilité intrasectorielle**	**Salariés mobiles**	**Part dans la mobilité intersectorielle**	
Sexe	Homme	424482	61,2	521319	56,1	**44,9**
Age	Moins de 30 ans	327649	47,2	596760	64,2	**35,4**
	De 30 à 49 ans	310722	44,8	296294	31,9	**51,2**
	50 ans et plus	55522	8,0	36460	3,9	**60,4**
Qualification	Ouvrier ou employé non qualifié	208824	30,1	324529	34,9	**39,2**
	Ouvrier ou employé qualifié	246936	35,6	328801	35,4	**42,9**
	Technicien, ingénieur ou cadre dirig.	206677	29,8	196622	21,2	**51,2**
	Dans la même catégorie	532764	76,8	443279	47,7	**54,6**
	Dans une catégorie différente	121086	17,5	352178	37,9	**25,6**
	Qualification ascendante	66944	9,6	188147	20,2	**26,2**
Salaire	Augmentation du salaire >20	234106	33,7	368733	39,7	**38,8**
	Diminution du salaire < - 20	172978	24,9	344172	37,0	**33,4**
Non emploi	Moins de 1 jour	280137	40,4	194533	20,9	**59,0**
	De 1 à 30 jours	86074	12,4	129542	13,9	**39,9**
	De 31 à 90 jours	89691	12,9	127806	13,7	**41,2**
	De 91 à 180 jours	78738	11,3	119800	12,9	**39,7**
	De 181 à 360 jours	86910	12,5	148911	16,0	**36,9**
	Plus de 361 jours	72343	10,4	208922	22,5	**25,7**

Source : DADS, LIFI et BRN. Période : 1991-1999. Observation : la qualification ascendante peut être déterminée uniquement pour les ouvriers et les employés. Il y a 693 893 mobilités intrasectorielles et 929 514 mobilités intersectorielles.

Passons maintenant aux périodes de non-emploi. Parmi les changements d'emploi qui se font presque immédiatement (des périodes de non-emploi de moins d'une journée), 60% ont lieu entre deux emplois du même secteur d'activité. 26% des salariés qui changent

d'emploi après une longue période de non-emploi (plus d'un an) le font à l'intérieur du même secteur d'activité. Dans ce cas, il est plus probable que les salariés se reconvertissent.

Tableau 6.9 : La mobilité intra et intersectorielle avec des caractéristiques d'entreprise

		Mobilité intrasectorielle		Mobilité intersectorielle		Part des mobiles à l'intérieur du même secteur dans chaque catégorie de mobiles
		Salariés mobiles	Part dans la mobilité intrasectorielle	Salariés mobiles	Part dans la mobilité intersectorielle	
Groupe	D'une E. indep. vers une E. indep	365474	52,7	435639	46,9	**45,6**
	D'une E. indep. vers un groupe	64927	9,4	181134	19,5	**26,4**
	D'un groupe vers une E. indep.	59018	8,5	183661	19,8	**24,3**
	D'un groupe vers un autre groupe	172774	24,9	117987	12,7	**59,4**
	Dans le même groupe	33014	4,8	11856	1,3	**73,6**
Région	D'une E. d'Ile-de-France	208644	30,1	243798	26,2	**46,1**
	D'une E. de province	485249	69,9	685716	73,8	**41,4**
	Dans le même département	484472	69,8	571769	61,5	**45,9**
	dont : province	113094	16,3	93404	10,0	**54,8**
	dont : Ile-de-France	371378	53,5	478365	51,5	**43,7**
Taille	D'une E. avec moins de 20 sal.	115102	16,6	126743	13,6	**47,6**
	Entre deux E. avec moins de 20 sal.	86738	12,5	43188	4,6	**66,8**
	D'une E. ayant entre 20 et 499 sal.	154616	22,3	179387	19,3	**46,3**
	Entre deux E. ayant entre 20 et 499 sal.	105596	15,2	71923	7,7	**59,5**
	D'une E. avec au moins 500 sal.	192701	27,8	182278	19,6	**51,4**
	Entre deux E. avec au moins 500 sal.	155090	22,4	72278	7,8	**68,2**
Taux de variation de la valeur ajoutée	D'une E. avec >Q3	126099	18,2	152532	16,4	**45,3**
	D'une E. avec <Q1	116266	16,8	132349	14,2	**46,8**
	D'une Q3 à une Q3	78518	11,3	41050	4,4	**65,7**
	D'une Q3 à une Q1	13608	2,0	26343	2,8	**34,1**
	D'une Q1 à une Q3	22099	3,2	34834	3,7	**38,8**
	D'une Q1 à une Q1	58803	8,5	26329	2,8	**69,1**

Sources : DADS, LIFI, BRN. Période : 1991-1999. Note de lecture : E. signifie entreprise(s). Observation : Il y a 693 893 mobilités intrasectorielles et 929 514 mobilités intersectorielles.

Le tableau 6.9 présente de façon descriptive comment les caractéristiques des entreprises d'origine et de destination impliquées dans la mobilité influencent les transitions inter et intrasectorielles. Ces statistiques décrivent les relations entre le « réseau sectoriel » de mobilité et les autres types de « réseaux d'entreprises » mobilisés dans ce chapitre. Comme dans le tableau 6.8, nous calculons deux types de parts. Dans la colonne 4, nous présentons les pourcentages relatifs à la totalité des mobilités intrasectorielles pour chaque catégorie de caractéristiques d'entreprises. Dans la colonne 6, nous donnons les mêmes pourcentages mais

pour la mobilité intersectorielle. Les plus importants chiffres de ce tableau se trouvent dans la dernière colonne. Parmi les mobilités réalisées à l'intérieur d'une catégorie d'entreprises, nous calculons combien ont lieu entre deux entreprises du même secteur. Nous commentons exclusivement les résultats de la colonne 7 du fait du rapprochement avec les résultats de la démarche économétrique.

Par exemple, nous remarquons que parmi les salariés qui changent d'emploi entre deux entreprises qui appartiennent au même groupe financier, 74% des mobilités ont lieu entre deux entreprises du même secteur d'activité. Egalement, le fait de changer d'emploi entre deux groupes différents est plus fort pour les mobilités intrasectorielles (60%). 46% des salariés qui changent d'emploi entre deux entreprises indépendantes financièrement le font au sein du même secteur d'activité.

46% des salariés qui changent d'emploi entre deux entreprises qui sont implémentées dans le même département français le font entre deux entreprises du même secteur d'activité. Ce pourcentage est plus important pour les mobilités à l'intérieur du même département de province (55%). Quand les salariés changent d'emploi entre des entreprises de taille comparable, nous observons que la mobilité a lieu entre deux entreprises du même secteur d'activité. Par exemple, 70% des salariés qui changent d'emploi entre deux entreprises d'au moins 500 salariés changent d'emploi au sein du même secteur.

Pour finir, en termes d'état de santé des entreprises impliquées dans la transition entre deux emplois, une situation économique similaire est plus représentative pour les cas où les salariés changent d'emploi au sein du même secteur d'activité. Ainsi, 66% des salariés qui changent d'emploi entre deux entreprises qui connaissent des taux de variations de la valeur-ajoutée élevés (correspondant au troisième quartile de la distribution) le font au sein du même secteur d'activité. En outre, 70% des salariés qui changent d'emploi entre deux entreprises qui connaissent des taux de variations de la valeur-ajoutée très faibles (correspondant au premier quartile de la distribution) le font au sein du même secteur d'activité.

Dans la prochaine section nous présentons les estimations des modèles probit bivariés avec sélection.

4.3 – Les résultats de la stratégie économétrique

Dans ce chapitre, nous disposons de bases de données très importantes en termes de taille qui couvrent la période 1991-1999 (plus de 4 millions d'observations pour le fichier « emploi » et plus d'un million d'observations pour le fichier « mobilité »[130]). La démarche économétrique que nous implémentons, consiste à analyser les déterminants de la mobilité intrasectorielle, tout en tenant compte de la sélection sur la mobilité (pas tous les individus sont mobiles à l'intérieur d'une année). En outre, les individus pour lesquels nous étudions la mobilité intrasectorielle peuvent avoir des caractéristiques particulières qui déterminent en même temps le fait qu'ils soient mobiles. Ne pas tenir compte de cet aspect conduirait à des résultats biaisés. Ainsi, nous proposons un modèle de type probit bivarié avec sélection[131]. La mise en place de cette modélisation nécessite beaucoup de temps de calcul lorsqu'on travaille sur des échantillons de taille très importante et qu'on introduit beaucoup de variables de contrôle. Finalement, nous menons l'analyse sur des sous-échantillons de plus petite taille (pour des raisons d'ordre pratique et économétrique). Le travail avec des bases de données très importantes a une contrepartie car, plus on dispose d'observations, plus tous les coefficients ont tendance à être significatifs. Il nous semble alors important de mener ce type de modélisation sur des échantillons de plus petite taille[132]. Procéder de cette façon, nous permet de vérifier la robustesse des liens.

Nous proposons une méthode très simple pour choisir les sous-échantillons. C'est une méthode en deux temps. D'abord, nous créons des sous-échantillons contenant toutes les observations année par année (de 1991 à 1998) : huit fichiers « emploi » (EMP91, EMP92, …, EMP98) et huit fichiers « mobilité » (MOB91, MOB92, …, MOB98)[133]. Ensuite, nous tirons aléatoirement 10% des observations des échantillons « emploi » nouvellement crées (EMP91_10%, EMP92_10%, …, EMP98_10%). Ainsi, nous pouvons tester la robustesse des résultats sur des sous-échantillons de taille différente. Finalement, pour chaque année, nous travaillons avec deux sous-échantillons : un sous-échantillon correspondant à l'intégralité des observations sur une année et un autre correspondant à 10% des observations. Même pour ces sous-échantillons, le temps de calcul reste relativement élevé (dans certains cas, la

[130] Pour ces échantillons, toutes les variables de contrôle présentées dans la section 3 sont renseignées.
[131] Il tient compte du fait qu'être mobile ainsi que la mobilité intrasectorielle sont deux phénomènes binaires.
[132] Les fichiers restent quand même de taille assez importante (plus de 50 000 observations).
[133] C'est un choix possible parmi d'autres. On aurait très bien pu travailler sur toute la période d'analyse en tirant aléatoirement des sous-échantillons de plus petite taille et en faisant attention que toutes les années sont prises en compte. Dans nos régressions, on aurait dû introduire des indicatrices annuelles.

convergence des modèles nécessite plusieurs heures d'attente). Toutes les estimations donnent des résultats presque identiques, ayant comme caractéristique principale commune le fait que les mêmes liens sont retrouvés dans toutes les estimations entre les variables de « réseaux d'entreprises » et la mobilité intrasectorielle.

Afin d'alléger la présentation, nous étalons les résultats des modèles probit bivariés avec sélection uniquement pour deux cas : pour toutes les observations de l'année 1997 ainsi que pour 10% des observations de l'année 1993. Ces deux années sont choisies aléatoirement parmi les années de la période d'analyse. Pour 1997, la mobilité des individus peut avoir lieu entre le 1er janvier 1997 et le 31 décembre 1997. Le sous-échantillon « EMP97 » contient plus de 500 000 observations et « MOB97 » contient environ 100 000 observations. Pour l'année 1993, le sous-échantillon « EMP93_10% » contient approximativement 50 000 observations et « MOB93_10% » un peu moins de 10 000 observations. Les résultats des modèles probit bivariés avec sélection sont présentés pour l'année 1993, dans le tableau 6.10 et pour l'année 1997, dans l'annexe 6.2. Comme les liens entre les « réseaux d'entreprises » et la mobilité intrasectorielle ne changent pas d'une estimation à l'autre, nous commentons exclusivement le tableau 6.10. Il est d'autant plus intéressant de présenter ces résultats car, le fait de travailler sur un sous-échantillon de plus petite taille est un signe de stabilité des liens.

Le manque d'études empiriques sur la mobilité entre deux emplois et surtout sur les déterminants de la mobilité intrasectorielle, ne fournissent pas un cadre littéraire riche. On n'a pas d'a priori sur la manière dont les variables de contrôle doivent expliquer la mobilité intrasectorielle. En fonction de la variable considérée, les résultats des estimations confirment ou infirment les statistiques descriptives (cf. sous-sections 4.1 et 4.2)[134]. Les résultats du modèle probit bivarié avec sélection (Van De Ven et Van Praag, 1981) sur 10% des observations de l'année 1993 tirées aléatoirement, sont présentés en deux temps.

[134] Pour l'équation de sélection, il faut comparer avec les statistiques descriptives de la section 4.1 et pour l'équation de mobilité intrasectorielle avec les statistiques de la section 4.2.

Table 6.10 : Les résultats du probit bivarié avec sélection (pour l'année 1993 et le sous-échantillon avec 10% des observations)

Variable	Estimation	Ecart-type	
Equation *intra*			
Constante	-1.5056	0.1285	***
Homme	0.0081	0.0357	ns
Avoir entre 30 et 49 ans	0.2199	0.0626	***
Qualification			
Ouvrier ou employé non qualifié	Réf.		
Ouvrier ou employé qualifié	-0.0343	0.0409	ns
Technicien, ingénieur ou cadre dirigeant	0.2256	0.0491	***
Changement d'emploi avec la même qualification (mqual)	0.6074	0.0364	***
Salaire			
Salaire dans la dernière E(ou l'E. d'origine)	0.0000	0.0000	ns
Augmentation salariale >20% (sal+)	-0.0475	0.0409	ns
Baisse salariale <-20% (sal-)	-0.2502	0.0430	***
Temps de travail			
Travail à temps plein dans la dernière E (ou l'E. d'origine)	0.0582	0.0575	ns
Changement d'emploi avec le même temps de travail (mtemps)	0.6302	0.0677	***
Changement d'emploi entre deux temps pleins (mtempsplein)	-0.2417	0.0836	***
Episode de non emploi entre les deux emplois			
Moins d'1 jour	Réf.		
Entre 1 et 30 jours	-0.1512	0.0553	***
Entre 31 et 90 jours	-0.2021	0.0543	***
Entre 91 et 180 jours	-0.1020	0.0597	*
Entre 181 et 360 jours	-0.2423	0.0478	***
Plus de 361 jours	-0.5580	0.0533	***
Taille de la dernière E (ou l'E. d'origine)			
Moins de 20 salariés	Réf.		
Entre 20 et 499 salariés	-0.0185	0.0430	ns
Au moins 500 salariés	0.0511	0.0613	ns
Changement d'emploi avec la même taille (mtaille)	0.9030	0.0378	***
Groupe			
Changement d'emploi entre deux E. indépendantes	Réf.		
Changement d'emploi entre une E. indépendante et un groupe	-0.0743	0.0484	ns
Changement d'emploi entre un groupe et une E. indépendante	-0.2924	0.0640	***
Changement d'emploi entre deux groupes différents	-0.1467	0.055	***
Changement d'emploi au sein du même groupe	0.2551	0.1199	**
Région			
La dernière E (ou l'E. d'origine) est en Ile-de-France	0.0346	0.0534	ns
Changement d'emploi dans le même département (mdep)	0.1049	0.0441	**
Changement d'emploi dans le même département d'Ile-de-France (midf)	0.1164	0.0709	*
Santé économique			
Changement d'emploi entre deux E. avec un taux de variation de la valeur ajoutée supérieure à Q3 (q3q3)	0.2047	0.0507	***
Changement d'emploi entre une E. avec un taux de variation de la valeur ajoutée > Q3 et une E. avec <Q1 (q3q1)	-0.1432	0.0789	*
Changement d'emploi entre une E. avec un taux de variation de la valeur ajoutée < Q1 et une E. avec >Q3 (q1q3)	-0.0637	0.0611	ns
Changement d'emploi entre deux E. avec un taux de variation de la valeur ajoutée supérieure à Q1 (q1q1)	0.2120	0.0552	***
Equation *mobile*			
Constante	-1.6987	0.0528	***
Nombre de mobilités passées (*nbmob*)	0.5236	0.0070	***
Homme	0.0266	0.0210	ns

Qualification			
Ouvrier ou employé non qualifié	Réf.		
Ouvrier ou employé qualifié	-0.1785	0.0238	***
Technicien, ingénieur ou cadre dirigeant	-0.3320	0.277	***
Salaire dans la dernière E. (ou l'E. d'origine)	-0.0000	0.0000	***
Temps plein dans la dernière E. (ou l'E. d'origine)	0.1252	0.0228	***
Taille de la dernière E. (ou l'E. d'origine)			
Moins de 20 salariés	Réf.		
Entre 20 et 499 salariés	0.0022	0.0253	ns
Au moins 500 salariés	0.1843	0.0366	***
Appartenance à un groupe de la dernière E. (ou l'E. d'origine)	-0.2762	0.0284	***
La dernière E. (ou l'E. d'origine) est en Ile-de-France	-0.1779	0.0216	***
La santé économique de la dernière E. (ou l'E. d'origine)			
Variation de la valeur ajoutée > Q3 (tx_va_haut)	0.0783	0.0229	***
Variation de la valeur ajoutée < Q1 (tx_va_bas)	0.1191	0.0237	***
/arthrho	**0.0856**	**0.0413**	**
rho (ρ)	**0.0853**	**0.0410**	
Test de type LR pour étudier l'indépendance des deux équations H0: $\rho = 0$	**chi2(1)= 4.30**	**Prob>chi2 = 0.0382**	
Nombre d'observations	**48 165**		
Observations censurées	**40 007**		
Observations non censurées	**8 158**		

Sources : DADS, LIFI, BRN. Période : 1991-1999

Note de lecture : *** indique la significativité à 1%, ** la significativité à 5%, * la significativité à 10% et *ns* la non significativité à 10%. E. est la notation pour entreprise(s).

Observation : Nous travaillons avec un sous-échantillon qui correspond à 10% des observations pour l'année 1993. Les variables introduites dans les deux équations sont décrites en détails dans la section 3. Dans les deux équations, nous avons également introduit 34 indicatrices sectorielles au niveau NES36. Le secteur «industries agricoles et alimentaires » est pris comme référence. L'agriculture ne fait pas partie des secteurs renseignés dans le panel DADS. Pour simplifier la présentation, nous ne n'introduisons pas dans le tableau les estimations des indicatrices sectorielles.

4.3.1- Les résultats de l'équation de sélection

Dans un premier temps, nous présentons les résultats de l'équation de sélection ou autrement dit, de l'équation de présence de la mobilité entre le 1er janvier 1993 et le 1er janvier 1994 (équation *mobile*). Nous commentons d'abord les résultats pour les caractéristiques individuelles de salariés. Parmi celles-ci, une place extrêmement importante est occupée par la variable « nombre de mobilités précédentes » calculée dans ce cas sur la période 1991-1993 (*nbmob*). Cette variable est notre variable d'exclusion qui permet la bonne identification du modèle. Elle permet la prise en compte du fait que les salariés ne sont pas mobiles de manière non aléatoire quand on analyse les déterminants de la mobilité intrasectorielle et qu'il y a des caractéristiques communes inobservables qui déterminent les deux phénomènes (être mobile et être mobile à l'intérieur du même secteur d'activité). Elle est introduite uniquement dans

l'équation de sélection et elle doit remplir deux conditions : expliquer la probabilité d'être mobile pendant l'année 1993 et ne pas être corrélée avec le terme d'erreur de l'équation de mobilité intrasectorielle. Les variables d'exclusion jouent un rôle extrêmement proche de celui joué par les variables instrumentales. Toutefois, pour les cas où la variable finale dépendante est une variable binaire (dans notre cas, l'indicatrice de mobilité intrasectorielle), il n'existe pas de test qui montre sa pertinence. En revanche, pour les modélisations de types doubles moindres carrés ordinaires, il existe des tests qui permettent d'étudier la validité des instruments. En pratique, nous pouvons uniquement montrer qu'elle remplit bien sa première fonction d'expliquer la probabilité pour un individu d'être mobile pendant l'année. Nos résultats confirment cet aspect : plus l'individu a été mobile dans le passé, plus fortes sont ses chances d'être mobile au présent. Comme nous ne contrôlons pas l'hétérogénéité inobservée, ce type de variable peut être vu comme un proxy d'un ensemble de caractéristiques expliquant le penchant de l'individu de changer plus souvent d'emploi. Le lien direct entre le nombre de mobilités passées et le terme d'erreur de la probabilité d'être mobile au sein du même secteur d'activité n'est pas automatique. Cette variable d'exclusion nous paraît assez satisfaisante.

Pour l'année 1993, le fait d'être un homme ne joue pas sur la probabilité d'être mobile. Sur d'autres échantillons, dans la majorité des estimations, le fait d'être un homme augmente la probabilité d'être mobile. La catégorie « ouvrier et employé non qualifié » est prise comme référence parmi les variables de qualification. Nous observons que le fait d'être mobile augmente avec le manque de qualification du salarié. Cela confirme les résultats descriptifs de la section 4.1 (cf. tableau 6.1). Nous identifions une relation négative entre le salaire et la mobilité : plus l'individu est bien payé, moins fortes sont les chances qu'il change d'emploi. Cela peut être également expliqué par le fait que les cadres sont, en général, les mieux payés et en même temps, sont les moins mobiles. Le fait que l'individu est à temps plein augmente la probabilité d'être mobile. On peut supposer que derrière ce lien se cache le fait qu'en France la grande majorité des salariés travaillent à temps plein. Par exemple, en 2007, seulement 16% des salariés travaillaient à temps partiel.

En ce qui concerne les variables d'entreprise, on se concentre sur l'entreprise dans laquelle le salarié travaille ou sur l'entreprise d'origine s'il y a mobilité. Le fait que l'individu travaille dans une entreprise qui appartient à un groupe financier, diminue la probabilité d'être mobile. Cela confirme les résultats de la section 4.1. Toutes choses égales par ailleurs, le groupe semble être une sorte de « garantie de stabilité » pour le salarié. Nous observons que travailler dans une entreprise ayant au moins 500 salariés augmente la probabilité d'être

mobile. Si l'entreprise dans laquelle le salarié travaille est localisée dans la région Ile-de-France, la probabilité d'être mobile pendant l'année 1993 décroît. Finalement, travailler dans une entreprise qui a un taux de variation de la valeur ajoutée élevé (supérieur au troisième quartile de la distribution), accroît la probabilité pour un salarié de changer d'emploi. Les résultats montrent que la mobilité des salariés est semblable à des situations dans lesquelles les entreprises d'origine ont soit une très bonne santé économique, soit, en revanche, sont dans une situation économique très dégradée. Si la situation économique de l'entreprise est très dégradée, afin d'assurer l'évolution de sa carrière, le salarié pourrait chercher un nouvel emploi ou dans le cas contraire, s'il est licencié et il est donc obligé de chercher un autre travail. De même, si les individus sont dans des entreprises « saines » et s'ils sont dans une « position de force » (surtout les qualifiés), on pourrait imaginer qu'ils ont une carte à jouer en changeant leur travail car ils trouveraient a priori un emploi mieux payé.

4.3.2- Les résultats de l'équation de mobilité intrasectorielle

Dans un deuxième temps, nous présentons les résultats de l'équation de mobilité intrasectorielle (équation $intra$). Seulement pour les individus qui sont mobiles au moins une fois en 1993 ($mobile = 1$), nous décrivons les résultats de la probabilité de changer d'emploi à l'intérieur du même secteur d'activité. Sur ce sous-échantillon, le fait d'être un homme n'influence pas la probabilité d'être mobile au sein du même secteur. Dans la majorité des autres estimations, le fait d'être un homme augmente la probabilité d'être mobile au sein du même secteur. Les jeunes sont les plus mobiles parmi les individus, mais faire partie de la catégorie la plus active de salariés sur le marché du travail (entre 30 et 49 ans) augmente la probabilité de connaître une mobilité intrasectorielle. Nous retrouvons les résultats préliminaires de la section 4.2. Quant aux jeunes, ils sont probablement plus concernés par les changements d'emploi entre deux secteurs d'activité différents. Le salaire perçu dans l'entreprise d'origine, n'affecte pas la mobilité intrasectorielle ; en revanche, c'est le cas pour l'intensité du changement salarial. De fortes variations de salaire sont associées au fait que le salarié change d'emploi entre deux secteurs d'activité différents. Sur cet échantillon, les fortes augmentations salariales (plus de 20%) n'influencent pas significativement la probabilité de changer d'emploi au sein du même secteur d'activité, même si dans la majorité des

estimations, elles apparaissent comme significatives et négativement corrélées aux mobilités intrasectorielles. Plus longue est la période de non-emploi, plus grandes sont les chances que le salarié change d'emploi entre deux secteurs d'activité différents. Derrière ce lien peut se cacher un sentiment de « lassitude » de la part du salarié : au départ, il cherche un emploi dans son secteur d'activité, mais à terme, il est obligé d'accepter un emploi et il finit par se reconvertir. Les techniciens, les ingénieurs et les cadres dirigeants changent plus souvent d'emploi au sein du même secteur que les non qualifiés. En ce qui concerne les ouvriers et les employés qualifiés, ils sont soumis à une probabilité comparable de mobilité intrasectorielle que les non qualifiés. En outre, pour les individus qui changent de travail entre deux emplois, tout en gardant la même qualification, ce lien est positivement corrélé à la propension d'être mobile au sein du même secteur d'activité. Un autre aspect important est lié à la nature des emplois entre lesquels a lieu la mobilité. Pourtant, il semble que le type d'emploi dans l'entreprise d'origine n'influence pas la probabilité de mobilité intrasectorielle. Changer de travail entre deux emplois de même type (à temps plein ou à temps partiel) augmente la probabilité de changer d'emploi au sein du même secteur d'activité. En revanche, changer de travail entre deux temps pleins augmente la propension de la mobilité intersectorielle.

Un des aspects les plus intéressants et les plus originaux de ce chapitre est d'analyser comment les autres « réseaux d'entreprises » déterminent le « réseau sectoriel ». Nous raisonnons en termes de « toutes choses égales par ailleurs ». Nous montrons qu'il y a une relation positive entre le « réseau de qualification » et le « réseau sectoriel » : le fait de changer d'emploi au sein du même secteur d'activité accroît si la mobilité s'est produite au même niveau de qualification. Nous nous concentrons exclusivement sur les « réseaux d'entreprises ». L'effectif de l'entreprise d'origine n'a pas d'impact sur la probabilité de mobilité intrasectorielle. Mais, si le salarié change d'emploi entre deux entreprises qui ont des tailles similaires (qui correspondent à la même classe de taille), cela augmente la probabilité d'être mobile au sein du même secteur d'activité. Nous retrouvons le même résultat pour la localisation géographique : la localisation géographique de l'entreprise d'origine n'explique pas la mobilité intrasectorielle, mais changer d'emploi à l'intérieur du même département, accroît les chances que la mobilité se produise au sein du même secteur d'activité. Pour les « réseaux de groupe financier » le résultat est clair : changer d'emploi entre deux entreprises appartenant au même groupe financier augmente la probabilité de changer d'emploi au sein du même secteur d'activité. Cela pourrait s'expliquer par une plus forte propension d'exercer dans le même secteur d'activité pour les entreprises appartenant à un même groupe. De plus,

quand l'individu change d'emploi en changeant de groupe financier, cela augmente la probabilité de mobilité intersectorielle. En interprétant les estimateurs pour les « réseaux d'entreprises de santé économique », nous trouvons qu'être mobile entre deux entreprises qui ont une situation économique similaire (contrôlée avec des situations économiques extrêmes, c'est-à-dire le premier et le troisième quartile), augmente les chances de changer d'emploi entre des entreprises du même secteur d'activité. Les variables *q3q1* et *q1q3* ont des coefficients négatifs qui soulignent un lien négatif avec la mobilité intrasectorielle. Pourtant, sur cet échantillon, le coefficient de la variable *q1q3* n'est pas significativement différent de zéro à 10%.

Un dernier aspect très important dans les modèles de type probit bivariés avec sélection est l'interprétation du coefficient ρ. Comme nous l'avons précisé lors de la présentation de la stratégie économétrique, ce coefficient représente la corrélation entre les résidus des deux équations. Si le coefficient ρ est significativement différent de 0, cela signifie que les deux résidus sont corrélés et cela confirme l'intérêt d'une telle modélisation : il y a bien des caractéristiques inobservables qui expliquent en même temps les deux phénomènes. Les résultats tiennent compte de cette sélection et dans le cas contraire, ils seraient biaisés. Dans le cas d'absence de corrélation entre les deux termes d'erreur, cela signifierait que la mise en place d'une telle stratégie n'est pas optimale (sauf, bien sûr, qu'elle nous permet de tester l'absence de ce lien). S'il n'y a pas corrélation, estimer directement un probit simple sur la probabilité de changer d'emploi à l'intérieur du même secteur d'activité serait suffisant. Dans le tableau 6.10, nous remarquons que l'hypothèse nulle est rejetée à 5% pour le coefficient ρ. Nous concluons qu'il y a une corrélation entre les termes d'erreur et qu'il est donc pertinent de mettre en place un modèle de type probit bivarié avec sélection.

Néanmoins, nous souhaitons présenter le changement de résultats entre un probit simple et le probit bivarié avec sélection. Nous calculons ainsi l'estimateur « naïf » de la mobilité intrasectorielle. Nous travaillons à partir du fichier « mobilité » de plus d'un million d'observations (1 033 491 observations). L'échantillon couvre la période 1991-1999 et chaque salarié peut être mobile plusieurs fois à l'intérieur du même secteur d'activité. Nous implémentons un modèle probit simple : chaque observation est considérée comme un individu différent (on travaille en « pooled »). Nous ne contrôlons aucun biais potentiel. Par rapport à l'équation 6.2, la seule différence est que nous introduisons des indicatrices annuelles. Nous retrouvons les mêmes liens entre les différents « réseaux d'entreprises » et le

« réseau sectoriel » : plus le salarié change d'emploi entre deux entreprises similaires, plus importantes sont les chances qu'il change de travail au sein du même secteur d'activité. Le seul aspect qui change entre les deux estimations est l'intensité des liens (les coefficients des « réseaux d'entreprises ») qui témoignent du contrôle du biais de sélection.

4.3.3- Des estimations supplémentaires

Une discussion sur les méthodes économétriques alternatives nous semble utile. La structure des données joue un rôle majeur dans le choix des modèles économétriques. Nous travaillons sur un panel de salariés qui couvre une période de huit ans. De plus, en infra-annuel, l'individu peut être mobile plusieurs fois. Plusieurs épisodes concernant la même entreprise peuvent également intervenir, dévoilant en quelque sorte une dimension de panel d'entreprises. Dans ce chapitre, nous n'avons pas traité la dimension de panel d'entreprises ou la dimension croisée panel de salariés - panel d'entreprises, à cause de lourdes implications techniques. En revanche, plusieurs tests de robustesse prenant en compte uniquement la dimension « panel de salariés » on été implémentés. Le choix des modèles dépend également des différents biais qu'on souhaite contrôler (biais de sélection, biais lié à l'hétérogénéité inobservée, biais d'endogénéité). Bien sûr, l'existence de ces biais dépend des données disponibles. Par exemple, les techniques de données de panel supposent la prise en compte de l'hétérogénéité inobservée. Dans le corps du texte, nous avons déjà expliqué l'existence du biais de sélection ainsi que sa prise en compte : la mobilité intrasectorielle est disponible uniquement pour ceux qui sont mobiles à l'intérieur de l'année et de plus, certaines caractéristiques inobservables influencent en même temps la probabilité d'être mobile et la propension de changer d'emploi à l'intérieur du même secteur d'activité. L'hétérogénéité inobservée consiste dans l'existence de certaines caractéristiques non observées susceptibles d'être corrélées à la probabilité qu'un salarié change d'emploi ou à la probabilité qu'il change de travail au sein du même secteur d'activité. Par exemple, le fait qu'un individu cherche du travail uniquement dans le secteur automobile, peut être lié à son plaisir intrinsèque à travailler avec les voitures. L'hétérogénéité inobservée peut être également positionnée du côté des entreprises : il peut y avoir des caractéristiques d'entreprise inobservées qui affectent la propension de l'individu d'être mobile à l'intérieur du même secteur d'activité. Par

exemple, la « couleur politique » du chef d'entreprise dans un certain secteur d'activité, influence sa décision d'embaucher plus ou moins fortement. Le dernier biais qui peut exister dans nos données est le biais d'endogénéité. Les variables de « réseaux d'entreprises » sont très probablement endogènes à la mobilité intrasectorielle. Quand il y a mobilité entre deux entreprises, nous construisons différentes variables de réseaux et nous mettons en avant la dimension sectorielle. Pourtant cela ne signifie pas que les « réseaux d'entreprises » impactent au sens causal le « réseau sectoriel ». Il est très probable qu'il y a une causalité inversée entre ces variables par leur construction : l'individu change d'emploi dans le même département et cela implique qu'il change d'emploi dans le même secteur d'activité. En revanche, pour le même individu, nous pouvons voir ce lien de manière inversée : il change d'emploi dans le même secteur qui est implanté dans un seul département et donc la mobilité est intra-départementale. Dans le cadre d'estimations supplémentaires, nous tenons compte de l'hétérogénéité inobservée associée aux salariés et de la sélection sur la mobilité. Le contrôle des biais d'endogénéité des variables de « réseaux d'entreprises » n'est pas mis en place mais il est envisagé dans des recherches futures. Nous menons trois analyses qui restent préliminaires.

La première modélisation prend en compte différemment la sélection sur la mobilité. Nous ne contrôlons pas d'autres biais potentiels. Nous mobilisons l'intégralité de l'information, c'est-à-dire 4 millions d'observations pour le fichier « emploi » et plus d'un million d'observations pour le fichier « mobilité ». Chaque observation est considérée comme un individu différent. Nous mettons en place une modélisation à la Heckman en deux étapes, en calculant des écarts-type robustes pour la deuxième étape de la modélisation. La méthode d'Heckman permet de contrôler le bais de sélection dans des cas où la variable de résultat est continue. Ici, la variable de résultat est binaire (être mobile au sein du même secteur d'activité). Même si ce type d'estimation n'est pas très « propre » économétriquement, nous l'implémentons avec le seul objectif de s'assurer que nous retrouvons les mêmes résultats quand on utilisé l'intégralité du fichier. Ainsi, cette modélisation joue le rôle d'un test de robustesse. Elle est beaucoup moins chronophage que le probit bivarié avec sélection. Les deux étapes de cette stratégie économétrique sont les suivantes. D'abord, sur les 4 millions d'observations, nous estimons l'équation 6.1 en introduisant des indicatrices annuelles. A partir de cette estimation, on calcule l'inverse de ratio de Mills (noté *lambda*). Ensuite, sur la population d'individus mobiles ($mobile = 1$), nous estimons la probabilité de mobilité intrasectorielle (l'équation 6.2) en introduisant *lambda* et les indicatrices annuelles. Cette

modélisation est également menée sur des sous-échantillons. Par exemple, nous utilisons un sous-échantillon d'hommes de moins de 30 000 observations pour le fichier « emploi » et moins de 4 000 observations pour le fichier « mobilité »[135]. Concernant les liens entre les réseaux d'entreprise, nous retrouvons les mêmes résultats sauf pour la mobilité entre deux entreprises avec une mauvaise santé économique (*q1q1*) et pour la mobilité à l'intérieur du même groupe financier. Etonnamment, pour certains tests, *lambda* n'est pas significatif. Cela veut dire qu'il n'y a pas de biais de sélection sur la mobilité et que le modèle de type « pooled » est optimal.

Une deuxième modélisation consiste à contrôler exclusivement l'hétérogénéité inobservée associée aux salariés. Pour les phénomènes binaires - comme dans notre cas -, il existe deux manières préprogrammées de contrôle de l'hétérogénéité inobservée : le probit en panel et le logit en panel[136]. Le probit en panel prend en compte uniquement les effets aléatoires. Le logit en panel permet de réaliser des estimations avec prise en compte d'effets fixes ou d'effets aléatoires. Le logit en panel permet également la mise en place du test d'Hausman pour étudier lequel des deux modèles (à effets fixes ou à effets aléatoires) est meilleur. Les modèles à effets fixes supposent que l'hétérogénéité individuelle est fixe dans le temps et qu'elle n'est pas observée mais qu'elle est corrélée aux variables explicatives. En revanche, les modèles à effets aléatoires supposent que l'hétérogénéité individuelle n'est pas observée et est elle n'est pas corrélée avec les paramètres. Nous décidons d'implémenter les logit en panel sur deux populations : l'échantillon global et le sous-échantillon d'hommes (utilisé dans le test précédent). Pour les logit à effets fixes et à effets aléatoires, nous montrons que les « réseaux d'entreprises » jouent sur la mobilité intrasectorielle de la même manière que dans la stratégie économétrique principale. En prenant en compte l'hétérogénéité inobservée, nous montrons que la variable *q1q1* impacte significativement la mobilité intrasectorielle sur le sous-échantillon d'hommes. Nous implémentons le test d'Hausman et nous acceptons l'hypothèse selon laquelle le meilleur modèle est celui à effets aléatoires.

La dernière modélisation mise en place prend en compte l'hétérogénéité inobservée associée aux salariés et le biais de sélection associée à la mobilité, à l'aide d'une démarche à la Heckman en deux étapes. Comme dans le test précédent, nous montrons que le meilleur modèle est le logit à effet aléatoires, nous implémentons un modèle qui nous permet le calcul de l'inverse de ratio de Mills, c'est-à-dire un modèle probit à effets aléatoires. L'inverse de

[135] Ce sous-échantillon couvre l'intégralité de la période 1991-1999.
[136] Sous Stata, les commandes sont *xtprobit* et *xtlogit*.

ratio de Mills est calculé année par année comme dans Wooldridge (1995) mais également sur toute la période avec des indicatrices temporelles. Nous introduisons l'inverse de ratio de Mills (calculé différemment selon les deux méthodes décrites) dans un autre probit à effets aléatoires et nous calculons des écarts-types robustes. Ce test est mené sur l'échantillon global et sur le sous-échantillon d'hommes. Les estimations donnent les mêmes résultats en termes de liens entre les réseaux d'entreprises. Ce test sert uniquement à montrer que les liens entre les « réseaux d'entreprise » sont stables si on essaye de contrôler en même temps le biais d'hétérogénéité inobservée et le biais de sélection.

Nous pouvons conclure que les résultats concernant les « réseaux d'entreprises » paraissent stables quand on contrôle différents biais. Sur l'échantillon global, les liens sont encore plus forts (étant toujours significatifs). On n'insiste pas sur la manière dont les coefficients changent en fonction de la stratégie retenue car, ce qui nous intéresse avant tout est de retrouver le même signe et la même significativité des liens entre les « réseaux d'entreprises » et le « réseau sectoriel ».

Conclusion

Ce chapitre nous permet d'éclaircir deux aspects de l'analyse des transitions emploi-emploi. Premièrement, à l'aide des statistiques descriptives, nous appréhendons comment les taux de mobilité changent en fonction des caractéristiques individuelles et d'entreprises (avec le point original qu'on dispose des caractéristiques des entreprises d'origine et de destination qui sont impliquées dans le processus de mobilité). Dans ce sens, l'apport de ce chapitre est de participer au débat sur l'identification des espaces potentiels de mobilité. Nos résultats mettent en évidence qu'un salarié sur trois est mobile au moins une fois pendant une année donnée. En outre, la mobilité a principalement lieu à partir des secteurs du tertiaire (avec un taux de mobilité d'approximativement 40%). Les salariés qui travaillent dans des entreprises indépendantes (resp. dans des entreprises appartenant à un groupe financier), ont plus de chances de changer d'emploi dans une entreprise indépendante (resp. dans une entreprise appartenant à un groupe). Nous mettons également en évidence que les taux de mobilité sont plus importants en province (35% par rapport à 29% en Ile-de-France) et que trois salariés sur 10 sont mobiles à partir d'entreprises de 20 à 499 salariés. Le taux de mobilité décroît très fortement avec l'âge : deux salariés sur trois de moins 30 ans sont mobiles, contre un salarié

sur dix d'au moins 50 ans. La mobilité semble affecter davantage les salariés les moins qualifiés : approximativement un salarié non qualifié sur deux est mobile sur la période d'analyse. Ce résultat atteste en quelque sorte l'existence d'une mobilité de précarité dans l'emploi. 30% des mobilités entre deux emplois se font sans période de non-emploi et autres 30% avec au moins 6 mois de non-emploi. Deux tiers de tous les épisodes de mobilité sont faits par des salariés à mobilité élevée qui, en moyenne, ils changent quatre fois d'emploi. Les taux de mobilité à partir des entreprises avec des situations économiques extrêmes (supérieures au troisième quartile ou inférieures au premier quartile du taux de variation de la valeur ajoutée) concernent plus d'un salarié sur trois. Par rapport aux caractéristiques des salariés, quand les hommes changent d'emploi ils le font plus souvent entre deux entreprises appartenant au même secteur d'activité. Les salariés sont d'autant plus mobiles à l'intérieur du même secteur d'activité qu'ils sont âgés. Les ouvriers et les employés changent plus souvent d'emploi entre deux secteurs d'activité différents. Les changements d'emploi impliquent, dans la majorité des cas, des variations importantes de salaire. Ce phénomène est plus prononcé pour la mobilité intersectorielle. Finalement, notre dernier résultat descriptif important montre que parmi les changements d'emploi qui se font presque immédiatement, 60% ont lieu entre deux emplois du même secteur d'activité. Si la mobilité se réalise après une longue période de non-emploi, il est très probable que le salarié finisse par se reconvertir.

Deuxièmement, la mise en place de la stratégie économétrique, nous permet d'analyser les liens entre les « réseaux d'entreprises » et le « réseau sectoriel ». La grande majorité des liens trouvés avec les statistiques descriptives sont confirmés. Pour ne pas créer de redondance dans la conclusion, nous décidons de ne plus les rappeler. Les modèles estimés confirment bien la présence du biais de sélection associé à la mobilité des salariés. En outre, la variable d'exclusion retenue nous paraît satisfaisante permettant ainsi le bon contrôle de la sélection. A l'aide d'estimations supplémentaires, nous confirmons la robustesse des liens identifiés. Notre résultat principal montre que changer d'emploi entre deux entreprises qui sont similaires en termes de certaines caractéristiques (taille, localisation géographique, santé économique ou encore appartenance à un groupe financier), augmente la probabilité de changer d'emploi au sein du même secteur d'activité. Autrement dit, les autres « réseaux d'entreprises » expliquent significativement le « réseau sectoriel ». Ce résultat trouve toute son explication et peut être résumé par le proverbe « qui se ressemble, s'assemble ».

Entre 1991 et 1999, nous montrons que l'appariement entre entreprises et salariés se fait à l'intérieur de marchés bien spécifiques. Un individu ne se définit pas seulement par ses

propres caractéristiques, mais aussi par les compétences acquises en travaillant dans un certain environnement entrepreneurial. Nos résultats soulignent que ces compétences sont transférables en premier lieu, entre des entreprises similaires, toutes choses égales par ailleurs. Il faut mettre nos résultats en lien avec la formation des individus (les compétences individuelles). Nous soulignons ainsi l'existence de marchés internes ou professionnels qui facilitent le fait de retrouver un emploi.

Même si le « réseau sectoriel » peut être vu principalement comme un marché professionnel, il peut également être considéré comme un marché interne. D'abord, il peut être associé (plus faiblement) au concept de marché interne car, des structures organisées peuvent exister à l'intérieur des secteurs ou des branches professionnelles pour préparer les mobilités au sein de ces espaces. Ensuite, en absence de tels outils, le « réseau sectoriel » peut être considéré comme un marché professionnel car, les individus acquièrent des compétences propres au secteur dans lequel ils travaillent qui sont transférables à l'intérieur de cet espace (notre principale interprétation). Les frontières de la mobilité au sein des secteurs ne sont sans doute pas les mêmes pour les différents types de salariés : en moyenne, les cadres doivent avoir un marché interne plus vaste que les techniciens, et les techniciens un marché plus vaste que les ouvriers (Germe, 2003). Dans notre étude, nous montrons que les techniciens, ingénieurs et cadres dirigeants utilisent plus souvent la mobilité intrasectorielle que les non qualifiés. L'Accord national interprofessionnel (ANI) du 20 septembre 2003 souligne le rôle essentiel des branches professionnelles dans la formation continue et notamment le rôle des commissions paritaires nationales de l'emploi (CPNE). Les CPNE doivent analyser les besoins de formation des branches et de mettre en place des outils de reconnaissance des compétences à l'intérieur de la branche (certification professionnelle avec de la formation continue ou la validation des acquis de l'expérience -VAE) pour faciliter les mobilités (marché interne). De même les CPNE devraient également développer des stratégies pour « attirer » les salariés des autres branches professionnelles (marché professionnel). Dans le cas des mobilités interbranches, nous donnons l'exemple des certificats de qualification professionnelle interbranches (CQPI) qui sont communs à plusieurs branches professionnelles et qui visent à établir une plate-forme de compétences reconnues et transposables (malheureusement, peu de métiers sont concernés par cette plate-forme). Afin de sécuriser les parcours des individus les plus fragiles, des outils de coopération entre des secteurs d'activité devraient être mis en place. Par exemple, il faut anticiper les restructurations de certains secteurs et développer des initiatives de reconversion communes à plusieurs secteurs.

Pour les « réseaux de groupe », ce qui prévale est l'idée de marché interne. Les groupes sont composés d'entreprises connectées par des liens financiers. Chaque groupe peut être considéré comme un ensemble de ressources important pour les entreprises membres. En outre, la mobilité à l'intérieur du groupe est plus forte pour les entreprises proches géographiquement, surtout celles à l'intérieur du département (Duhautois et Delarre, 2004).

Si la mobilité combine mobilité professionnelle et mobilité géographique, cela souligne le rôle croissant de l'entité géographique dans la mobilité. Les « réseaux géographiques » peuvent être considérés en même temps comme des marchés professionnels et des marchés internes (pourtant notre interprétation principale est en termes de marchés professionnels). Si les compétences sont transférables d'un secteur à l'autre, cela ne se produit pas automatiquement sur le plan géographique. Il faut connaître les besoins des bassins d'emploi pour maîtriser les capacités d'un territoire (Vignal, 2006). Depuis vingt ans, on assiste à la conception et à la mise en ouvre des politiques régionales dans le domaine de la formation professionnelle et de l'apprentissage. Ceci peut se traduire par des ressources financières régionales plus importantes qui peuvent être utilisées afin d'organiser les mobilités au niveau de l'entité géographique. La région devrait développer des partenariats avec les entreprises et mettre en place des stratégies en matière de formation professionnelle pour améliorer les appariements entreprise-salarié. Pourtant, au niveau régional le système de formation est assez complexe regroupant beaucoup trop d'acteurs. Est-ce que cela facilite la mobilité professionnelle ? Dans la situation de la crise économique débutée fin 2008, les mobilités géographiques et professionnelles au sein d'une même entreprise ou d'un même groupe sont considérées comme des liens forts de la sécurisation des parcours professionnels et de la protection de l'emploi (l'ANI du 8 juillet 2009).

Les « réseaux de taille » et de « santé économique » sont moins évidents à positionner par rapport aux concepts de marché interne ou de marché professionnel. Ils peuvent être vus comme des marchés professionnels. La taille des entreprises et la spécialisation sectorielle au sein des mêmes départements peuvent constituer des marchés de travail spécifiques (Gambier et Vernières, 1998). Quelle que soit la taille et quelles que soient les différences sectorielles, des sous-ensembles d'entreprises existent et la mobilité professionnelle se concentre dans ces sous-ensembles d'entreprises (Delarre et Duhautois, 2004). En outre, le fonctionnement des « réseaux de taille » est probablement différent en fonction de la classe de taille de l'entreprise. Il est plus vraisemblable de positionner les « réseaux d'entreprises de grande

taille » en lien avec le concept de marché interne. En revanche les « réseaux d'entreprises de petite taille » peuvent être associés plus naturellement à des marchés professionnels.

Les canaux de transmission des compétences entre entreprises facilitent les transitions professionnelles et semblent donc efficaces. C'est un résultat calculé comme une moyenne sur la période 1991-1999 qui tient compte de la qualification du salarié, de son sexe et de son âge. Le rôle de l'entreprise dans la mobilité emploi-emploi apparaît comme étant extrêmement important. Notre analyse est particulière dans le sens que tous les individus de l'échantillon retrouvent un travail ou s'ils ne changent pas d'emploi, ils sont de toute manière embauchés dans une entreprise sur la période d'analyse. Par rapport à cette population d'individus, les « réseaux d'entreprises » ont un caractère sécurisant des parcours. Nos données ne contiennent pas d'individus au chômage qui ne trouvent pas d'emploi sur la période. Quels sont les enseignements à tirer de cette analyse pour les populations avec un risque élevé de renfermement dans des trajectoires précaires ? Des mesures doivent être prises de côté du salarié et du côté de l'entreprise afin d'inciter l'acquisition de connaissances transférables, l'adaptation des entreprises ou la mise en place de structures organisées entre différentes entreprises. Si un individu ne peut pas trouver un travail dans le secteur d'activité qui correspond le plus à sa formation, il faut l'équiper de nouvelles connaissances pour trouver un emploi (soit dans son secteur, soit de l'aider à se reconvertir).

Au-delà de son originalité, notre travail présente quelques limites qui nous suggèrent des futures pistes de recherche. Une première catégorie de pistes de recherches est liée aux sources de données. D'abord, les données mobilisées sont assez anciennes (de 1991 à 1999). Dans des prolongements de ce chapitre, nous envisageons de récupérer le panel DADS sur une période plus récente et mener une analyse similaire. Ensuite, les données ne nous permettent pas d'introduire dans nos estimations un nombre trop important de caractéristiques individuelles ; à partir de 2005, le panel DADS a été enrichi de caractéristiques individuelles au niveau salarié (notamment par rapport au type de contrat de travail : CDI, CDD). Nous souhaitons donc intégrer ces nouvelles variables dans l'analyse. Finalement, toujours en lien avec les données, il faut souligner l'impossibilité d'identifier la motivation derrière la mobilité des salariés : on ne sait pas si la mobilité est choisie ou subie. C'est une dimension très importante de la mobilité, qui pourra apporter des informations supplémentaires très intéressantes. Malheureusement, même sur la période récente, le panel DADS n'indique pas le type de la motivation derrière la mobilité. Pour traiter cette dimension de la mobilité, il faut mobiliser d'autres sources de données. Pourtant, les sources appariées employeurs-salariés

permettant la reconstitution des trajectoires individuelles et des épisodes emploi-emploi avec caractéristiques d'entreprises ne sont pas assez développées en France.

Un autre prolongement de ce travail consiste à utiliser l'intégralité du fichier. Comme nous l'avons expliqué auparavant, la taille trop importante de l'échantillon final représente une limite majeure dans l'estimation des modèles probit bivariés avec sélection. Pour cette raison, nous avons opté pour une utilisation partielle des données. Nous avons présenté les résultats avec le modèle probit bivarié avec sélection uniquement pour deux années. Nous envisageons à mettre en place la méthode des moindres carrés asymptotiques (MCA) qui permet l'utilisation de la totalité des données. Cette méthode consiste à diviser l'échantillon final dans une multitude de sous-échantillons de taille assez réduite et de mener l'estimation sur ceux-ci. Au final, nous recalculons les estimateurs ainsi que leurs les écarts-types. Chaque paramètre estimé est pondéré par l'inverse de sa variance afin d'obtenir une combinaison linéaire de variance minimale. Comme nous allons travailler avec des petits sous-échantillons cela va réduire le temps de calcul. Pour un exemple d'utilisation des MCA dans la littérature française voir Duguet et al. (2009).

Lors de la mise en place du probit bivarié avec sélection, chaque observation est considérée comme un salarié différent, même si en réalité plusieurs observations correspondent au même individu. Dans des tests supplémentaires, nous avons essayé de contrôler en même temps l'hétérogénéité inobservée associée aux salariés et la sélection associée à la mobilité avec des estimations en plusieurs étapes. Dans le cadre de recherches futures, nous souhaitons affiner cette analyse (avec des estimations en simultané) et nous envisageons également de prendre en compte l'hétérogénéité inobservée correspondant aux entreprises entre lesquelles se réalise la mobilité. En outre, nous avons décidé de nous positionner du point de vue du « réseau sectoriel », mais on aurait pu très bien mettre en avant un autre type de réseau, comme par exemple, celui lié à la mobilité à l'intérieur des groupes financiers. Les liens trouvés entre les différents « réseaux d'entreprises » doivent être interprétés avec précaution. Ils représentent avant tout des corrélations entre les « réseaux d'entreprises » car, on ne peut pas réellement leur attribuer un impact causal. La littérature sur les « réseaux d'entreprises » étant en train de se développer, nous ne pouvons pas postuler quant à la manière dont un certain « réseau » pourrait affecter un autre. De toute manière, par leur construction, les variables de « réseaux d'entreprises » sont endogènes à la mobilité intrasectorielle. Ainsi, pour calculer les « effets purs » de ces « réseaux d'entreprises » sur le « réseau sectoriel », il faudrait tenir compte de cette endogénéité potentielle. Contrôler en

même temps le biais de sélection, l'hétérogénéité et l'endogénéité de plusieurs variables explicatives n'est réalisable que très difficilement. Dans le chapitre IV, nous présentons une telle démarche mais pour une variable expliquée continue avec une seule variable explicative continue potentiellement endogène. Dans un prolongement de ce chapitre, nous partons avec un objectif moins ambitieux : contrôler uniquement l'endogénéité des variables de réseaux et laisser de côté les autres deux biais (hétérogénéité inobservée et sélection). Ce type de démarche peut être mise en place avec des systèmes d'équations simultanées multivariées pour variables binaires. Pourtant, la grande difficulté dans ce type de démarche est de trouver des instruments valides pour convaincre du bon contrôle de l'endogénéité. Plusieurs logiciels offrent des commandes préprogrammées qui permettent ce type de modélisation[137].

Enfin, dans ce chapitre, les épisodes de mobilité ayant lieu dans des entreprises qui connaissent un processus de fusion-acquisition n'ont pas été retenus dans les fichiers finaux. Il est très difficile d'identifier si ces épisodes entraînent réellement une mobilité ou au contraire, entraînent un simple changement d'identifiant de l'entreprise. Pour cette raison, dans une future recherche, nous souhaitons nous concentrer sur ces épisodes si spécifiques de mobilité.

[137] Sous Stata, pour les modèles probit multivariés, il existe la commande *mvprobit* ; pour les probit bivariés, la commande *biprobit* et pour les probit trivariés, la commande *triprobit.*

Annexes chapitre VI

Annexe 6.1 : L'appariement et le nettoyage des fichiers

Annexe 6.2 : Les résultats du modèle probit avec sélection (année 1997)

Annexe 6.1 : L'appariement et le nettoyage des fichiers

Les données utilisées dans ce chapitre sont le résultat de l'appariement de trois principales sources de données : le panel DADS, l'enquête LIFI et les fichiers BRN. Comme nous l'avons déjà précisé, le panel DADS est mobilisé dans plusieurs projets de recherche en France. Il représente une source de données longitudinale appariée employeur-salarié. Nous disposons uniquement des données qui couvrent la période 1991-1999. Le panel DADS nous permet de mesurer d'une manière extrêmement précise les salaires et les périodes d'emploi. Cette source donne également des informations sur l'âge, le sexe et le niveau de qualification des salariés. Pour chaque observation, nous avons une information à trois niveaux : individu, entreprise et année. Par rapport à ces trois dimensions, l'appariement avec d'autres sources de données se réalise assez aisément.

Dans ce chapitre, nous mobilisons également l'enquête LIFI. Son utilisation représente un point extrêmement original car, pour chaque entreprise, nous connaissons toutes ses relations financières avec d'autres entreprises. Dans la littérature, ces données sont généralement difficiles à obtenir.

Finalement, nous utilisons les fichiers BRN qui proposent des mesures de l'emploi et différentes variables de performance économique pour la majorité des entreprises en France.

A partir du panel DADS, nous construisons deux fichiers finaux qui sont mobilisés dans ce chapitre : le fichier « emploi » et le fichier « mobilité ». Dans la littérature, Abowd, Finer, Kramarz et Roux (1997) réalisent un appariement très semblable. En outre, comme Dellare et Duhautois (2003) utilisent des fichiers presque identiques aux notre, les différentes étapes de l'appariement peuvent être également retrouvées dans leur travail. Le fichier « emploi » contient toutes les périodes d'emploi de tous les individus entre 1991 et 1999. Le fichier « mobilité » correspond à tous les épisodes de mobilité réalisés par les individus entre les périodes d'emploi. Afin de construire ces deux fichiers, nous suivons une démarche méthodologique en onze étapes.

L'étape 1 :

Le fichier d'entrée : le panel DADS contient 10 329 881 observations sur la période 1991-1999.
Le fichier de sortie : le panel DADS corrigé contient 10 329 881 observations.

Dans cette étape, nous corrigeons une erreur liée à l'identifiant des établissements. Dans le panel DADS, cet identifiant a cinq chiffres. A partir de 1993, le cinquième chiffre a été supprimé et le chiffre 0 a été rajouté en première position de l'identifiant de l'établissement. Par exemple, l'identifiant « 00015 » est remplacé par « 00001 ». Les épisodes d'emploi étant construits au niveau de l'établissement[138], nous sommes obligés d'effectuer cette correction. Nous réalisons ce type de changement d'identifiant pour les années 1991 et 1992. En outre, tous les identifiants qui commencent par quatre zéros en 1991 et 1992 ne sont pas corrigés.

[138] Les mouvements entre des établissements appartenant à la même entreprise ont lieu entre différentes années et jamais au cours de l'année. Dans le fichier « mobilité », parmi les 276 652 mouvements réalisés entre des établissements appartenant à la même entreprise, uniquement 7 d'entre eux ont lieu à l'intérieur de l'année.

L'étape 2 :

Le fichier d'entrée : le panel DADS contient 10 329 881 observations (qui correspondent à 1 750 437 individus).
Le fichier de sortie : Le fichier « emploi » contient 8 071 820 observations (qui correspondent à 1 446 041 individus).

D'abord, nous éliminons toutes les observations avec des identifiants erronés. Ainsi, 548 051 observations sont supprimées. Ensuite, nous effaçons toutes les observations correspondant à des épisodes avec des dates de début ou de fin (à l'intérieur de l'année) erronées (dates supérieures à 360 ou la date de début est supérieure à la date de fin). De cette façon, nous écartons de l'analyse 219 999 observations.

Dans un prochain pas, nous « reconnectons » des épisodes d'emploi. Nous utilisons la règle suivante : quand deux épisodes d'emploi pour le même établissement et pour le même individu sont séparés par un épisode de non-emploi de strictement moins 31 jours, les deux épisodes d'emploi sont fusionnés et les 30 jours sont pris dans le calcul de cette dernière période. Le nombre d'observations passe ainsi de 9 561 831 à 4 721 256 observations.

Pour certains individus, nous identifions les épisodes qui sont inclus dans d'autres épisodes (les périodes d'emplois emboîtées) : une période d'emploi emboîtée commence, pour un même individu, après une autre période (ou en même temps) et finit avant la fin de cette autre période (ou en même temps). Ces épisodes particuliers sont mis dans un fichier qu'on appelle « emboîté » et qui contient 849 850 observations[139]. A ce stade, notre fichier continent 3 871 406 observations.

Nous créons également un fichier d'épisodes de non-emploi (qu'on appelle « nonemploi_interm ») et qui contient uniquement les épisodes de non-emploi compris entre deux épisodes d'emploi. Ces épisodes de non-emploi intermédiaires correspondent à 1 780 446 observations. Nous assemblons le ficher initial et le fichier « nonemploi_interm » et nous obtenons un fichier contenant 3 871 406 + 1 780 446 = 5 651 852 observations.

Nous effectuons une correction supplémentaire pour tous les épisodes d'emploi dans le même établissement qui remplissent trois conditions : a) se terminent aux 31 décembre de l'année t ; b) sont caractérisés par un épisode intermédiaire de non-emploi avec une durée d'un an ; c) et recommencent le 1 janvier de l'année $t+2$. Dans ce cas, nous considérons un épisode d'emploi unique. En imposant cette condition, le fichier passe de 5 651 852 observations à 5 639 298 observations.

Nous construisons un deuxième fichier d'épisodes de non-emploi qui contient tous les épisodes initiaux de non-emploi. Toutes ces périodes commencent au 1er janvier 1991 et se terminent quand l'individu figure pour la première fois en emploi. On appelle ce fichier « nonemploi_ini » et il contient 848 294 observations. 58% de tous les individus connaissent un tel épisode initial de non-emploi.

D'une façon similaire, nous construisons le fichier « nonemploi_fin » qui contient les épisodes finaux de non-emploi. Ce fichier contient 734 378 observations.

Nous mettons ensemble tous ces fichiers et nous obtenons un nouveau fichier qui contient 848 294 + 734 378 + 5 639 298 = 7 221 970 observations. Il est possible alors de vérifier pour tous les individus que la somme des différentes périodes est égale à 9 x 360=3 240 jours (voir tableau A). Les éventuelles erreurs sont dues à des approximations et elles ont été corrigées par la suite.

[139] Un exemple de période emboîtée : un salarié qui occupe un emploi à temps partiel et qui décide de prendre en même temps un autre emploi.

Finalement, dans cette étape, nous prenons en compte les observations contenues dans le fichier avec les périodes d'emploi emboîtées (fichier « emboîté »). On appelle le fichier obtenu à la fin, fichier « emploi ». Il contient 7 221 970 + 849 850 = 8 071 820 observations.

Tableau A : Le nombre total de jours renseignés

Nombre de jours	Fréquence	Pourcentage	Fréquence cumulée	Pourcentage cumulé
3231	1	0,00	1	0,00
3232	9	0,00	10	0,00
3233	99	0,01	109	0,01
3234	482	0,03	591	0,04
3235	2518	0,17	3109	0,22
3236	1065	0,72	13474	0,93
3237	39640	2,74	53114	3,67
3238	150390	10,40	203504	14,07
3239	509444	35,23	712948	49,30
3240	733093	50,70	1446041	100,00

Source : Panel DADS. Période : 1991-1999

L'étape 3 :

Le fichier d'entrée : le fichier « emploi » contient 8 071 820 observations (qui correspond à 1 446 041 individus).
Le fichier de sortie : le fichier « emploi » contient 7 923 224 observations (qui correspond à 1 404 532 individus).

Nous effaçons d'abord 148 596 observations pour lesquelles l'année de naissance des salariés est inférieure à 1925 ou supérieure à 1985.

Nous prenons un exemple de carrière individuelle assez complexe (cf. schéma A). Les épisodes B, C, D, E, F et G sont inclus dans l'épisode A mais ils sont également inclus les uns dans les autres. Dans cet exemple, nous marquons à la fin de chaque ligne un chiffre qui représente le niveau d'emboîtement des périodes d'emploi. Cette étape permet donc l'identification des situations d'emboîtement. Nous calculons que 18% de tous les épisodes d'emploi (835 391 observations parmi 4 641 236 observations) sont complètement inclus dans un autre épisode d'emploi.

Schéma A : Un exemple d'épisodes emboîtés

```
Episode A : ----------------------------------------------------------------------------------------0
Episode B :            ---------------------------------------------------1
Episode C :                   -------------------------------------------------------------------1
Episode D :                       ------------------------------------2
Episode E :                                  -------------------------------2
Episode F :                                           -----3
Episode G :                                             ------------------------------------------------1
```

Le tableau B décrit le niveau d'emboîtement de tous les épisodes d'emploi. Le niveau le plus haut correspond au niveau 0 et les périodes incluses les unes dans les autres correspondent aux niveaux 1, 2, etc. Seulement 4% de tous les épisodes d'emploi sont emboîtés dans au moins deux épisodes d'emploi (niveau 2 et niveau supérieur) (cf. tableau B) Ce calcul est réalisé également au niveau de l'individu et le tableau C présente la distribution de ces épisodes. Nous observons que 17% des 1 404 532 individus ont au moins une période d'emploi emboîtée dans une autre période d'emploi et que 78% des individus n'ont pas de

période d'emploi emboîtée (cf. tableau C). En outre, moins de 4% des individus connaissent au moins une période d'emploi de niveau 2 ou supérieur à 2.

Tableau B : Les niveaux d'emboîtement (épisode d'emploi)

Niveau d'emboîtement	Fréquence	Pourcentage	Fréquence cumulée	Pourcentage cumulé
0	3805845	82,00	3805845	82,00
1	646696	13,93	4452541	95,93
2	113896	2,45	4566437	98,39
3	35093	0,76	4601530	99,14
4	15821	0,34	4617351	99,49
5	8827	0,19	4626178	99,68
6	5292	0,11	4631470	99,79
7	3416	0,07	4634886	99,86
8	2074	0,04	4636960	99,91
9	1374	0,03	4638334	99,94
10	920	0,02	4639254	99,96
11	631	0,01	4639885	99,97
12	475	0,01	4640360	99,98
13	298	0,01	4640658	99,99
14	207	0,00	4640865	99,99
15	132	0,00	4640997	99,99
16	89	0,00	4641086	100,00
17	45	0,00	4641131	100,00
18	26	0,00	4641157	100,00
19	19	0,00	4641176	100,00
20	16	0,00	4641192	100,00
21	9	0,00	4641201	100,00
22	8	0,00	4641209	100,00
23	8	0,00	4641217	100,00
24	6	0,00	4641223	100,00
25	4	0,00	4641227	100,00
26	3	0,00	4641230	100,00
27	4	0,00	4641234	100,00
28	1	0,00	4641235	100,00
29	1	0,00	4641236	100,00

Source : Panel DADS. Période : 1931691-1999

Tableau C : Les niveaux d'emboîtement (individu)

Niveau d'emboîtement	Fréquence	Pourcentage	Fréquence cumulée	Pourcentage cumulé
0	1101317	78,41	1101317	78,41
1	251655	17,92	1352972	96,33
2	38541	2,74	1391513	99,07
3	7913	0,56	1399426	99,64
4	2432	0,17	1401858	99,81
5	1097	0,08	1402955	99,89
6	588	0,04	1403543	99,93
7	369	0,03	1403912	99,96
8	192	0,01	1404104	99,97
9	131	0,01	1404235	99,98
10	77	0,01	1404312	99,98
11	56	0,00	1404368	99,99
12	51	0,00	1404419	99,99
13	34	0,00	1404453	99,99
14	26	0,00	1404479	100,00
15	16	0,00	1404495	100,00

16	12	0,00	1404507	100,00
17	8	0,00	1404515	100,00
18	5	0,00	1404520	100,00
19	1	0,00	1404521	100,00
20	4	0,00	1404525	100,00
21	2	0,00	1404527	100,00
23	1	0,00	1404528	100,00
24	1	0,00	1404529	100,00
27	2	0,00	1404531	100,00
29	1	0,00	1404532	100,00

Source : Panel DADS. Période : 1991-1999

L'étape 4 :

Le fichier d'entrée : le fichier « emploi » contient 7 923 224 observations (qui correspondent à 1 404 532 individus).
Les fichiers de sortie : le fichier « emploi » contient 6 761 766 observations (qui correspondent à 1 231 646 individus)
le fichier « public » contient 334 091 observations (qui correspondent à 121 326 individus).

Dans cette étape, nous effaçons les épisodes d'emploi qui ont un niveau d'emboîtement au moins égal à 2. Cela revient à éliminer 827 367 observations. Nous créons un nouveau fichier appelé « public » contenant les observations pour lesquelles l'emploi a lieu dans un établissement public. Il contient 334 091 observations. Finalement, nous éliminons ces épisodes d'emploi dans la fonction publique.

L'étape 5 :

Le fichier d'entrée : le fichier « emploi » contient 6 761 766 observations (qui correspondent à 1 231 646 individus).
Le fichier de sortie : le fichier « emploi » contient 6 758 410 observations (qui correspondent à 1 231 423 individus).

Dans l'étape antérieure, on ne tient pas compte des épisodes d'emploi qui sont emboîtés comme dans l'exemple suivant (cf. schéma B).

Schéma B : Un autre exemple d'épisodes emboîtés

Episode A : ----------0
Episode B : ----------1
Episode E : ----------0
Episode F : ----------1

Dans le schéma B, l'épisode F est inclus en E et il est également inclus en B. Dans l'algorithme précédent, ce type de situation n'est pas pris en compte. Comme le niveau d'emboîtement devrait être 2, il est nécessaire d'éliminer ce type de salarié. 223 individus se trouvent dans une telle situation (ce qui correspond à 3 356 observations) et ils sont donc effacés lors de cette étape. Le fichier « emploi » contient maintenant 6 758 410 observations pour 1 231 423 individus.

L'étape 6 :

Le fichier d'entrée : le fichier « emploi » contient 6 758 410 observations (qui correspondent à1 231 423 individus).
Le fichier de sortie : le fichier « mobilité » contient 3 023 702 observations (qui correspondent à 773 936 individus).

Dans cette étape, nous construisons un fichier appelé « mobilité » qui contient tous les épisodes de mobilités. Plus précisément, ce fichier contient tous les événements de mobilité réalisés entre deux épisodes d'emploi. A ce stade, nous définissons ce qu'on entend par « épisode de mobilité ». Nous prenons l'exemple d'une carrière individuelle comme dans Dellare et Duhautois (2003) (cf. schéma C). Pour cet individu, A, B, C, D E, F et G sont des épisodes d'emploi. Nous observons que les épisodes B, C et E sont des épisodes emboîtés et que les épisodes D et C se chevauchent.

Schéma C : Un autre exemple de carrière

```
Episode A : --------------------------
Episode B :   ----------------
Episode C :     -----------------
Episode D :         -------------------------------
Episode E :                         --------
Episode F :                                         ---------------------
Episode G :                                                               ---------------
```

A partir de ces informations, il faut définir les mobilités. Nous construisons, pour chaque individu, une matrice entre ces épisodes (voir tableau D). Nous imposons deux règles afin de décider s'il y a ou non un lien entre deux épisodes d'emploi et donc s'il y a de la mobilité entre ces épisodes :

Règle 1 : Si deux périodes d'emploi sont « actives » simultanément, alors celle qui commence le plus tôt « est connectée » à celle qui commence plus tard. Cela crée une mobilité potentielle de la première période vers la seconde.

Règle 2 : Cette règle vise à « raccorder » deux épisodes d'emploi (épisodes A et B) de telle manière que l'épisode B représente la première période d'emploi qui commence après que la période A se termine. Ainsi, la période A est « connectée » à la période B. Ainsi, une mobilité potentielle est signalée de A vers B.

Tableau D : La matrice des liens entre les différents épisodes

	A	B	C	D	E	F	G
A	0	1	1	1	2	0	0
B	0	0	1	1	2	0	0
C	0	0	0	1	2	0	0
D	0	0	0	0	1	2	0
E	0	0	0	0	0	2	0
F	0	0	0	0	0	0	2
G	0	0	0	0	0	0	0

Le fichier « mobilité » est construit en utilisant ces deux règles. Il contient 3 023 702 épisodes de mobilité pour 773 936 individus. Chaque épisode est déterminé par une de ces

deux règles. 80% des épisodes correspond à la règle 2. 36% de ces épisodes ont lieu à l'intérieur d'une année et 64% ont lieu entre deux ans. Nous gardons dans notre fichier le nombre de jours entre deux épisodes (il peut être négatif quand deux périodes d'emploi se chevauchent).

L'épisode 7 :

Les fichiers d'entrée : le fichier « mobilité » contient 3 023 702 observations (qui correspondent à 773 936 individus).
les fichiers GR91, GR92,…, GR99 (ils identifient l'appartenance d'une entreprise à un groupe et ils sont construits à partir de l'enquête LIFI).
les fichiers M9192, M9293,…, M9899 (ils identifient la composition du groupe et la tête du groupe et ils sont construits à partir de l'enquête LIFI).
Le fichier de sortie : le fichier « mobilité » contient 3 023 702 observations (qui correspondent à 773 936 individus).

Dans cette étape, nous introduisons les variables nécessaires pour identifier les groupes financiers ainsi que la mobilité à l'intérieur d'un groupe. L'enquête LIFI est annuelle tandis que la mobilité peut se faire à l'intérieur de l'année ou entre des années différentes.

Dans le fichier « mobilité », chaque observation contient l'identifiant de l'entreprise d'origine et l'identifiant de l'entreprise de destination. Si l'épisode a lieu entre deux années, alors nous savons si pendant l'année *t*, l'entreprise d'origine appartient à un groupe et de manière similaire en *t+1* pour l'entreprise de destination. Cependant, entre *t* et *t+1* le groupe financier et ses identifiants changent. Par conséquent, pour être sûr que la mobilité a réellement lieu, il faut introduire des variables supplémentaires. Nous utilisons trois variables (deux proviennent des fichiers M9192, M9293,…, M9899, tandis que la troisième provient des fichiers GR91, GR92,…, EGO99) :

- variable 1 : pour chaque entreprise nous connaissons son groupe et la composition de ce groupe en *t*, l'identifiant du groupe en *t+1* défini par le groupe qui contient la part la plus importante (pondérée) des entreprises qui était dans le groupe en *t*.
- variable 2 : pour chaque entreprise, nous connaissons son group et sa tête de groupe en *t*, l'identifiant du groupe en *t+1* défini par le groupe qui a la même tête du groupe comme celle de l'année *t*.
- variable 3 : pour chaque entreprise, nous connaissons le groupe auquel elle appartient en *t+1*.

En utilisant ces trois variables, il est possible de comparer avec l'identifiant du groupe de l'entreprise de destination et de vérifier s'il y a vraiment mobilité. Dans le cas de la mobilité à l'intérieur d'une année, la construction des variables se fait de manière simple et directe.

L'étape 8 :

Le fichier d'entrée : le fichier « emploi » contient 6 758 410 observations (qui correspondent à 1 231 423 individus).
Le fichier de sortie : le fichier « emploi » contient 6 758 410 observations (qui correspondent à 1 231 423 individus).

Dans cette étape, nous incluons dans le fichier « emploi » toutes les variables disponibles à partir du panel DADS. Les informations les plus importantes concernent le niveau de qualification, le statut de l'emploi (emploi à temps plein ou à temps partiel), ainsi

que le salaire. Une démarche similaire est menée sur le fichier « mobilité » qui contient 3 023 702 observations pour 773 936 individus.

L'étape 9 :

Le fichier d'entrée : le fichier « emploi » contient 6 758 410 observations (qui correspondent à 1 231 423 individus).
Le fichier de sortie : le fichier « emploi » contient 6 758 410 observations (qui correspondent à 1 231 423 individus).

Dans le cadre de cette étape, pour les épisodes d'emploi supérieurs à deux ans, nous introduisons des variables supplémentaires qui caractérisent le « milieu » des épisodes. En outre, nous construisons une variable indiquant le salaire moyen. Quand l'année correspondant au « milieu » de l'épisode est manquante, nous utilisons des techniques d'imputation : nous utilisons la période qui suit l'année qui correspond au « milieu » de l'épisode. Nous appliquons la même procédure au fichier « mobilité » contenant 3 023 702 observations pour 773 936 individus.

L'étape 10 :

Les fichiers d'entrée : le fichier « mobilité » contient 3 023 702 observations (qui correspondent à 773 936 individus).
les fichiers MDST91, MDST92,…, MDST99 (qui sont des fichiers décrivant les processus de fusion-acquisition).
Le fichier de sortie : le fichier « mobilité » contient 1 747 723 observations (qui correspondent à 677 854 individus).

Même si nous avons annoncé que dans ce chapitre nous utilisons trois sources de données, nous mobilisons de manière secondaire les fichiers MDST. Nous créons une variable binaire pour d'identifier les épisodes de mobilité qui correspondent à des phénomènes liés au changement de structure des entreprises (fusions-acquisitions). Cette nouvelle variable est égale à 1 si l'emploi décroît de 10% juste avant une restructuration. Finalement, nous décidons de ne pas garder dans notre analyse les observations qui correspondent à une restructuration d'entreprise pour les épisodes de mobilité. En effet, pour la grande partie des salariés, le changent de l'identifiant de l'entreprise est potentiellement « virtuel ». Dans des recherches futures, nous analyserons exclusivement ces épisodes de mobilité.

L'étape 11 :

Les fichiers d'entrée : le fichier « emploi » contient 6 758 410 observations (qui correspondent à 1 231 423 individus)
le fichier « mobilité » contient 1 747 723 observations (qui correspondent à 677 854 individus)
Les fichiers de sortie : plusieurs variantes du fichier « emploi »
plusieurs variantes du fichier « mobilité »

Lors de cette étape finale, nous apparions les fichiers « emploi » et « mobilité » avec les sources de données BRN. Les BRN donnent des mesures de l'emploi, de la valeur-ajoutée

et d'autres variables de performance économique pour la majorité des entreprises en France (voir le chapitre 2 pour une présentation détaillée de ces fichiers). Le nombre d'observations du fichier « emploi » varie de 5 302 324 à 3 624 799 en fonction des variables d'entreprise utilisées. En ce qui concerne le fichier « mobilité », le nombre d'observations est égal à 1 747 723 (sans l'appariement avec BRN), 1 143 322 (quand on apparie avec BRN et après avoir éliminé les valeurs manquantes pour la valeur-ajoutée) et 1 312 417 (quand on apparie avec BRN et après avoir éliminé les valeurs manquantes pour la variable d'emploi).

Dans le cadre de notre démarche empirique, nous utilisons des fichiers de taille différente en fonction des variables retenues et de la technique statistique utilisée (statistiques descriptives pour le calcul des taux de mobilité ; statistiques descriptives pour le calcul de la distribution des caractéristiques individuelles et d'entreprises dans la mobilité intrasectorielle, estimation de type probit bivarié avec sélection). Pour la section 4.1, nous utilisons le fichier « emploi » qui change de taille en fonction de la variable d'entreprise mise en avant. Pour la section 4.2, nous utilisons le fichier « mobilité » contenant 1 312 417 observations. Lors de la stratégie économétrique, les choses se complexifient car, nous décidons de travailler sur des sous-échantillons annuels afin de diminuer le temps d'estimation (voir la section 4.3 pour plus de détails). Par exemple, pour un des fichiers annuels de 1997, le fichier « emploi » contient 529 947 observations et le fichier « mobilité » continent 97 957 observations.

Annexe 6.2 : Les résultats du modèle probit avec sélection (année 1997)

Variable	Estimation	Ecart-type	
Equation *intra*			
Constante	-1.888	0.0317	***
Homme	0.1327	0.0096	***
Changement d'emploi avec la même qualification (*mqual*)	0.7151	0.0100	***
Changement d'emploi avec la même taille (*mtaille*)	1.0925	0.0096	***
Changement d'emploi dans le même groupe financier (*m_grp*)	0.5380	0.0276	***
Changement d'emploi dans le même département (*mdep*)	0.0651	0.0093	***
Changement d'emploi entre deux E. avec un taux de variation de la valeur ajoutée supérieure à Q3 (*q3q3*)	0.4145	0.0127	***
Changement d'emploi entre deux E. avec un taux de variation de la valeur ajoutée supérieure à Q1 (*q1q1)*	0.2961	0.0168	***
Equation *mobile*			
Constante	-1.4429	0.0133	***
Nombre de mobilités passées (*nbmob*)	0.2169	0.0009	***
Homme	0.0743	0.0049	***
Qualification			
Ouvrier ou employé non qualifié	Réf.		
Ouvrier ou employé qualifié	-0.1037	0.0058	***
Technicien, ingénieur ou cadre dirigeant	-0.1006	0.0065	***
Salaire dans la dernière E. (ou l'E. d'origine)	-0.0000	0.0000	***
Temps plein dans la dernière E. (ou l'E. d'origine)	-0.0659	0.0053	***
Taille de la dernière E. (ou l'E. d'origine)			
Moins de 20 salariés	Réf.		
Entre 20 et 499 salariés	0.0637	0.0061	***
Au moins 500 salariés	0.3210	0.0083	***
Appartenance à un groupe de la dernière E. (ou l'E. d'origine)	-0.2544	0.0062	***
La dernière E. (ou l'E. d'origine) est en Ile-de-France	-0.0841	0.0051	***
La santé économique de la dernière E. (ou l'E. d'origine)			
Variation de la valeur ajoutée > Q3 (tx_va_haut)	0.1572	0.0055	***
Variation de la valeur ajoutée < Q1 (tx_va_bas)	0.1096	0.0055	***
/arthrho	**0.1461**	**0.0125**	*****
rho (ρ)	**0.1450**	**0.0122**	
Test de type LR pour étudier l'indépendance des deux équations H0: $\rho = 0$	**chi2(1)= 137.20**	**Prob>chi2 = 0.0000**	
Nombre d'observations	**529 947**		
Observations censurées	**431 990**		
Observations non censurées	**97 957**		

Sources : DADS, LIFI, BRN. Période: 1991-1999

Note de lecture : *** indique la significativité à 1%. E. est la notation pour entreprise(s).

Observation : Nous travaillons avec un sous-échantillon qui correspond uniquement aux observations de l'année 1997. Les variables introduites dans les deux équations sont décrites en détails dans la section 3. Dans les deux équations, nous avons également introduit 34 indicatrices sectorielles au niveau NES36. Le secteur «industries agricoles et alimentaires » est pris comme référence. L'agriculture ne fait pas partie des secteurs renseignés par le panel DADS. Pour simplifier la présentation, nous n'introduisons pas dans le tableau les estimations des indicatrices sectorielles ainsi que d'autres variables de contrôle. On s'est concentré uniquement sur la présentation des variables de « réseaux d'entreprises ». Comme un travaille sur un sous-échantillon de taille plus importante, toutes les variables sont significativement différentes de zéro à 1%.

Chapitre VII

La transition chômage-emploi : les déterminants « spatiaux »

INTRODUCTION

SECTION 1 – EFFETS DE VOISINAGE ET RETOUR A L'EMPLOI

SECTION 2 – LES DONNEES ET LES VARIABLES D'INTERET

2.1– Les données
2.2– Les principaux indicateurs

SECTION 3 – LA STRATEGIE ECONOMETRIQUE

3.1– L'estimation par doubles moindres carrés ordinaires
3.2– L'estimation des modèles de durée paramétriques

SECTION 4 – LES RESULTATS

4.1– Les résultats des doubles moindres carrés ordinaires
4.2– Les résultats des modèles de durée

CONCLUSION

ANNEXES CHAPITRE VII

Introduction[140]

Dans la discussion autour de la flexicurité, le territoire est présenté comme un « socle » potentiel permettant de concilier flexibilité et sécurité (Freyssinet, 2006 et 2009). Plus généralement, le territoire apparaît assez fortement dans le débat des acteurs. Des études empiriques montrent qu'en dehors des caractéristiques individuelles, le lieu de résidence occupe une place majeure dans le déroulement des trajectoires professionnelles. Cet aspect est notamment retrouvé dans l'analyse du retour à l'emploi (par exemple, Bougard et al., 2009). Aux Etats-Unis, l'importance du lieu de résidence de l'individu dans l'explication des performances sur le marché du travail se traduit par des différents mécanismes. En France, cette littérature est en plein essor montrant l'intérêt d'étudier la place du lieu de résidence dans la sécurisation des parcours. Dans ce chapitre, nous analysons une transition professionnelle bien particulière : la transition chômage-emploi. Nous considérons le lieu de résidence comme une « ressource » potentiellement importante qui peut affecter la trajectoire de l'individu. Nous analysons ainsi le rôle d'un état donné de la trajectoire professionnelle - les conditions initiales de trajectoire traduites par la localisation géographique de la résidence de l'individu - dans le processus de retour à l'emploi. Nous n'étudions pas l'effet des politiques locales d'emploi sur la transition chômage-emploi mais nous nous intéressons à la manière dont la composition socioéconomique du lieu de résidence affecte cette transition. Le principal apport de ce chapitre est d'alimenter la réflexion sur le rôle du lieu de résidence dans le processus de sortie du chômage.

Depuis la mise en évidence par Kain (1968) d'un effet du lieu de résidence sur l'état de chômage aux Etats-Unis, de nombreux travaux se sont intéressés aux relations éventuelles entre l'organisation urbaine des villes et les performances sur le marché local du travail. La théorie économique avance l'idée selon laquelle la localisation des individus et l'organisation spatiale des villes peuvent être sources d'une concentration spatiale du chômage, à travers, notamment, deux mécanismes : d'un côté, le rôle défavorable de la déconnexion physique entre le lieu de résidence et les centres d'emplois (l'hypothèse de *spatial mismatch*) et de l'autre côté, les effets négatifs de la ségrégation résidentielle entre groupes socio-

[140] Ce chapitre est une version allongée de l'article « Caractéristiques communales et retour à l'emploi : une analyse empirique sur données françaises » (avec Florent Sari), qui va paraître dans la Revue d'Economie Rurale et Urbaine dans un numéro spécial dédié à la conférence « La nouvelle question spatiale : Ségrégation urbaine et accès à l'emploi » (septembre 2008).

économiques. Dans ce chapitre, nous nous intéressons exclusivement au second mécanisme. Plus précisément, nous cherchons à évaluer les effets de vivre dans une commune défavorisée sur le retour à l'emploi. Nous entendons par commune défavorisée, une commune dont certaines caractéristiques socio-économiques sont défavorables. Nous mobilisons trois indicateurs différents qui permettent d'avoir une mesure variée du phénomène : le taux de chômage, la part des actifs non-diplômés et le potentiel fiscal de la commune.

Mesurer l'effet de ces trois caractéristiques communales sur la durée du retour à l'emploi nécessite de combiner quatre sources de données : l'enquête « Trajectoires des demandeurs d'emploi », les recensements de la population de 1990 et 1999, les « Revenus Fiscaux des Ménages » de 1996 et l'inventaire communal de 1998. L'appariement de ces sources de données constitue un appareillage statistique original et riche. Au final, nous travaillons sur un échantillon contenant 6 543 individus.

Le fait d'habiter dans une commune qui est caractérisée par certains attributs n'est pas le fruit du hasard. En effet, il est très probable que les individus se trient spatialement en fonction de caractéristiques qui leur sont propres : le choix de localisation résidentielle détermine et est déterminé par les performances sur le marché du travail. Pour contrôler ce biais d'endogénéité, nous mettons en place deux types de modèles : des estimations par la méthode des doubles moindres carrés ordinaires et des modèles de durée avec variables instrumentales.

Le reste du chapitre s'organise de la façon suivante. La section 1 présente une brève revue de la littérature sur les effets de voisinage. Les données et les principales variables sont ensuite exposées dans la section 2. La méthodologie économétrique est quant à elle décrite dans la section 3 et les résultats sont discutés dans la section 4. Enfin, nous concluons l'analyse.

Section 1 –Effets de voisinage et retour à l'emploi

De nombreuses études en économie du travail et plus particulièrement celles développées dans le cadre de la théorie du « job search » ont exposé les effets des caractéristiques individuelles des travailleurs ou encore des politiques publiques sur le retour

à l'emploi. Cependant, encore trop peu d'entre elles prennent en considération les effets des contraintes spatiales. Concrètement, il importe de comprendre comment l'organisation de l'espace urbain peut affecter les opportunités économiques des habitants de certaines zones. L'étude du retour à l'emploi dans une perspective spatiale n'est pourtant pas récente. Ce type de littérature s'est principalement développé aux Etats-Unis (Kain, 1968), où les empiristes ont identifié l'existence des deux phénomènes concernant les contraintes spatiales : *le spatial mismatch* (déconnexion entre lieu de résidence et lieu de travail) et *la ségrégation résidentielle*. Dans ce chapitre, nous étudions exclusivement la ségrégation résidentielle. Par ségrégation résidentielle nous entendons un concept opposé à celui de mixité sociale. Nous travaillons au niveau des communes françaises. Une commune ségrégée est dans notre étude une commune qui concentre des fortes proportions de populations fragiles (comme les non diplômés, les pauvres, les chômeurs). Nous analysons comment le fait de vivre dans une commune défavorisée intervient dans le processus de retour à l'emploi. Dans la littérature, la ségrégation résidentielle peut être décrite par différents mécanismes. Nous présentons, en particulier, trois mécanismes qui exposent le rôle potentiellement négatif de la ségrégation résidentielle.

En premier lieu, la ségrégation résidentielle peut être un frein à l'acquisition de capital humain. Dans les quartiers qui concentrent les étudiants en difficulté, les externalités de capital humain impactent négativement sur la réussite scolaire et l'employabilité future (Bénabou, 1993). Une autre conséquence de ce phénomène réside dans le fait que ces quartiers sont souvent exposés à l'émergence de problèmes sociaux qui peuvent aussi détériorer l'employabilité des demandeurs d'emploi. Dans la « théorie épidémique des ghettos », Crane (1991) montre que la probabilité pour un jeune d'adopter un certain comportement est fortement corrélée avec la part d'individus adoptant déjà ce comportement. Pour les chômeurs, ce processus est aussi vérifié : lorsque les adultes d'un quartier sont massivement au chômage, l'incitation pour un jeune à rechercher un emploi est très faible. Ces populations fragiles ne représentent pas un modèle de réussite et par conséquent, elles ne créent que de faibles incitations à la recherche d'emploi pour les autres.

En deuxième lieu, il est observé qu'une part importante des emplois est souvent trouvée par l'intermédiaire des contacts personnels. Ce mode de recherche est généralement mobilisé par les personnes peu qualifiées, les jeunes entrants sur le marché du travail et les minorités ethniques (Holzer, 1988). Si les demandeurs d'emploi vivent dans des quartiers où le taux de chômage est déjà élevé, la probabilité d'avoir des contacts au chômage sera

importante. Ce faisant, ils ne pourront s'appuyer sur leurs « réseaux sociaux ». Un individu habitant dans ces quartiers défavorisés ne bénéficiera vraisemblablement que d'un réseau social de faible qualité.

Finalement, la ségrégation résidentielle est susceptible de réduire la probabilité de recevoir des offres d'emploi puisque les employeurs peuvent adopter un comportement discriminatoire envers les habitants de certains quartiers. Les employeurs peuvent considérer que les habitants des zones stigmatisées ont des habitudes de travail plus mauvaises ou sont plus susceptibles d'adopter des comportements déviants. En outre, dans les emplois où le contact avec la clientèle est primordial, les employeurs peuvent faire de la discrimination envers les habitants de quartiers ségrégés afin de satisfaire les préjugés d'une partie de leur clientèle (Holzer et Ihlanfeldt, 1998).

Après cette brève description des mécanismes qui se cachent derrière la ségrégation résidentielle, il importe de préciser que le lien entre l'organisation urbaine des villes et les performances sur le marché local du travail n'est pas forcement consensuel. Comme nous venons de le montrer, il est probable que les interactions de voisinage affectent vraisemblablement les performances sur le marché du travail (à travers d'éventuels effets de pairs, l'influence et le rôle des modèles sociaux dans le processus d'acquisition de capital humain).

Pour d'autres, néanmoins, la causalité est inverse : les individus se trient dans l'espace en fonction de caractéristiques économiques différentes ou de préférences hétérogènes. Dans ces conditions, il n'est guère surprenant d'assister à une concentration importante de chômeurs dans certains quartiers ou communes. En effet, différents mécanismes peuvent être à l'origine du choix des individus de s'isoler les uns des autres ou du choix de se regrouper. Nous présentons les deux principaux mécanismes : premièrement, des individus ayant des préférences hétérogènes pour la fourniture d'un bien public vont « voter avec leurs pieds » et vont se regrouper en collectivités locales homogènes. Ceci afin d'optimiser leur consommation de biens publics financés par les impôts locaux (Tiebout, 1956). Ainsi, des préférences pour les aménités locales telles que les jardins publics, espaces verts, activités culturelles et sportives peuvent être à l'origine de regroupements d'individus aux préférences et caractéristiques socio-économiques semblables, conduisant à une véritable ségrégation résidentielle. Deuxièmement, le choix de localisation des individus peut aussi s'effectuer en fonction de préférences en termes de composition sociale et/ou ethnique du quartier.

Concrètement, les individus vont délaisser certaines localisations lorsque la composition socio-ethnique de celles-ci y dépasse un seuil de basculement (Galster, 1990). A l'inverse, il peut exister aussi des phénomènes de communautarisme. C'est typiquement le cas lorsque des individus d'une origine donnée désirent vivre avec des personnes de même origine (Selod et Zenou, 2001).

Ce chapitre est au cœur de ce débat car nous analysons les effets des caractéristiques communales sur le retour à l'emploi tout en tenant compte du fait que celles-ci motivent la décision de l'individu d'habiter dans un endroit plutôt qu'un autre ; ce qui en retour renforce la ségrégation résidentielle et ses effets potentiels. Du point de vue économétrique, cette simultanéité est à l'origine d'un biais d'endogénéité. Nous cherchons donc à contrôler de ce biais lorsque nous évaluons l'effet d'habiter une commune défavorisée sur le retour à l'emploi.

Un certain nombre de travaux français se sont déjà intéressés aux effets de quartier ou à l'impact du lieu de résidence sur le retour à l'emploi. Dujardin et Goffette-Nagot (2007) estiment les effets de vivre dans un quartier défavorisé sur le niveau de chômage dans l'aire urbaine lyonnaise. Les auteurs trouvent que le fait de vivre dans les 35% des quartiers les plus défavorisés de l'aire urbaine, accroît significativement la probabilité d'être au chômage. Gobillon et al. (2007) montrent également, pour la région Ile-de-France, des effets de quartier, auxquels s'ajoute le problème de la distance aux centres d'emplois. Ce dernier papier propose de contrôler le biais lié à l'éventuel tri dans l'espace des individus, en se concentrant sur un sous-échantillon d'individus habitant en HLM[141]. En revanche, Dujardin et Goffette-Nagot (2007) contrôlent l'endogénéité en mettant en place des modélisations de type probit trivariés.

D'autres travaux qui partent de la principale source de données mobilisée dans ce papier (l'enquête « Trajectoire des demandeurs d'emploi ») montrent l'importance de la prise en compte de la question spatiale en matière de retour à l'emploi. C'est le cas d'un travail de Pignoli et al. (1998) qui montre une forte inégalité des chances de retour à l'emploi selon le contexte local. Bouabdallah et al. (2002), quant à eux, montrent que si le lieu de résidence joue sur la durée du chômage, l'élargissement de la zone de recherche d'emploi permet de la réduire. L'accroissement des offres qui accompagne cet élargissement compense largement les coûts directs et d'opportunité liés à la prospection. Enfin, dans une thématique proche de

[141] Les auteurs utilisent judicieusement une particularité du processus d'attribution des logements sociaux. L'argument soutenant l'exogénéité est que les propositions de logements sociaux sont faites par les offices HLM sans que les demandeurs ne puissent a priori choisir leur localisation.

la nôtre, Choffel et Delattre (2003) s'intéressent aux effets de vivre dans un quartier défavorisé sur la durée de chômage. Ils trouvent que les facteurs géographiques contribuent aux inégalités entre actifs face au risque de chômage. A caractéristiques individuelles identiques, le fait d'habiter dans une Zone Urbaine Sensible (ZUS) tend à augmenter les durées de chômage. Toutefois, dans ce travail, les auteurs ne tiennent pas compte de l'éventuel problème d'endogénéité qui résulte du choix de localisation résidentielle, susceptible de biaiser les estimations.

Dans la section 2, nous présentons les données et les variables d'intérêt et dans la section 3, nous décrivons la démarche empirique et plus précisément, la manière par laquelle nous contrôlons du problème d'endogénéité lié à un éventuel tri dans l'espace des individus.

Section 2 –Les données et les variables d'intérêt

Dans ce chapitre, nous étudions l'impact des caractéristiques communales sur le retour à l'emploi des individus y résidant. Plus précisément, nous nous intéressons à trois attributs communaux qui décrivent le degré de « désavantage » d'une commune : le taux de chômage, la part des actifs non-diplômés et le potentiel fiscal. En ce qui concerne le retour à l'emploi, nous utilisons deux variables qui décrivent sa qualité : la durée avant de trouver un emploi (quelle que soit sa nature) et la durée avant de trouver un contrat à durée indéterminée (CDI). Dans la section 2.1, on décrit les bases de données mobilisées, le processus d'appariement et le nettoyage des données. Dans la section 2.2, nous exposons la construction des principaux indicateurs.

2.1 – Les données

Afin de mesurer l'effet des caractéristiques communales sur la durée du retour à l'emploi, nous mobilisons quatre sources de données. Dans un premier temps, nous utilisons l'enquête « Trajectoires des demandeurs d'emploi » (TDE). Elle est produite par la DARES et

couvre la période 1995-1998[142]. Cette enquête décrit les trajectoires des individus qui s'inscrivent à l'ANPE entre le 1er avril 1995 et le 30 juin 1995. Tous les individus sont donc au chômage en début de trajectoire. Les individus habitent dans une des trois régions suivantes : Nord-Pas-de-Calais, Ile-de-France ou Provence-Alpes-Côte-D'Azur et sont nés entre 1940 et 1979. Ils sont à la recherche d'un emploi à temps plein ou à temps partiel qui n'est pas nécessairement un CDI. Les individus sont interrogés trois fois (de façon rétrospective), chaque interrogation correspondant à une vague de l'enquête. Les individus de la région Nord-Pas-de-Calais sont interrogés quatre fois. Chaque vague correspond approximativement à une période d'un an. D'une vague à l'autre tous les individus ne répondent pas : il existe un problème d'attrition, puisque les individus n'ont pas nécessairement des trajectoires de même longueur. La DARES a constitué, à partir des différentes vagues de l'enquête, un fichier synthétique correspondant à un résumé de la trajectoire des individus. Chaque trajectoire est divisée en séquences décrivant la situation de l'individu sur le marché du travail (en emploi, au chômage, en inactivité, etc.). Notre analyse est menée à partir de ce fichier synthétique. Il contient initialement 8 125 individus. Cette enquête nous permet de construire les deux indicateurs de la qualité du retour à l'emploi (la durée avant de trouver un emploi - quelle que soit sa nature- et la durée avant de trouver un CDI). Nous retenons également des informations concernant les caractéristiques individuelles, les caractéristiques du ménage dans lequel l'individu réside, les caractéristiques du dernier emploi avant d'être inscrit à l'ANPE et la situation avant l'inscription à l'ANPE.

Dans un deuxième temps, nous utilisons les recensements de la population de 1990 et de 1999 produits par l'INSEE. Le recensement fournit des statistiques sur le nombre de logements, le nombre d'habitants ainsi que sur leurs caractéristiques (âge, profession exercée, conditions de logement, modes de transport, déplacements quotidiens, etc.). A partir de ces sources de données, nous construisons deux des indicateurs communaux et plus précisément, le taux de chômage et la part des actifs non-diplômés de la commune.

Dans un troisième temps, nous utilisons les « Revenus Fiscaux des Ménages » de 1996. Cette base est produite par la Direction Générale des Impôts (DGI) et contient des informations sur les foyers fiscaux et les revenus imposables en 1996[143]. Le revenu net

[142] Pour certains individus la période est prolongée jusqu'en 1999

[143] Un foyer fiscal est un ensemble de personnes identifié par un contribuable qui est imposable à l'impôt sur le revenu pour ses propres revenus, ceux de son conjoint ainsi que ceux des personnes à sa charge. Le revenu net imposable est défini comme le revenu brut global du foyer fiscal auquel ont été retranchés les charges déductibles et les abattements spéciaux.

imposable est agrégé au niveau de chaque commune. Cette information va nous permettre de construire notre troisième attribut communal : le potentiel fiscal.

Et finalement, nous utilisons l'inventaire communal de 1998. Il a été réalisé conjointement par l'INSEE et le Service Central des Enquêtes et Etudes Statistiques (SCEES) du Ministère de l'Agriculture et de la Forêt auprès de toutes les mairies de France, DOM compris. L'inventaire communal propose un bilan du cadre de la vie locale. Il repère les commerces, les services et les équipements mis à la disposition des populations dans leur environnement immédiat. La variété des sujets abordés permet une vue d'ensemble : commerces, services, santé, action sociale, sports et loisirs, culture, enseignement, lieu de culte, infrastructure, équipement hôtelier et activité touristique. A partir de cette base, nous construisons des indicatrices de présence de certaines aménités (présence de parcs, musées, piscines, etc.) qui nous sont utiles lors de la mise en place de la stratégie économétrique.

Dans l'enquête TDE, tous les individus doivent commencer leur trajectoire par une séquence de chômage. On écarte donc de l'analyse les individus qui commencent leur trajectoire par d'autres séquences. Ce problème peut apparaître comme résultant des incohérences dans la construction du fichier synthétique. Nous écartons également de l'analyse les observations avec des valeurs manquantes pour certaines variables explicatives (commune de résidence, catégories socioprofessionnelles des parents, avoir le permis de conduire, ne pas avoir accès à un moyen de transport ou encore être propriétaire, etc.)[144]. Après nettoyage, on apparie les quatre sources de données par rapport à la commune dans laquelle réside l'individu. L'appariement de ces sources de données constitue un appareillage statistique original pour étudier l'effet des caractéristiques communales sur la rapidité du retour à l'emploi.

Tableau 7.1 : Statistiques globales

Variable	(%)
Homme	51,76
Classes d'âge	
16-25 ans	34,60
26-34 ans	33,31
35-49 ans	27,17
Au moins 50 ans	4,92

[144] Pour certaines variables (le type de contrat du dernier emploi, la taille et le secteur d'activité de l'entreprise du dernier emploi, etc.) comme le nombre de valeurs manquantes est trop important, nous construisons une catégorie « ne sait pas » afin de ne pas perdre un nombre trop important d'observations. Sans ces observations, nos résultats ne sont pas affectés.

Né en France	81,30
Niveau de formation	
Etudes primaires	9,17
1er cycle enseign. gén. ét prim.	12,67
2ème cycle enseign. gén.	8,33
Enseign. tech. ou prof. court	40,72
Enseign. tech. ou prof. long	8,56
Enseign. sup.	17,08
Situation matrimoniale	
En couple	56,51
Célibataire	36,22
Antérieurement en couple	7,17
Nombre d'enfants	
Pas d'enfants	25,00
1 enfant	26,56
2 enfants	23,36
Au moins 3 enfants	25,08
Propriétaire de sa résidence	23,17
Avoir le permis de conduire	75,58
Avoir des allocations chômage	53,91
Bénéficier du RMI	7,95
Situation avant l'inscription à l'ANPE	
En emploi	57,04
En formation	6,11
En stage	12,74
Au chômage	6,20
En inactivité	13,78
Autre	4,78
Catégorie socioprofessionnelle du dernier emploi	
Ouvrier	34,99
Employé	31,45
Profession intermédiaire	9,23
Cadre, profession libérale	4,14
Type du contrat du dernier emploi	
CDI	38,33
CDD	22,88
Intérim	5,10
Autre	33,69
Dernier emploi à temps plein	59,73

Champ : 6 543 individus inscrits en début de période à l'ANPE. Echantillon obtenu en appariant quatre sources de données.

Au final, nous travaillons sur un échantillon contenant 6 543 individus qui proviennent à part égale de trois régions : Ile-de-France, Nord-Pas-de-Calais et Provence-Alpes-Côte-D'azur. Les principales statistiques descriptives de l'échantillon final sont présentées dans le

tableau 7.1[145]. Il ressort de nos données que 48% des enquêtés sont des femmes et les moins de 35 ans représentent plus des deux tiers de l'échantillon. Plus de 80% des enquêtés sont nés en France, 57% vivent en couple (mariés ou en concubinage) et 25% d'entre eux n'ont pas d'enfants. Près de 40% des individus ont un niveau d'éducation équivalent à l'enseignement technique court et 17% sont titulaires d'un diplôme de l'enseignement supérieur. 23% des individus répondant à l'enquête TDE sont propriétaires de leur logement et ils ont très majoritairement le permis de conduire (76%). En outre, 54% des enquêtés bénéficient des allocations de chômage et seulement 8% touchent le RMI. Avant de s'inscrire à l'ANPE, les individus étaient majoritairement en emploi (57%). Ils étaient 38% à occuper un poste en CDI et 60% à travailler à temps plein. Concernant la catégorie socioprofessionnelle, on observe une surreprésentation des catégories « ouvrier » et « employé » (respectivement 34,9% et 31,4%)[146].

Nous retenons les variables explicatives de contrôle suivantes : caractéristiques de l'individu (sexe, âge, lieu de naissance, niveau de formation, situation matrimoniale[147], nombre d'enfants, etc.), caractéristiques du ménage où l'individu réside (nombre de personnes composant le ménage), indicateur de mobilité (avoir le permis de conduire), caractéristiques du dernier emploi (catégorie socioprofessionnelle occupée dans le dernier emploi, type de contrat, etc.) et caractéristiques de la commune où l'individu réside (n'avoir accès à aucun moyen de transport, présence de monuments, parcs, piscine, etc.).

2.2 – Les principaux indicateurs

Afin de mesurer la qualité du retour à l'emploi, nous construisons d'abord deux variables : la durée avant de trouver un emploi (quelle que soit sa nature) (*DUREMPL*) et la durée avant de trouver un CDI (*DURCDI*). Le deuxième indicateur est plus restrictif que le premier. Ces variables sont calculées par l'agrégation des durées des séquences antérieures à la première séquence d'emploi (quelle que soit sa nature) ou antérieures à la séquence d'un

[145] L'annexe 7.1 présente les mêmes statistiques pour les trois régions.
[146] Lors de la stratégie économétrique, nous introduisons également deux caractéristiques sur les entreprises dans lesquelles les individus travaillent avant de s'inscrire à l'ANPE : le secteur d'activité et la taille de l'entreprise. Par exemple, 22% des individus de l'échantillon final, répondent d'avoir travaillé pour la dernière fois dans une entreprise de moins 10 salariés et 17% dans une grande entreprise d'au moins 200 salariés.
[147] Trois variantes pour la situation matrimoniale : en couple (marié ou en couple), célibataire, antérieurement en couple (divorcé ou veuve/veuf).

emploi en CDI. Dans la stratégie économétrique, ces deux variables représentent les deux principales variables expliquées.

Les variables explicatives d'intérêt sont données par trois caractéristiques communales. Elles ont été choisies pour représenter le degré de « désavantage » d'une commune. Elles permettent de mettre en évidence les effets de voisinage dans le processus de retour à l'emploi. Premièrement, le taux de chômage de la commune (*TXCHOM*) se définit comme le rapport entre le nombre de chômeurs et la population active totale de la commune. Cet indicateur est calculé à partir du recensement de la population de 1990. Deuxièmement, la part des actifs non-diplômés (*NONDIPL*) se définit comme le ratio entre le nombre de personnes actives sans diplôme et la population active totale de la commune. Cet indicateur est également calculé pour 1990. Enfin, nous utilisons le logarithme du potentiel fiscal de la commune (*LOG _ POTFISC*). Il est calculé comme le logarithme du ratio entre le revenu fiscal des individus qui habitent dans la commune en 1996 et la moyenne de la population de la commune calculée sur 1990 et 1999[148].

La durée moyenne qu'il faut à un individu pour trouver un emploi (quel que soit le type de contrat) est proche de 13 mois (cf. tableau 7.2). En revanche, un individu passe, en moyenne, une durée de 22 mois avant de trouver un emploi à durée indéterminée. En Ile-de-France, les enquêtés mettent en moyenne un peu moins longtemps pour trouver un emploi quelle que soit sa nature (12 mois) et au contraire, dans le PACA, les individus passent presque 15 mois avant de trouver un emploi. En ce qui concerne la durée avant de trouver un CDI, les individus passent en moyenne approximativement 25 mois dans le Nord-Pas-de-Calais. Concernant les caractéristiques communales, l'échantillon se situe sur des communes relativement défavorisées puisque le taux de chômage y est de plus de 14%, avec toutefois des disparités entre les différentes régions (8,7% pour l'Ile-de-France contre 17,7% pour le Nord-Pas-de-Calais). La part des personnes non-diplômées, qui s'élève à 28,1%, est aussi très importante. Là encore, le Nord-Pas-de-Calais affiche les plus mauvaises performances (32,6% contre 24,9% pour l'Ile-de-France et 26,6% pour PACA). La hiérarchie s'avère également respectée pour ce qui est du potentiel fiscal relatif aux différentes communes : celles de la région parisienne sont globalement les plus riches.

[148] Le recensement de la population existe en 1990 et 1999 et le potentiel fiscal est disponible en 1996. Afin de lisser les éventuelles variations de la population entre 1990 et 1999, nous travaillons avec la moyenne de la population calculée sur 1990 et 1999. Nous avons également calculé un indicateur égal au rapport entre le potentiel fiscal de 1996 et la population de 1990. Les résultats ne changent pas.

Tableau 7.2 : Moyennes des variables d'intérêt

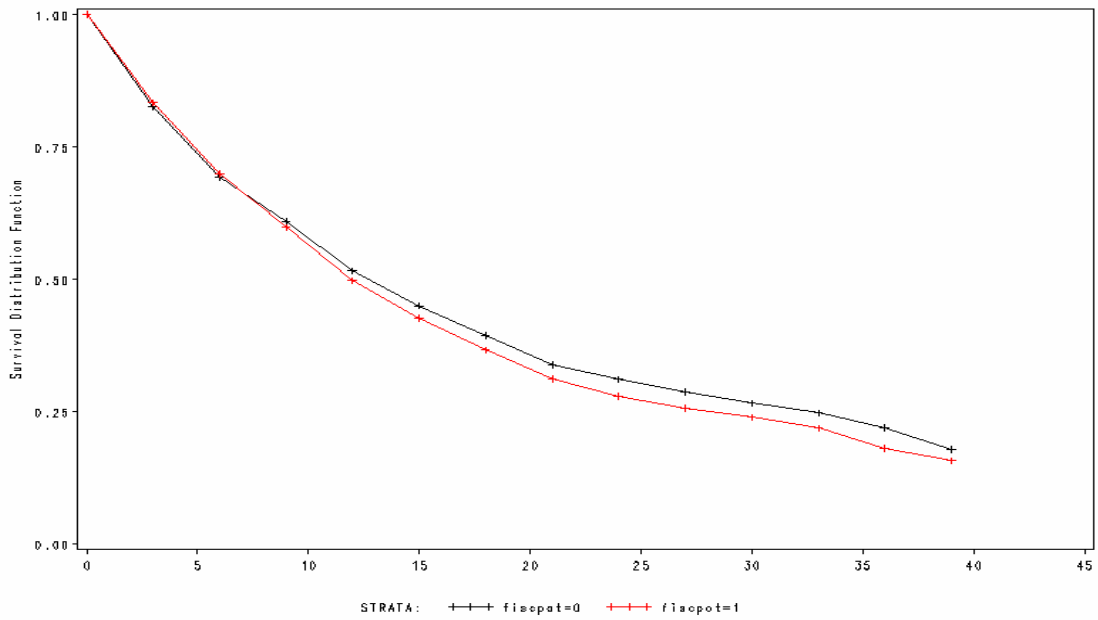
Variables	Global	Ile-de-France	Nord-Pas-de-Calais	PACA
Individus (6543 observations)				
Durée pour trouver un emploi (en mois)	13,4 (11,2)	12,1 (10,6)	13,5 (11,8)	14,6 (10,8)
Durée pour trouver un CDI (en mois)	22,5 (12,2)	20,1 (12,3)	24,8 (11,8)	22,2 (12,1)
Communes (362 observations)				
Taux de chômage (%)	14,1 (5,4)	8,7 (0,02)	17,7 (0,05)	16,2 (0,03)
Part des actifs sans diplômes (%)	28,1 (7,4)	24,9 (0,07)	32,6 (0,06)	26,6 (0,06)
Potentiel fiscal (en 1996)	42951,6 12007,1	49020,8 (11655,4)	34493,4 (9473,3)	45767,6 (9794,9)

Champ : 6 543 individus inscrits en début de période à l'ANPE. Echantillon obtenu en appariant quatre sources de données.
Note : Les écarts-types sont indiqués entre parenthèses. Les enquêtés d'Ile-de-France couvrent 172 communes, ceux de Nord-Pas-de-Calais 108 communes et ceux de PACA 82 communes.

A ce stade, nous souhaitons présenter d'une façon descriptive et sans contrôler leur endogénéité, comment les caractéristiques communales affectent la durée de retour à l'emploi. Nous calculons des taux de survie à l'aide des estimateurs non-paramétriques Kaplan-Meier. Les estimateurs Kaplan-Meier sont très simples à calculer et ils tiennent compte des données censurées à droite (voir Lollivier, 1997 pour une description complète de cet estimateur). Il sert généralement de base à toute étude sur les durées avec comme un intérêt principal sa fonction de produire des graphiques lisibles. Dans notre cas, nous calculons la probabilité instantanée de trouver un emploi. Ces estimateurs nous permettent, surtout d'une manière descriptive, de mettre en évidence certains effets discriminants du fait d'habiter dans une commune « défavorisée » sur le retour à l'emploi des individus. Nous présentons dans le corps du texte uniquement les effets de vivre dans une commune « défavorisée » caractérisée par les valeurs du logarithme du potentiel fiscal sur les deux indicateurs de retour à l'emploi. Pour simplifier notre démarche, nous définissons une commune « défavorisée » une commune qui a le logarithme du potentiel fiscal inférieur à la médiane (*fiscpot=0*). Dans le graphique 7.1, nous présentons l'effet du vivre dans une commune défavorisée sur la durée avant de trouver un emploi quelle que soit sa nature et dans le graphique 7.2, sur la durée avant de trouver un CDI. Sur les graphiques, les courbes des communes défavorisées sont tracées en

noir. Dans les annexes 7.2 et 7.3 nous présentons les mêmes résultats pour la variable de taux de chômage et dans les annexes 7.4 et 7.5 les résultats pour le taux de non diplômés.

Graphique 7.1 : L'effet d'habiter dans une commune défavorisée (avec LOG_POTFISC) sur la durée du chômage avant de trouver un emploi

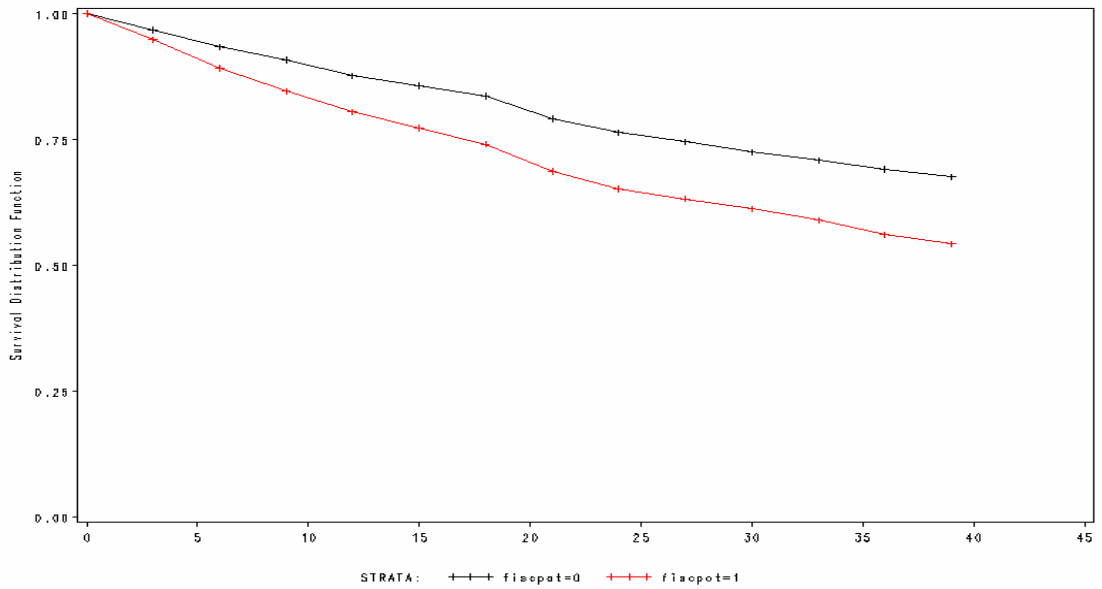


Champ : 6 543 individus inscrits en début de période à l'ANPE. Echantillon obtenu en appariant quatre sources de données.
Note : *fiscpot=0* signifie habiter dans une commune avec un potentiel fiscal inférieur à la médiane et *fiscpot=1* habiter dans une commune avec un potentiel fiscal supérieur à la médiane.

Nous mettons en évidence dans les deux graphiques d'un effet négatif du fait d'habiter dans une commune jugée comme défavorisée à partir du son potentiel fiscal sur les deux durées de chômage avant de trouver un emploi quelle que soit sa nature ou un CDI.

Ce type d'analyse est mené uniquement pour donner une idée sur la manière dont les caractéristiques communales jouent sur la durée avant de trouver un emploi. Cette analyse est probablement biaisée car même si on tient compte la censure à droite des données, il y a toujours le problème central de l'endogénéité des variables communales. Pour cette raison, lors de la stratégie économétrique il faudra tenir compte de cet aspect.

Graphique 7.2 : L'effet d'habiter dans une commune défavorisée (avec LOG_POTFISC) sur la durée du chômage avant de trouver un CDI



Champ : 6 543 individus inscrits en début de période à l'ANPE. Echantillon obtenu en appariant quatre sources de données.
Note : *fiscpot=0* signifie habiter dans une commune avec un potentiel fiscal inférieur à la médiane et *fiscpot=1* habiter dans une commune avec un potentiel fiscal supérieur à la médiane.

Section 3 – La stratégie économétrique

Le fait d'habiter dans une commune qui est caractérisée par certains attributs (taux de chômage, part des actifs non-diplômés ou logarithme du potentiel fiscal) n'est pas le fruit du hasard. Il y a un processus non aléatoire du choix du lieu de résidence. Pour cette raison, introduire directement les caractéristiques communales dans l'estimation des durées conduirait à des résultats biaisés. Econométriquement, il y a un problème d'endogénéité lié à la décision des individus de vivre dans une certaine commune. Pour résoudre ce problème, nous proposons une double démarche économétrique.

Dans un premier temps, nous ignorons le problème de censure à droite des variables de durée[149] et nous mettons en place des estimations de type doubles moindres carrés ordinaires sur les logarithmes des durées. L'estimation des modèles de durée par les moindres carrés ordinaires est licite si les observations ne sont pas soumises à des phénomènes de

[149] Une censure à droite correspond à un événement qui se réalise après la fin de la fenêtre de temps observé. Par exemple, dans notre cas, la durée avant de trouver un CDI est censurée à droite si l'individu obtient un tel contrat après la fin de la période d'observation de l'enquête.

censure (voir par exemple, Lollivier, 1997). Autrement dit, des estimations par MCO sur le logarithme de la durée sont identiques à l'implémentation de modèles de durée en l'absence de la censure. L'apport principal de cette première démarche réside dans le fait qu'elle nous permet de tester d'une manière « classique » l'endogénéité des caractéristiques communales et également d'étudier si le modèle retenu permet de bien contrôler cette endogénéité (grâce aux tests de validité des instruments). Ces tests ne sont pas « standardisés » dans le cas des modèles de durée. En revanche, il faut tenir compte du fait que dans ce premier cas nous ignorons le problème de censure. Toutefois, nous montrons que l'effet des caractéristiques communales sur le retour à l'emploi reste le même.

Dans un deuxième temps, nous prenons en compte l'existence de la censure à droite associée aux durées avant de retrouver un emploi, c'est-à-dire nous estimons des modèles de durée paramétriques. Plus précisément, nous adoptons une méthode d'estimation en deux étapes découlant de la méthode des variables instrumentales (Heckman et Robb, 1985) qui nous permet de contrôler le problème d'endogénéité lié à la décision des individus de vivre dans une commune avec certaines caractéristiques.

3.1 – L'estimation par doubles moindres carrés ordinaires

Dans ce cas, nos variables expliquées sont les logarithmes des durées : $LOG_DUREMPL$ (le logarithme de la durée avant de trouver un emploi peu importe sa nature) et LOG_DURCDI (le logarithme avant de trouver un emploi en CDI)[150]. Comme ces variables ainsi que les variables communales sont continues, pour contrôler l'endogénéité du lieu de résidence, nous effectuons une estimation de type doubles moindres carrés ordinaires (notée 2MCO). Nous pouvons écrire l'équation finale de l'estimation de la manière suivante :

$$LOG_DUR_i = \alpha_2 + C\hat{O}M_i\beta_2 + X_i\gamma_2 + W_i\delta_2 + u_i \qquad (7.1)$$

où LOG_DUR représente le logarithme de l'une des deux variables de durée ($LOG_DUR \in \{LOG_DUREMPL, LOG_DURCDI\}$), COM les attributs communaux

[150] Nous travaillons avec les logarithmes des durées afin de pouvoir comparer les résultats des doubles moindres carrés aux résultats obtenus à partir des modèles de durée.

($COM \in \{TXCHOM, NONDIPL, LOG_POTFISC\}$), X et W représentent des vecteurs de variables explicatives de contrôle et u_i est le terme d'erreur qui suit une loi normale. X contient les variables suivantes : sexe, âge, lieu de naissance, catégories socioprofessionnelles des parents, niveau d'études, situation matrimoniale, nombre d'enfants, nombre d'individus dans le ménage, être propriétaire, avoir le permis de conduire, catégorie socioprofessionnelle du dernier emploi et bénéficier d'allocations de chômage. W est le vecteur des variables suivantes : type d'épisode avant l'inscription à l'ANPE, raisons de perte du dernier emploi, type de contrat du dernier emploi, type du dernier emploi (temps plein/partiel), taille et secteur d'activité de l'entreprise du dernier emploi. Les écarts-types calculés pour l'équation 7.1 sont robustes.

Pour chaque variable communale, $\hat{COM}$ représente la valeur prédite avec une estimation de type moindres carrés ordinaires (MCO) en utilisant le vecteur de variables X et un vecteur de variables Z décrivant les aménités de la commune (présence d'un réseau de transport urbain, présence de monuments, parcs, gendarmerie, piscine, cinéma, centre socioculturel, médecin généraliste, collège) et v_i est le terme d'erreur qui suit une loi normale. Cette équation peut être formalisée de la manière suivante :

$$COM_i = \alpha_1 + X_i\beta_1 + Z_i\delta_1 + v_i \tag{7.2}$$

Les variables de présence d'aménités (le vecteur Z) sont les variables instrumentales qui permettent de contrôler de l'éventuel biais d'endogénéité. Elles ont été choisies car, dans la littérature, la présence des aménités est souvent considérée comme un déterminant important du choix résidentiel des individus (voir section 1). Ces variables doivent expliquer le choix d'habiter dans une commune caractérisée par un des trois attributs retenus mais ne doivent pas être corrélées avec le terme d'erreur de l'équation de retour à l'emploi. Dans la section 4.1, nous montrons que statistiquement elles représentent de bons instruments[151].

[151] L'indicatrice de présence de piscines dans la commune et l'indicatrice de présence de médecins généralistes n'affectant pas le fait d'habiter dans une commune caractérisée par un certain niveau du taux de chômage, n'ont pas été introduites comme variables instrumentales. En outre, pour le reste des instruments, les liens entre les indicatrices d'aménités et les variables caractérisant le degré de dépréciation de la commune vont toujours dans le même sens (sauf pour l'indicatrice de présence des piscines et l'indicatrice de présence de médecins généralistes).

3.2 – L'estimation des modèles de durée paramétriques

Dans ce cas, nous prenons en compte la censure à droite des variables de durée. Comme les trajectoires individuelles ont des longueurs différentes (on note la longueur de la trajectoire $DURTOT$), nous construisons les deux indicatrices de censure suivantes :

$$CENS_{EMPL} = \begin{cases} 1 \text{ si } DUREMPL = DURTOT \\ 0 \text{ si } DUREMPL < DURTOT \end{cases}$$

$$CENS_{CDI} = \begin{cases} 1 \text{ si } DURCDI = DURTOT \\ 0 \text{ si } DURCDI < DURTOT \end{cases}$$

Cette deuxième démarche est également une démarche en deux étapes, inspirée par Heckman et Robb (1985)[152]. Cette méthode est suffisamment flexible pour corriger les biais de censure et d'endogénéité sans imposer pour autant de contrainte particulière sur le taux de hasard. Une méthodologie similaire a été utilisée précédemment dans des travaux sur le retour à l'emploi (cf. par exemple, Brunet et Lesueur, 2004 ; Brunet, Clark et Lesueur, 2007). Le problème d'endogénéité nous invite à effectuer, de manière identique que dans la section 3.1, une première estimation pour expliquer le choix de résider dans une commune donnée (équation 7.2). Nous utilisons les mêmes variables explicatives et les mêmes instruments que dans le cas précédent. Par la suite, nous introduisons le terme de correction du biais d'endogénéité ($C\hat{O}M$) dans les régressions des durées de retour à l'emploi. La deuxième étape est donnée par la mise en place d'un modèle de durée paramétrique avec la loi log-normale, adaptée à nos données. Nous pouvons formaliser cette étape de la manière suivante :

$$DUR_i = \alpha_3 + C\hat{O}M_i\beta_3 + X_i\gamma_3 + W_i\delta_3 + \omega_i \tag{7.3}$$

avec $DUR \in \{DUREMPL, DURCDI\}$ et les vecteurs X et W qui contiennent les mêmes variables que celles précisées dans la section 3.1. Les écarts-types calculés pour l'équation 7.3 sont robustes.

[152] Les modèles de durées avec variables communales endogènes peuvent être estimés d'une manière plus « performante » en simultané : estimer en même temps l'équation du lieu de résidence et l'équation de la durée avant de retrouver un emploi.

Section 4 –Les résultats

Nous présentons successivement les résultats des estimations avec la méthode des doubles moindres carrés et les résultats avec l'implémentation de modèles de durée.

4.1 – Les résultats des doubles moindres carrés ordinaires

Tableau 7.3 : Les déterminants du logarithme du potentiel fiscal

Variable	Coefficient estimé	Ecart-type
Homme	0,009 **	0,005
Classes d'âge		
16-25 ans	-0,013 **	0,005
26-34 ans	Réf.	
35-49 ans	0,017 ***	0,005
Au moins 50 ans	0,016 *	0,010
Né en France	0,025 ***	0,005
Niveau de formation		
Etudes primaires	Réf.	
1er cycle enseign. gén. ét prim.	0,009	0,008
2ème cycle enseign. gén.	0,015 *	0,009
Enseign. tech. ou prof. court	0,001	0,007
Enseign. tech. ou prof. long	0,020 **	0,009
Enseign. sup.	0,025 ***	0,008
Situation matrimoniale		
En couple	-0,007	0,008
Célibataire	-0,005	0,009
Antérieurement en couple	Réf.	
Allocations chômage		
Oui	Réf.	
Non	0,007 *	0,005
Propriétaire de sa résidence	0,014 ***	0,005
Avoir le permis de conduire	0,019 ***	0,005
Nombre d'individus dans le ménage	-0,006 ***	0,002
Catégorie socioprofessionnelle du dernier emploi		
Ouvrier	-0,013 **	0,006
Employé	0,005	0,006
Profession intermédiaire	Réf.	
Cadre, profession libérale	0,028 **	0,011
Nombre d'enfants		
Pas d'enfants	Réf.	
1 enfant	0,003	0,006
2 enfants	0,010	0,008
Au moins 3 enfants	0,005	0,011
Catégorie socioprofessionnelle du père		

Agriculteur	0,002	0,016
Artisan, commerçant, chef d'entreprise	-0,003	0,009
Cadre, professions intellectuelles supérieures	0,032 ***	0,009
Profession intermédiaire	Réf.	
Employé	0,001	0,008
Ouvrier	-0,020 ***	0,007
Autre	-0,011	0,011
Catégorie socioprofessionnelle de la mère		
Agricultrice	-0,026	0,024
Artisane, commerçante, cheffe d'entreprise	-0,022	0,015
Cadre, professions intellectuelles supérieures	0,018	0,017
Profession intermédiaire	Réf.	
Employée	-0,016 *	0,010
Ouvrière	-0,036 ***	0,010
Autre	-0,037 ***	0,009
Département		
Yvelines	0,069 ***	0,006
Val d'Oise	0,065 ***	0,007
Nord	-0,074 ***	0,007
Pas-de-Calais	-0,325 ***	0,007
Bouches-du-Rhône	Réf.	
Aménités de la commune		
Monuments	0,087 ***	0,005
Parcs	0,134 ***	0,005
Gendarmerie	-0,079 ***	0,006
Piscine	-0,023 ***	0,007
Cinéma	-0,069 ***	0,005
Centre socioculturel	-0,064 ***	0,006
Collège	-0,035 ***	0,009
Présence d'un réseau de transport urbain	-0,080 ***	0,008
Présence de médecins généralistes	0,005 ***	0,002
Constante	10,827 ***	0,019
R^2	**0,63**	
Nombre observations	**6543**	

Champ : 6 543 individus inscrits en début de période à l'ANPE.
Echantillon obtenu en appariant quatre sources de données.
Remarques : * coefficient significatif au seuil de 10%, ** à 5 % et *** à 1%.

Nous estimons dans des modèles différents l'impact de chaque variable communale sur chacune des deux variables de durée. Au total, dans cette section, nous estimons six doubles moindres carrés ordinaires (2MCO). Nous détaillons dans le corps de ce chapitre une seule estimation : l'impact de résider dans une commune plus ou moins riche (caractérisée par son niveau de richesse - $LOG_POTFISC$) sur la durée avant de trouver un emploi (quelle que soit sa nature). Nous présentons dans le tableau 7.3 les coefficients et la significativité de

la première étape de la stratégie économétrique[153]. Nous expliquons le choix de résider dans une commune caractérisée par un certain niveau de richesse avec des caractéristiques individuelles et communales. Comme l'on pouvait s'y attendre, les caractéristiques individuelles sont déterminantes dans le choix de localisation résidentielle. Les individus de nationalité étrangère, par exemple, vivent davantage dans ces communes jugées « défavorisées ». Le niveau de qualification ou la catégorie socioprofessionnelle jouent également un rôle important sur le fait de vivre dans une commune « défavorisée ». En effet, les individus ayant un niveau équivalent à l'enseignement technique long ou encore titulaires d'un diplôme du supérieur sont plus avantagés que les individus peu diplômés. De même, appartenir à la catégorie « ouvrier » apparaît comme défavorable en termes de localisation résidentielle. Ainsi les individus qui présentent les caractéristiques les plus défavorables sont potentiellement ceux qui choisiront de vivre dans les communes les plus « désavantagées ». Ces quelques résultats suggèrent que les individus ont tendance à se rassembler selon leurs caractéristiques socio-économiques.

En ce qui concerne les indicatrices de présence d'aménités, nous observons qu'elles expliquent toutes le choix de vivre dans une commune caractérisée par un certain niveau du potentiel fiscal. Cela confirme partiellement la validité de nos instruments. Plus il y a des parcs ou de monuments, plus l'individu choisira de résider dans une commune avec un potentiel fiscal élevé. Cependant, dans un certain nombre de cas, il est difficile d'interpréter les effets des aménités sur le choix de résider dans une commune plus ou moins riche. C'est le cas entre autres pour la présence d'un réseau de transport, d'une piscine ou d'un cinéma qui semblent négativement corrélés avec la richesse de la commune.

A partir de cette estimation, nous calculons la prédiction du logarithme du potentiel fiscal ($LOG_\hat{P}OTFISC$) et nous l'introduisons en tant que variable expliquée dans la deuxième étape de la stratégie économétrique. Le tableau 7.4 décrit les résultats de cette deuxième étape. Dans l'annexe 7.8, nous présentons les mêmes résultats pour la variable $TX\hat{C}HOM$ et dans l'annexe 7.9 pour la variable $NON\hat{D}IPL$.

[153] Dans l'annexe 7.6 nous présentons les déterminants du taux de chômage et dans l'annexe 7.7 nous présentons les résultats de l'estimation de la part des non diplômés. Il faut préciser que les variables de contrôle n'affectent toujours pas de la même manière sur le fait d'habiter dans une commune caractérisée par certains attributs.

Tableau 7.4 : Les déterminants du logarithme de la durée avec $LOG_\hat{P}OTFISC$

Variable	Coefficient estimé – emploi quelle que soit la nature	Coefficient estimé - CDI
$LOG_\hat{P}OTFISC$	-0,485 *** (0,103)	-0,342 *** (0,085)
Homme	-0,196 *** (0,030)	-0,177 *** (0,024)
Classes d'âge		
16-25 ans	-0,215 *** (0,035)	-0,067 ** (0,029)
26-34 ans	Réf.	Réf.
35-49 ans	0,076 ** (0,034)	0,056 ** (0,027)
Au moins 50 ans	0,264 *** (0,064)	0,161 *** (0,052)
Né en France	-0,091*** (0,033)	-0,038 (0,027)
Niveau de formation		
Etudes primaires	Réf.	Réf.
1er cycle enseign. gén. ét prim.	0,034 (0,055)	0,016 (0,038)
2ème cycle enseign. gén.	-0,020 (0.057)	0,001 (0,046)
Enseign. tech. ou prof. court	-0,021 (0,042)	-0,027 (0,033)
Enseign. tech. ou prof. long	-0,105* (0,058)	-0,044 (0,050)
Enseign. sup.	-0,103* (0,054)	-0,041 (0,045)
Situation matrimoniale		
En couple	-0,145*** (0,050)	-0,033 (0,041)
Célibataire	-0,077 (0,031)	0,045 (0,044)
Antérieurement en couple	Réf.	Réf.
Allocations chômage		
Oui	Réf.	Réf.
Non	-0,532*** (0,035)	-0,247 *** (0,031)
Propriétaire de sa résidence	-0,007 (0,031)	0,039 (0,026)
Avoir le permis de conduire	-0,297*** (0,033)	-0,128 *** (0,024)
Nombre d'individus dans le ménage	0,021* (0,015)	0,022 ** (0,011)
Catégorie socioprofessionnelle du dernier emploi		
Ouvrier	-0,123** (0,047)	0,032 (0,042)
Employé	0,045 (0,045)	0,044 (0,040)
Profession intermédiaire	Réf.	Réf.
Cadre, profession libérale	0,105 (0,070)	-0,021 (0,065)
Situation avant l'inscription à l'ANPE		
Emploi	Réf.	Réf.
Formation	-0,097 (0,068)	0,052 * (0,033)
Stage	0,068* (0,041)	0,0780 (0,053)
Chômage	0,188*** (0,056)	-0,010 (0,048)
Inactivité	0,470*** (0,039)	0,104 *** (0,032)
Autre	-0,102 (0,068)	-0,025 (0,061)
Type de contrat du dernier emploi		
CDI	Réf.	Réf.
CDD	-0,271*** (0,057)	0,022 (0,049)
Intérim	-0,413***	0,075

	(0,075)	(0,055)
Autre	-0,118*	0,080 *
	(0,065)	(0,052)
Type du dernier emploi		
Temps plein	Réf.	Réf.
Temps partiel	0,095**	0,043
	(0,038)	(0,031)
Taille de l'entreprise du dernier emploi		
Moins de 10 salariés	Réf.	Réf.
	-0,088**	-0,036
Entre 10 et 49 salariés	(0,037)	(0,032)
	-0,017	0,036
Entre 50 et 200 salariés	(0,044)	(0,037)
	-0,143***	0,013
Au moins 200 salariés	(0,042)	(0,034)
Nombre d'enfants		
Pas d'enfants	Réf.	Réf.
1 enfant	-0,017	0,027
	(0,039)	(0,031)
2 enfants	0,017	0,007
	(0,048)	(0,038)
Au moins 3 enfants	0,045	0,012
	(0,069)	(0,053)
Catégorie socioprofessionnelle du père		
	0.217 **	0,147 **
Agriculteur	(0,087)	(0,069)
	0,163 ***	-0,029
Artisan, commerçant, chef d'entreprise	(0,054)	(0,049)
	0,138 **	0,082 *
Cadre, professions intellectuelles supérieures	(0,056)	(0,050)
Profession intermédiaire	Réf.	Réf.
	0,142 ***	0,100 **
Employé	(0,052)	(0,048)
	0,098 **	0,086 **
Ouvrier	(0,041)	(0,036)
	0,204 ***	0,056
Autre	(0,062)	(0,053)
Catégorie socioprofessionnelle de la mère		
	-0,028	0,060
Agricultrice	(0,144)	(0,116)
	-0.130	-0,052
Artisane, commerçante, cheffe d'entreprise	(0,089)	(0,080)
	0,170 *	0,016
Cadre, professions intellectuelles supérieures	(0,104)	(0,091)
Profession intermédiaire	Réf.	Réf.
	-0,083	0,016
Employée	(0,062)	(0,054)
	-0,116 *	0,013
Ouvrière	(0, 069)	(0,059)
	-0,035	0,020
Autre	(0,059)	(0,052)
Raison de la fin du dernier contrat		
Licenciement collectif	Réf.	Réf.
Autre type de licenciement	0,049	0,036
	(0,044)	(0,039)
Fin de CDD	-0,023	0,068
	(0,058)	(0,049)
Autre type d'arrêt	0,041	0,120 ***
	(0,049)	(0,040)
Secteur d'activité de la dernière entreprise		
L'enquêté ne sait pas	-0,292 **	-0,369 ***
	(0,116)	(0,100)
Agriculture	-0,128 **	-0,070
	(0,065)	(0,054)
Industrie	Réf.	Réf.
Service	-0,183 *	-0,046
	(0,101)	(0,082)
Construction	-0,133 ***	-0,032
	(0,044)	(0,037)
Région		
Ile-de-France	Réf.	Réf.
PACA	0,226 ***	0,147 ***
	(0,032)	(0,027)

Nord-Pas-de-Calais	-0,026 (0,046)	0,153 *** (0,038)
Constante	8,088 *** (1,117)	6,450 *** (0,920)
R^2	**0,18**	**0,09**
Nombre observations	**6543**	**6543**

Champ : 6 543 individus inscrits en début de période à l'ANPE. Echantillon obtenu en appariant quatre sources de données.
Remarques : Les écarts-types sont donnés entre parenthèses. * coefficient significatif au seuil de 10%, ** à 5 % et *** à 1%. Les écarts-types sont robustes.

Nous commentons uniquement les résultats pour la durée avant de trouver un emploi, quelle que soit sa nature. Nos résultats sont globalement conformes à ce que l'on trouve dans la littérature sur les déterminants du retour à l'emploi (cf. Gobillon et al., 2007 ; Duguet et al., 2009). Les jeunes, les plus diplômés, les individus nés en France restent moins longtemps sans emploi. A l'inverse, être une femme semble jouer défavorablement sur la rapidité de retrouver un emploi. Nous trouvons un effet de la catégorie socioprofessionnelle assez étonnant : les ouvriers affichent les durées les plus courtes pour trouver un emploi. Cela peut s'expliquer par le fait que nous travaillons avec la région Nord-Pas-de-Calais qui est principalement ouvrière. Dans cette région, l'appariement sur le marché du travail est spécifique aux ouvriers. Avoir le permis de conduire joue aussi favorablement puisque cela implique une meilleure mobilité ou une meilleure accessibilité aux centres d'emploi. Ne pas avoir d'allocations-chômage diminue la durée d'accès à l'emploi avec l'explication possible que les individus n'en bénéficiant pas sont plus incités à retrouver un emploi. Si le fait de bénéficier d'aides permet une meilleure recherche d'emplois, il est probable que le fait de ne pas en bénéficier représente une contrainte financière tellement importante que l'individu est prêt à accepter tout type d'emploi. La question qui peut alors se poser concerne la qualité de l'emploi retrouvé. Enfin, nous mettons en évidence un effet négatif et fortement significatif du lieu de résidence caractérisé par sa richesse sur la durée nécessaire pour trouver un emploi (quelle que soit sa nature). Ce résultat confirme l'idée selon laquelle résider dans une commune, dont la composition socio-économique est relativement favorable, impacte positivement sur le retour à l'emploi. Un phénomène qui peut s'expliquer par des effets de pairs positifs, la présence de « réseaux sociaux » efficaces ou par l'influence de modèles sociaux. Bien qu'il soit impossible de préciser lequel de ces effets prévaut.

Le tableau 7.5 donne la synthèse des six estimations avec les 2MCO. Pour chaque durée nous donnons les estimateurs obtenus avec les 2MCO (les colonnes des estimateurs 2MCO) et les estimateurs obtenus en introduisant directement dans l'équation principale les

caractéristiques communales (les colonnes des estimateurs naïfs). Peu importe la variable communale ou l'indicateur caractérisant la rapidité du retour à l'emploi, nous remarquons que plus un individu réside dans une commune avec des caractéristiques défavorables, plus sa durée avant de trouver un emploi quelle que soit sa nature ou un CDI sera longue.

Pour valider la pertinence des modèles estimés, nous mettons en place des tests d'endogénéité relatifs aux caractéristiques communales ainsi que des tests de validité des instruments utilisés. Dans un premier temps, nous utilisons une variante du test de Hausman (1978) pour tester la présence de l'endogénéité des caractéristiques communales. A la base, ce test examine la différence entre l'estimateur MCO et l'estimateur 2MCO. Dans ce type de test, sous l'hypothèse nulle d'absence d'endogénéité, l'estimateur MCO et l'estimateur 2MCO sont tous les deux convergents mais l'estimateur MCO est à variance minimale. En revanche, en présence d'endogénéité, seul l'estimateur 2MCO est convergent. En pratique, nous récupérons le résidu de l'équation 7.2 et nous étudions sa significativité (avec un test de Student) quand il est introduit dans l'équation 7.1 à la place de la valeur prédite des variables communales en rajoutant en même temps la valeur de la variable communale. Le rejet de l'hypothèse nulle pour le résidu est synonyme de présence d'endogénéité pour les variables communales. Les caractéristiques communales apparaissent comme endogènes car on rejette dans tous les cas l'hypothèse nulle (tableau 7.5).

Tableau 7.5 : Synthèse des résultats avec les 2MCO

Indicateur durée / Indicateur communal	*LOG _ DUREMPL*		*LOG _ DURCDI*	
	MCO (Naïf)	**2MCO**	**MCO (Naïf)**	**2MCO**
TXCHOM	1,63 *** (0,352)	2,93 ** (0,66) **Hausman** : -1,81 ** **p-value du J-test** : 0,14	1,16 *** (0,287)	1,73 *** (0,54) **Hausman** : -0,79 * **p-value du J-test** : 0,13
NONDIPL	0,90 *** (0,193)	2,20 ** (0,52) **Hausman** : -1,69 *** **p-value du J-test** : 0,11	0,87 *** (0,158)	1,71 *** (0,33) **Hausman** : -1,08 *** **p-value du J-test** : 0,11
LOG _ POTFISC	-0,28 *** (0,061)	-0,48 *** (0,10) **Hausman** : 0,309 ** **p-value du J-test** : 0,06	-0,21 *** (0,050)	-0,34 *** (0,08) **Hausman** : 0,20 * **p-value du J-test** : 0,16

Champ : 6 543 individus inscrits en début de période à l'ANPE. Echantillon obtenu en appariant quatre sources de données.
Remarques : * coefficient significatif au seuil de 10%, ** à 5 % et *** à 1%. L'écart-type est précisé entre parenthèses. Pour les estimateurs 2MCO les écarts-types sont robustes.

Dans un deuxième temps, nous testons la validité des nos instruments pour vérifier que l'on a bien contrôlé de l'endogénéité des caractéristiques communales. Comme le nombre d'instruments est supérieur au nombre de variables endogènes, nous sommes dans le cas d'une sur-identification du modèle et donc nous mettons en place un test de restrictions sur-identifiantes. Celui-ci vérifie si certains instruments sont non-corrélés avec le terme d'erreur de l'équation principale. Ainsi, nous calculons la statistique J de Hansen (1982). Sous l'hypothèse nulle de non orthogonalité des instruments utilisés avec le vecteur des erreurs, la statistique J doit être inférieure à la valeur théorique. Dans le tableau 7.5 nous rapportons la p-value pour la statistique J de Hansen. Pour nos six modèles, nous acceptons l'indépendance des variables instrumentales par rapport au terme d'erreur à 5% (on accepte l'hypothèse nulle à 5%). Ainsi nous montrons que nos instruments sont bons du point de vue statistique. De plus, à notre connaissance, il n'y a pas de preuve théorique ou empirique qui affirmerait que ces aménités communales ont un impact direct sur la durée de retour à l'emploi des chômeurs.

Pour finir, nous décidons de mener des tests sur la faiblesse des instruments. En régressant sur les variables communales les instruments ainsi que les autres variables explicatives utilisées dans l'équation qui explique la rapidité du retour à l'emploi, nous avons l'information quant à la faiblesse des instruments avec la statistique de Fischer. Des statistiques de Fischer supérieures à 10 suggèrent qu'il n'y a pas le problème d'instruments faibles. Dans nos estimations, les valeurs des statistiques de Fischer dépassent toujours 120.

Après avoir vérifié que l'on contrôle du biais d'endogénéité des indicateurs communaux, on observe que même si les signes et la significativité des estimateurs naïfs vont dans le même sens que les résultats des estimateurs 2MCO, les valeurs absolues des estimateurs 2MCO sont plus importantes. Ces résultats viennent confirmer un effet du lieu de résidence sur le retour à l'emploi, au travers de probables effets de voisinage. Les estimations naïves (sans contrôle de l'endogénéité) montrent un effet du lieu de résidence plus faible qu'il ne l'est lorsque l'on a recours à la méthode des doubles moindres carrés. Sans contrôle de l'endogénéité, les caractéristiques individuelles paraissent avoir un rôle encore plus important. Dans ce cas, on attribue à tort, aux caractéristiques individuelles, une partie de l'effet du contexte local.

Comme les variables expliquées sont en logarithme et que les variables d'intérêt sont soit en logarithme soit exprimées en taux, les coefficients présentés dans le tableau 7.5 peuvent s'interpréter directement comme des élasticités. Une première constatation s'impose :

les effets des caractéristiques communales sont plus importants lorsque l'on explique l'accès à l'emploi, quelle que soit la nature du contrat. Par exemple, pour le logarithme du potentiel fiscal nous observons qu'une augmentation de 1% du potentiel fiscal de la commune où l'individu résidé, implique une baisse de 0,48% de la durée d'accès à un emploi peu importe sa nature et de 0,34% de la durée d'accès à un CDI. Les taux de non-diplômés et de chômeurs de la commune donnent des résultats similaires quant à l'accès à l'emploi. Une augmentation de 1% du taux de non-diplômés de la commune dans laquelle l'individu réside implique une augmentation de plus de 2% de la durée d'accès à l'emploi et de 1,7% de la durée d'accès à un CDI[154].

Enfin, dans ce travail nous nous intéressons aux effets de voisinage au sens large. Or il est probable qu'un taux de chômage élevé dans une commune n'ait pas le même effet selon les caractéristiques des individus qui y résident. En d'autres termes, le niveau de chômage dans la commune peut avoir des conséquences différentes en termes de retour à l'emploi selon par exemple que l'on soit un chômeur cadre ou un chômeur ouvrier. Pour cette raison, nous étudions les effets de voisinage pour des sous groupes démographiques différents. Concrètement, nous regardons l'effet de vivre dans une commune où le taux de chômage pour les ouvriers est important sur la durée avant de retrouver un emploi pour des individus de cette catégorie socio-professionnelle. Le processus est également répété pour les individus de moins de 25 ans et pour les femmes[155]. Quel que soit le groupe socio-démographique de référence, nous retrouvons l'effet positif d'habiter dans une commune considérée comme défavorisée sur la durée nécessaire avant de trouver un emploi.

[154] Pour faciliter la compréhension des relations testées, on transforme les variables renseignant sur les caractéristiques communales en variables dichotomiques, indiquant si l'individu habite ou non dans une commune « défavorisée ». Nous définissons une commune défavorisée par rapport aux quartiles des distributions des trois indicateurs : nous retenons le seuil de 25 % des plus « mauvaises » valeurs de la distribution. Les résultats vont dans le même sens que précédemment. Ce type d'estimation renforce la robustesse de nos résultats.

[155] Nous ne pouvons faire ce processus de décomposition par sous-groupes pour nos autres indicateurs car nos données ne nous renseignent pas sur la richesse des communes ou le niveau de qualification par sexe, âge, catégorie socio-professionnelle. C'est pourquoi nous nous sommes concentrés exclusivement sur l'indicateur de taux de chômage.

4.2 – Les résultats des modèles de durée

Tableau 7.4 : Les résultats des modèles Durée-IV avec $LOG_\hat{P}OTFISC$

Variable	Coefficient estimé – emploi quelle que soit la nature	Coefficient estimé - CDI
$LOG_\hat{P}OTFISC$	-0,595 *** (0,134)	-0,682 *** (0,214)
Homme	-0,260 *** (0,040)	-0,349 *** (0,063)
Classes d'âge		
16-25 ans	-0,311 *** (0,046)	-0,260 *** (0,072)
26-34 ans	Réf.	Réf.
35-49 ans	0,114 ** (0,046)	0,143 ** (0,072)
Au moins 50 ans	0,464 *** (0,097)	0,653 *** (0,158)
Né en France	-0,158 *** (0,048)	-0,178 ** (0,076)
Niveau de formation		
Etudes primaires	Réf.	Réf.
1er cycle enseign. gén. ét prim.	0,061 (0,073)	0,045 (0,119)
2ème cycle enseign. gén.	-0,052 (0,081)	-0,097 (0,129)
Enseign. tech. ou prof. court	-0,056 (0,061)	-0,118 (0,101)
Enseign. tech. ou prof. long	-0,177 ** (0,079)	-0,333 *** (0,127)
Enseign. sup.	-0,198 *** (0,075)	-0,334 *** (0,120)
Situation matrimoniale		
En couple	-0,191 *** (0,073)	-0,172 (0,117)
Célibataire	-0,089 (0,078)	0,130 (0,126)
Antérieurement en couple	Réf.	Réf.
Allocations chômage		
Oui	Réf.	Réf.
Non	-0,647 *** (0,046)	-0,512 *** (0,072)
Propriétaire de sa résidence	-0,026 (0,041)	0,009 (0,063)
Avoir le permis de conduire	-0,460 *** (0,046)	-0,680 *** (0,077)
Nombre d'individus dans le ménage	0,032 * (0,021)	0,055 (0,35)
Catégorie socioprofessionnelle du dernier emploi		
Ouvrier	-0,101 * (0,062)	0,243 ** (0,095)
Employé	0,126 ** (0,060)	0,243 *** (0,092)
Profession intermédiaire	Réf.	Réf.
Cadre, profession libérale	0,154 * (0,092)	0,043 (0,131)
Situation avant l'inscription à l'ANPE		
Emploi	Réf.	Réf.
Formation	0,048 (0,054)	0,091 (0,085)
Stage	-0,168 ** (0,087)	0,069 (0,140)
Chômage	0,290 *** (0,079)	0,068 (0,126)
Inactivité	0,703 *** (0,059)	0,354 *** (0,092)
Autre	-0,154 *	-0,296 **

	(0,082)	(0,126)
Type de contrat du dernier emploi		
CDI	Réf.	Réf.
CDD	-0.340 ***	0,106
	(0,077)	(0,126)
Intérim	-0,557 ***	0,220
	(0,093)	(0,151)
Autre	-0,143 *	0,365 **
	(0,089)	(0,141)
Type du dernier emploi		
Temps plein	Réf.	Réf.
Temps partiel	0,108 **	0,167 **
	(0,052)	(0,084)
Taille de l'entreprise du dernier emploi		
Moins de 10 salariés	Réf.	Réf.
	-0,124 **	-0,068
Entre 10 et 49 salariés	(0,050)	(0,078)
	-0,008	0,188 **
Entre 50 et 200 salariés	(0,060)	(0,095)
	-0,162 ***	0,096
Au moins 200 salariés	(0,056)	(0,131)
Nombre d'enfants		
Pas d'enfants	Réf.	Réf.
1 enfant	-0,038	-0,026
	(0,052)	(0,082)
2 enfants	-0,034	-0,138
	(0,065)	(0,106)
Au moins 3 enfants	0,026	-0,045
	(0,094)	(0,159)
Catégorie socioprofessionnelle du père		
	0,326 **	0,616 ***
Agriculteur	(0,132)	(0,208)
	0,229 ***	0,031
Artisan, commerçant, chef d'entreprise	(0,072)	(0,110)
	0,148 **	0,211 **
Cadre, professions intellectuelles supérieures	(0,072)	(0,107)
Profession intermédiaire	Réf.	Réf.
	0,188 ***	0,277 ***
Employé	(0,069)	(0,104)
	0,106 **	0,225 ***
Ouvrier	(0,053)	(0,081)
	0,308 ***	0,360 **
Autre	(0,089)	(0,151)
Catégorie socioprofessionnelle de la mère		
	-0,162	-0,045
Agricultrice	(0,206)	(0,321)
	-0,219 *	-0,064
Artisane, commerçante, cheffe d'entreprise	(0,119)	(0,178)
	0,150	0,040
Cadre, professions intellectuelles supérieures	(0,134)	(0,192)
Profession intermédiaire	Réf.	Réf.
	-0,158 **	-0,006
Employée	(0,080)	(0,115)
	-0,212 **	-0,042
Ouvrière	(0,090)	(0,132)
	-0,089	0,068
Autre	(0,078)	(0,112)
Raison de la fin du dernier contrat		
Licenciement collectif	Réf.	Réf.
Autre type de licenciement	0,054	0,009
	(0,061)	(0,090)
Fin de CDD	-0,091	0,026
	(0,077)	(0,125)
Autre type d'arrêt	0,003	0,142
	(0,067)	(0,102)
Secteur d'activité de la dernière entreprise		
L'enquêté ne sait pas	-0,485 ***	-1,242 ***
	(0,164)	(0,230)
Agriculture	-0,186 **	-0,036
	(0,089)	(0,148)
Industrie	Réf.	Réf.
Service	-0,256 **	-0,090
	(0,127)	(0,198)

Construction	-0,187 ***	-0,027
	(0,058)	(0,091)
Région		
Ile-de-France	Réf.	Réf.
PACA	0,298 ***	0,359 ***
	(0,043)	(0,066)
Nord-Pas-de-Calais	-0,007	0,426 ***
	(0,060)	(0,096)
Constante	9,905 ***	11,550 ***
	(1,455)	(2,235)
Nombre observations	**6543**	**6543**

Champ : 6 543 individus inscrits en début de période à l'ANPE. Echantillon obtenu en appariant quatre sources de données.
Remarques : Les écarts-types sont donnés entre parenthèses. * coefficient significatif au seuil de 10%, ** à 5 % et *** à 1%. Les écarts-types sont robustes.

Après avoir montré les problèmes d'endogénéité des caractéristiques communales dans le retour à l'emploi et la validité de nos instruments avec les 2MCO, nous prenons en compte la censure à droite des variables expliquées en mettant en place des modèles de durées avec la loi log-normale[156]. Dans cette section, nous présentons uniquement les estimations avec le logarithme du potentiel fiscal (voir tableau 7.4) et nous commentons que les résultats du modèle de la durée avant de trouver un emploi quelle que soit sa nature. La première étape de cette stratégie économétrique, c'est-à-dire l'estimation du logarithme du potentiel fiscal n'est pas présentée car est la même que dans le tableau 7.3. Dans le tableau 7.5, nous présentons également la synthèse des résultats pour les six modèles. Les colonnes des estimateurs de « Durée naïfs » donnent les résultats obtenus en introduisant directement les variables communales dans le modèle de durée et les colonnes des estimateurs de « Durée-IV » donnent les résultats des modèles de durées lorsque l'on contrôle de l'endogénéité des variables communales.

Tableau 7.5 : Synthèse des résultats – modèles de durée

Indicateur durée / Indicateur communal	*LOG _ DUREMPL*		*LOG _ DURCDI*	
	Durée (Naïf)	**Durée-IV**	**Durée (Naïf)**	**Durée-IV**
TXCHOM	2.09 *** (0.466)	3.70 *** (0.874)	2.99 *** (0.742)	3.55 *** (1.368)
NONDIPL	1.120 *** (0.257)	2.63 *** (0.530)	1.973 *** (0.398)	2.91 *** (0.832)
LOG _ POTFISC	-0.34 *** (0.081)	-0.59 *** (0.133)	-0.48 *** (0.125)	-0.68 *** (0.213)

Remarques : * coefficient significatif au seuil de 10%, ** à 5 % et *** à 1%. L'écart-type est précisé entre parenthèses. Pour les estimateurs Durée-IV les écarts-types sont robustes.

[156] Même si il n'existe pas des tests « standardisés » qui permettent de vérifier l'endogénéité des variables communales et la validité des instruments dans les modèles de durée, nous avons effectué des vérifications similaires comme pour les 2MCO. Nous pouvons conclure que, dans l'ensemble, nous retrouvons des résultats similaires.

D'abord, nous trouvons un même résultat que pour les estimations avec 2MCO : si on ne contrôle pas de l'endogénéité des variables communales, on attribue à tort, aux caractéristiques individuelles, une partie de l'effet des indicateurs communaux. Ensuite, un deuxième résultat intéressant réside dans la comparaison du tableau 7.4 avec le tableau 7.3. Dans le tableau 7.4, les coefficients présentés sont également des élasticités. Premièrement, nous observons que les effets lors du contrôle de la censure à droite sont légèrement plus importants. Par exemple, avec le modèle de durée nous trouvons, cette fois, qu'une augmentation d'1% de la part de non-diplômés conduit à une augmentation de 2,6% de la durée avant de retrouver un emploi peu importe sa durée, contre 2,2% dans le cas du résultat obtenu avec les 2MCO. Ce résultat est lié au fait que la non prise en compte de la censure biaise légèrement les résultats. Deuxièmement, contrairement aux résultats avec les 2MCO, nous remarquons que les effets de voisinage sont plus importants dès lors que l'on chercher à expliquer l'accès à un emploi en CDI.

Conclusion

L'objectif principal de ce chapitre est de tester empiriquement l'hypothèse selon laquelle certaines caractéristiques communales expliquent le retour à l'emploi des individus. Pour cela, nous avons analysé l'effet de trois attributs communaux (taux de chômage, part des actifs non-diplômés et logarithme du potentiel fiscal) sur deux variables qui caractérisent la rapidité du retour à l'emploi (logarithme de la durée avant de trouver un emploi – quelle que soit sa nature et logarithme de la durée avant de trouver un CDI), en mobilisant un échantillon d'environ 6 500 individus. Habiter dans une commune caractérisée par un des trois attributs n'est pas le fruit du hasard : en d'autres termes, le choix du lieu de résidence n'est pas aléatoire. Econométriquement, cela se traduit par l'existence d'un biais d'endogénéité. Afin de le contourner, nous avons mis en place des estimations de type doubles moindres carrées ordinaires et des modèles de durée. Quels que soient la variable communale et l'indicateur caractérisant la rapidité du retour à l'emploi, nous trouvons que plus un individu réside dans une commune avec de mauvaises caractéristiques, plus sa durée avant de trouver un emploi sera longue. Un des principaux apports de ce chapitre est de montrer que sans contrôler l'endogénéité des variables communales, on attribue à tort aux caractéristiques individuelles une partie de l'effet des indicateurs communaux. De plus, globalement, les effets des

caractéristiques communales semblent davantage déterminants dans l'accès à un emploi quelle que soit sa nature plutôt que dans l'accès à un emploi en CDI (avec ou sans contrôle de la censure à droite).

Dans ce chapitre, nous mettons ainsi en évidence l'importance du lieu de résidence de l'individu dans le processus de retour à l'emploi. Ce travail s'inscrit dans la littérature empirique montrant la portée de la prise en compte du lieu d'habitation. Nos résultats soulignent que le fait d'habiter dans une commune avec certaines caractéristiques socio-économiques défavorables représente un obstacle pour le retour à l'emploi. Ce type de condition initiale de la trajectoire - le fait d'habiter dans une commune « défavorisée » - fragilise le déroulement du parcours professionnel. Les individus habitant dans des communes « défavorisées » manquent de « ressources » territoriales. Nos résultats confirment la nécessite de mise en place de politiques ciblées géographiquement pour sécuriser les trajectoires professionnelles. Il faudrait « équiper » au niveau local les populations les plus fragiles (comme les jeunes, les chômeurs de longue durée). D'une manière globale, dans ce chapitre, nous soulignons le rôle primordial du territoire dans la sécurisation des parcours. Les politiques territoriales d'accompagnement des populations les plus fragiles devraient par exemple favoriser la formation. Egalement, il faudrait organiser des mobilités professionnelles qui permettraient de remédier aux difficultés de recrutement des entreprises dans certains bassins d'emploi.

Plusieurs extensions peuvent être envisagées à la méthodologie développée dans ce chapitre. Dans un premier temps, bien que nous utilisons différents proxy qui permettent d'identifier les communes plus ou moins « défavorisées », il est envisageable par la suite, de retenir un indicateur qui serait une agrégation ou une combinaison de différentes dimensions socio-économiques. Ce nouvel indicateur serait plus à même de prendre en compte la complexité de la définition d'une commune défavorisée.

Dans un second temps, il serait également intéressant de contrôler des problèmes de distance physique aux emplois (le phénomène de « spatial mismatch »). Il est probable qu'à compétences individuelles données et à composition socio-économique d'une commune donnée, la durée moyenne de chômage varie fortement et ce, en raison de différences en termes d'accessibilité aux centres d'emplois. Pour contrôler d'un tel phénomène, une extension possible serait d'introduire davantage de variables qui mesurent la présence d'emplois ou encore la proximité aux différents centres d'emplois.

Enfin, dans ce chapitre les effets du lieu de résidence sont analysés à l'échelle de la commune. Pourtant, la plupart des travaux sur cette thématique sont davantage développés à l'échelle du quartier. Si l'on peut légitimement supposer que les effets trouvés au niveau communal se retrouveront à celui du quartier, il semblerait intéressant de pousser l'analyse au niveau géographique inférieur. Toutefois, une telle démarche ne peut être entreprise avec l'enquête TDE. Ceci supposerait donc de mobiliser d'autres enquêtes (par exemple, l'enquête Emploi ou le recensement de la population).

Annexes chapitre VII

Annexe 7.1 : Distribution des caractéristiques en fonction de la région d'habitation

Annexe 7.2 : L'effet d'habiter dans une commune défavorisée (avec TXCHOM) sur la durée du chômage avant de trouver un emploi

Annexe 7.3 : L'effet d'habiter dans une commune défavorisée (avec TXCHOM) sur la durée du chômage avant de trouver un CDI

Annexe 7.4 : L'effet d'habiter dans une commune défavorisée (avec NONDIPL) sur la durée du chômage avant de trouver un emploi

Annexe 7.5 : L'effet d'habiter dans une commune défavorisée (avec NONDIPL) sur la durée du chômage avant de trouver un CDI

Annexe 7.6 : Les déterminants du taux de chômage

Annexe 7.7 : Les déterminants de la part des non diplômés

Annexe 7.8 : Les déterminants du logarithme de la durée avec $TX\hat{C}HOM$ ***- 2MCO***

Annexe 7.9 : Les déterminants du logarithme de la durée avec $NON\hat{D}IPL$ ***- avec 2MCO***

Annexe 7.10 : Les déterminants du logarithme de la durée avec $TX\hat{C}HOM$ ***- Durée-IV***

Annexe 7.11 : Les déterminants du logarithme de la durée avec $NON\hat{D}IPL$ ***- avec Durée-IV***

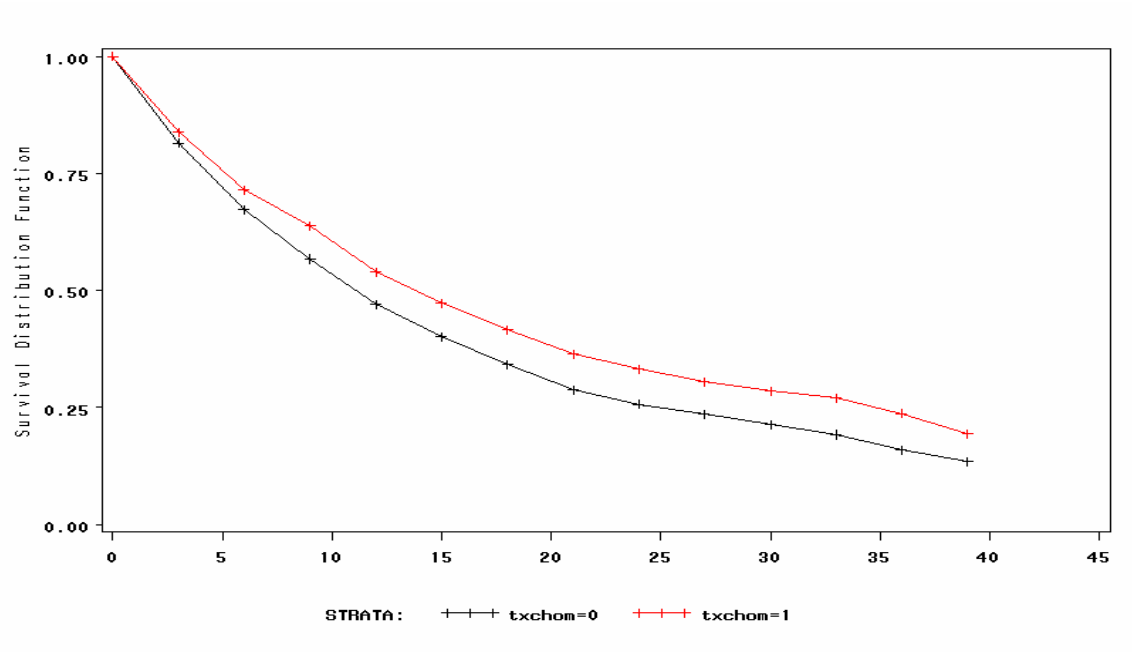
Annexe 7.1 : Distribution des caractéristiques en fonction de la région d'habitation

Variables	Ile-de-France	Nord-Pas-de-Calais	PACA
Homme	53,42	53,45	48,94
Classes d'âge			
16-25 ans	35,73	42,58	30,32
26-34 ans	31,98	31,04	35,26
35-49 ans	27,33	22,57	28,62
Au moins 50 ans	4,96	3,82	5,79
Né en France	75,49	90,44	78,11
Niveau de formation			
Etudes primaires	9,14	10,56	6,94
1er cycle enseign. gén. ét prim.	12,69	12,8	12,78
2ème cycle enseign. gén.	9,96	6,54	8,39
Enseign. tech. ou prof. court	41,23	43,99	35,9
Enseign. tech. ou prof. long	7,3	9,93	9,03
Enseign. sup.	16,05	13,27	22,83
Nombre d'enfants			
Pas d'enfants	23,66	20,83	29,05
1 enfant	25,3	25,68	29
2 enfants	24,17	22,13	23,3
Au moins 3 enfants	26,86	31,35	18,65
Avoir le permis de conduire	73,97	69,06	82,66
Situation matrimoniale			
En couple	56,15	52,15	52,17
Célibataire	36,9	41,71	39,05
Antérieurement en couple	6,83	6,1	8,56
Propriétaire de sa résidence	24,91	23,28	25,08
Catégorie socioprofessionnelle du dernier emploi			
Ouvrier	31,9	42,26	27,98
Employé	34,71	24,3	34,28
Profession intermédiaire	9,33	6,81	11,37
Cadre, profession libérale	5,08	2,4	4,68
Raisons de perte du dernier emploi			
Licenciement collectif	15,62	10,08	14,99
Autre type de licenciement	12,34	7,21	13,88
Fin de CDD	12,73	6,81	11,93
Démission	27,33	38,13	27,98
Autre raison	12,96	13,35	10,18
Catégorie socioprofessionnelle du père			
Agriculteur	4,05	0,97	3,45
Artisan, commerçant, chef d'entreprise	9,59	5,81	11,62
Cadre, professions intellectuelles supérieures	10,95	3,67	10,83
Profession intermédiaire	12,31	10,65	13,67
Employé	10,47	7,66	13,59
Ouvrier	47,65	66,12	41,42

Autre	4,97	5,12	5,42
Catégorie socioprofessionnelle de la mère			
Agricultrice	1,89	0,48	1,09
Artisane, commerçante, cheffe d'entreprise	4,17	2,46	3,45
Cadre, professions intellectuelles supérieures	2,13	0,81	2,75
Profession intermédiaire	6,86	2,62	6,29
Employée	24,83	15,29	19,31
Ouvrière	10,35	15,45	5,99
Autre	49,78	62,89	61,12
Bénéficier du RMI	5,54	9,92	8,13
Avoir des allocations chômage	52,55	50,18	55,22
Situation avant l'inscription à l'ANPE			
En emploi	9,14	14,89	14,57
En formation	4,61	8,23	6,39
En stage	8,16	4,77	6,26
Au chômage	14,29	11,22	16,87
En inactivité	4,1	6,18	4,51
Autre	59,9	55,14	52,81
Type du contrat du dernier emploi			
CDI	42,72	26,46	42,6
CDD	21,58	24,89	21,41
Intérim	5,7	6,9	2,53
Autre	30,01	41,75	33,46
Dernier emploi à temps plein	63,66	53,93	58,02
Taille de l'entreprise du dernier emploi			
Moins de 10 salariés	21,18	16,38	27,35
Entre 10 et 49 salariés	21,98	17,95	21,84
Entre 50 et 200 salariés	13,92	12,34	10,48
Au moins 200 salariés	17,49	20,61	11,31
L'enquêté ne sait pas	25,43	32,71	29,01
Observations	**2561**	**2539**	**2348**

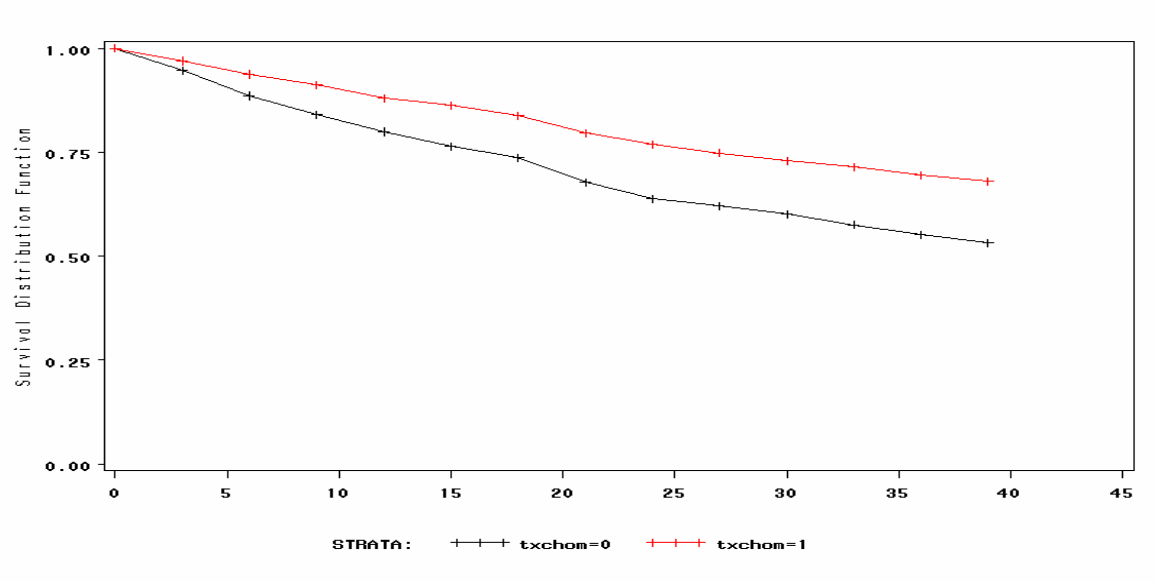
Champ : 6 543 individus inscrits en début de période à l'ANPE. Echantillon obtenu en appariant quatre sources de données.

Annexe 7.2 : L'effet d'habiter dans une commune défavorisée (avec TXCHOM) sur la durée du chômage avant de trouver un emploi



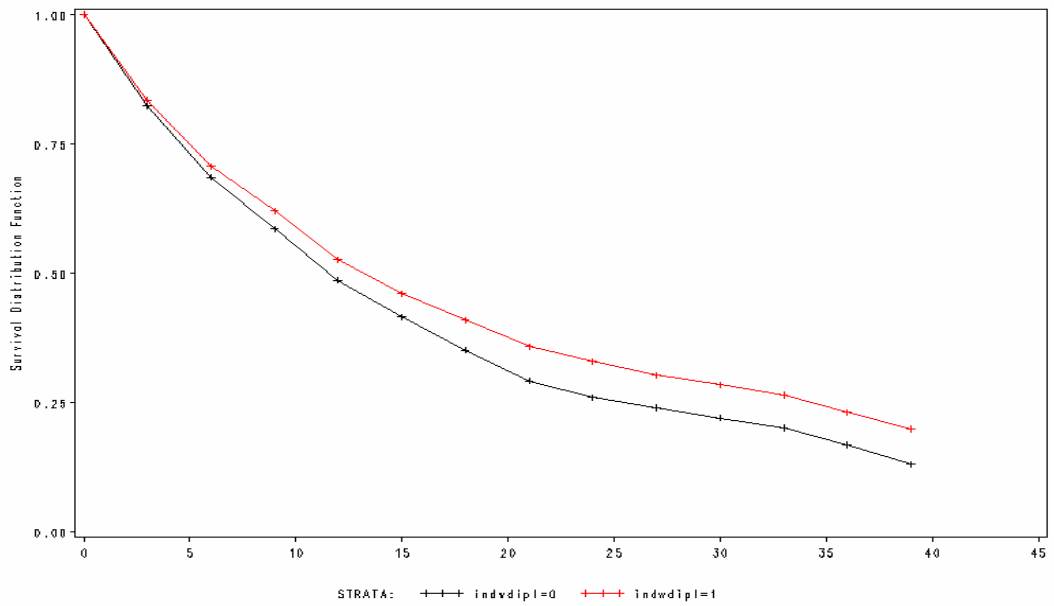
Champ : 6 543 individus inscrits en début de période à l'ANPE. Echantillon obtenu en appariant quatre sources de données.
Note : *txchom=0* signifie habiter dans une commune avec un taux de chômage inférieur à la médiane et *txchom=1* habiter dans une commune avec un taux de chômage supérieur à la médiane.

Annexe 7.3 : L'effet d'habiter dans une commune défavorisée (avec TXCHOM) sur la durée du chômage avant de trouver un CDI



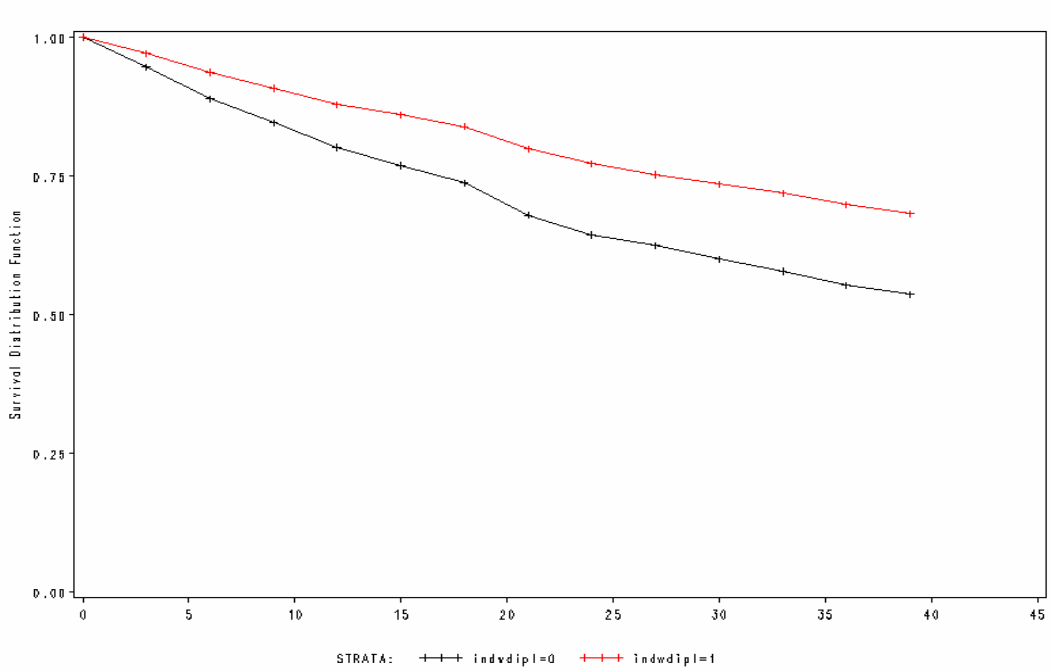
Champ : 6 543 individus inscrits en début de période à l'ANPE. Echantillon obtenu en appariant quatre sources de données.
Note : *txchom=0* signifie habiter dans une commune avec un taux de chômage inférieur à la médiane et *txchom=1* habiter dans une commune avec un taux de chômage supérieur à la médiane.

Annexe 7.4 : L'effet d'habiter dans une commune défavorisée (avec NONDIPL) sur la durée du chômage avant de trouver un emploi



Champ : 6 543 individus inscrits en début de période à l'ANPE. Echantillon obtenu en appariant quatre sources de données.
Note : *indvdipl=0* signifie habiter dans une commune avec un taux des non diplômés inférieur à la médiane et *indvdipl=1* habiter dans une commune avec un taux des non diplômés supérieur à la médiane.

Annexe 7.5 : L'effet d'habiter dans une commune défavorisée (avec NONDIPL) sur la durée du chômage avant de trouver un CDI



Champ : 6 543 individus inscrits en début de période à l'ANPE. Echantillon obtenu en appariant quatre sources de données.
Note : *indvdipl=0* signifie habiter dans une commune avec un taux des non diplômés inférieur à la médiane et *indvdipl=1* habiter dans une commune avec un taux des non diplômés supérieur à la médiane.

Annexe 7.6 : Les déterminants du taux de chômage

Variable	Coefficient estimé	Ecart-type
Homme	-0,001	0,001
Classes d'âge		
16-25 ans	0,001	0,001
26-34 ans	Réf.	
35-49 ans	-0,002 *	0,001
Au moins 50 ans	-0,002	0,002
Né en France	-0,003 **	0,001
Niveau de formation		
Etudes primaires	Réf.	
1er cycle enseign. gén. ét prim.	-0,001	0,002
2ème cycle enseign. gén.	0,000	0,002
Enseign. tech. ou prof. court	0,001	0,001
Enseign. tech. ou prof. long	-0,002	0,002
Enseign. sup.	-0,001	0,002
Situation matrimoniale		
En couple	-0,001	0,002
Célibataire	0,000	0,002
Antérieurement en couple	Réf.	
Allocations chômage		
Oui	Réf.	
Non	-0,001	0,001
Propriétaire de sa résidence	-0,003 ***	0,001
Avoir le permis de conduire	-0,004 ***	0,001
Nombre d'individus dans le ménage	0,001 **	0,000
Catégorie socioprofessionnelle du dernier emploi		
Ouvrier	0,001	0,001
Employé	-0,002 *	0,001
Profession intermédiaire	Réf.	
Cadre, profession libérale	-0,003 *	0,002
Aménités de la commune		
Monuments	-0,007 ***	0,001
Parcs	-0,012 ***	0,001
Gendarmerie	0,012 ***	0,001
Cinéma	0,019 ***	0,001
Centre socioculturel	0,009 ***	0,001
Collège	0,008 ***	0,002
Présence d'un réseau de transport urbain	0,014 ***	0,002
Nombre d'enfants		
Pas d'enfants	Réf.	
1 enfant	-0,002 *	0,001
2 enfants	-0,003 **	0,001
Au moins 3 enfants	-0,004 **	0,002
Catégorie socioprofessionnelle du père		
Agriculteur	0,002	0,003
Artisan, commerçant, chef d'entreprise	0,004 **	0,002
Cadre, professions intellectuelles supérieures	-0,002	0,002
Profession intermédiaire	Réf.	

Employé	0,002	0,002
Ouvrier	0,006 ***	0,001
Autre	0,005 **	0,002
Catégorie socioprofessionnelle de la mère		
Agricultrice	0,001	0,004
Artisane, commerçante, cheffe d'entreprise	-0,001	0,003
Cadre, professions intellectuelles supérieures	-0,010 ***	0,003
Profession intermédiaire	Réf.	
Employée	-0,005 **	0,002
Ouvrière	-0,003	0,002
Autre	0,000	0,002
Département		
Yvelines	-0,068 ***	0,001
Val d'Oise	-0,070 ***	0,001
Nord	-0,007 ***	0,001
Pas-de-Calais	0,024 ***	0,001
Bouches-du-Rhône	Réf.	
Constante	0,130 ***	0,003
R^2	**0,69**	
Nombre observations	**6543**	

Champ : 6 543 individus inscrits en début de période à l'ANPE. Echantillon obtenu en appariant quatre sources de données.
Remarques : * coefficient significatif au seuil de 10%, ** à 5 % et *** à 1%.

Annexe 7.7 : Les déterminants de la part des non diplômés

Variable	Coefficient estimé	Ecart-type
Homme	-0,001	0,002
Classes d'âge		
16-25 ans	0,003 *	0,002
26-34 ans	Réf.	
35-49 ans	-0,007 ***	0,002
Au moins 50 ans	-0,000	0,004
Né en France	-0,006 ***	0,002
Niveau de formation		
Etudes primaires	Réf.	
1er cycle enseign. gén. ét prim.	-0,005 **	0,003
2ème cycle enseign. gén.	-0,004	0,003
Enseign. tech. ou prof. court	-0,000	0,002
Enseign. tech. ou prof. long	-0,006 *	0,003
Enseign. sup.	-0,008 ***	0,003
Situation matrimoniale		
En couple	0,003	0,003
Célibataire	0,006 *	0,003
Antérieurement en couple	Réf.	
Allocations chômage		
Oui	Réf.	
Non	-0,003 *	0,002
Propriétaire de sa résidence	-0,005 ***	0,002
Avoir le permis de conduire	-0,008 ***	0,002
Nombre d'individus dans le ménage	0,002 **	0,001
Catégorie socioprofessionnelle du dernier emploi		
Ouvrier	0,006 ***	0,002
Employé	-0,000	0,002
Profession intermédiaire	Réf.	
Cadre, profession libérale	-0,007 *	0,004
Aménités de la commune		
Monuments	-0,006 ***	0,002
Parcs	-0,025 ***	0,002
Gendarmerie	0,027 ***	0,002
Piscine	-0,008 ***	0,003
Cinéma	0,023 ***	0,002
Centre socioculturel	0,014 ***	0,002
Collège	0,009 ***	0,003
Présence de médecins généralistes	-0,002 ***	0,001
Présence d'un réseau de transport urbain	0,026 ***	0,003
Nombre d'enfants		
Pas d'enfants	Réf.	
1 enfant	-0,001	0,002
2 enfants	-0,003	0,003
Au moins 3 enfants	-0,004	0,004
Catégorie socioprofessionnelle du père		
Agriculteur	0,009 *	0,005
Artisan, commerçant, chef d'entreprise	0,007 **	0,003

Cadre, professions intellectuelles supérieures	-0,009 ***	0,003
Profession intermédiaire	Réf.	
Employé	0,001	0,003
Ouvrier	0,010 ***	0,002
Autre	0,008 **	0,004
Catégorie socioprofessionnelle de la mère		
Agricultrice	0,001	0,008
Artisane, commerçante, cheffe d'entreprise	-0,000	0,005
Cadre, professions intellectuelles supérieures	-0,019 ***	0,006
Profession intermédiaire	Réf.	
Employée	-0,006 *	0,003
Ouvrière	-0,002	0,004
Autre	0,002	0,003
Département		
Yvelines	0,002	0,002
Val d'Oise	-0,042 ***	0,002
Nord	0,012 ***	0,002
Pas-de-Calais	0,074 ***	0,002
Bouches-du-Rhône	Réf.	
Constante	0,231 ***	0,007
R^2	**0,43**	
Nombre observations	**6543**	

Champ : 6 543 individus inscrits en début de période à l'ANPE. Echantillon obtenu en appariant quatre sources de données.
Remarques : * coefficient significatif au seuil de 10%, ** à 5 % et *** à 1%.

Annexe 7.8 : Les déterminants du logarithme de la durée avec $TX\hat{C}HOM$ *- 2MCO*

Variable	Coefficient estimé – emploi quelle que soit la nature	Coefficient estimé - CDI
$TX\hat{C}HOM$	2,933 *** (0,673)	1,732 *** (0,556)
Homme	-0,198 *** (0,030)	-0,178 *** (0,024)
Classes d'âge		
16-25 ans	-0,210 *** (0,035)	-0,063 ** (0,029)
26-34 ans	Réf.	Réf.
35-49 ans	0,075 ** (0,033)	0,054 ** (0,027)
Au moins 50 ans	0,263 *** (0,063)	0,159 *** (0,052)
Né en France	-0,092 *** (0,034)	-0,040 (0,027)
Niveau de formation		
Etudes primaires	Réf.	Réf.
1er cycle enseign. gén. ét prim.	0,032 (0,050)	0,014 (0,038)
2ème cycle enseign. gén.	-0,030 (0,057)	-0,006 (0,046)
Enseign. tech. ou prof. court	-0,022 (0,043)	-0,027 (0,034)
Enseign. tech. ou prof. long	-0,106 * (0,059)	-0,046 (0,050)
Enseign. sup.	-0,112 ** (0,055)	-0,048 (0,045)
Situation matrimoniale		
En couple	-0,139 *** (0,050)	-0,030 (0,041)
Célibataire	-0,076 (0,054)	0,046 (0,044)
Antérieurement en couple	Réf.	Réf.
Allocations chômage		
Oui	Réf.	Réf.
Non	-0,533 *** (0,035)	-0,249 *** (0,031)
Propriétaire de sa résidence	-0,002 (0,032)	0,040 (0,044)
Avoir le permis de conduire	-0,293 *** (0,033)	-0,128 *** (0,025)
Nombre d'individus dans le ménage	0,023 (0,015)	0,023 ** (0,011)
Catégorie socioprofessionnelle du dernier emploi		
Ouvrier	-0,119 ** (0,048)	0,035 (0,042)
Employé	0,048 (0,046)	0,046 (0,040)
Profession intermédiaire	Réf.	Réf.
Cadre, profession libérale	0,100 (0,070)	-0,026 (0,065)
Situation avant l'inscription à l'ANPE		
Emploi	Réf.	Réf.
Formation	0,070 * (0,042)	0,054 * (0,033)
Stage	-0,099 (0,069)	0,077 (0,053)
Chômage	0,187 *** (0,056)	-0,011 (0,048)
Inactivité	0,470 *** (0,039)	0,104 *** (0,032)
Autre	-0,103 (0,068)	-0,026 (0,061)
Type de contrat du dernier emploi		
CDI	Réf.	Réf.

CDD	-0,274 ***	0,021
	(0,057)	(0,049)
Intérim	-0,414 ***	0,075
	(0,075)	(0,055)
Autre	-0,120 *	0,079
	(0,065)	(0,052)
Type du dernier emploi		
Temps plein	Réf.	Réf.
Temps partiel	0,095 **	0,043
	(0,038)	(0,052)
Taille de l'entreprise du dernier emploi		
Moins de 10 salariés	Réf.	Réf.
	-0,087 **	-0,035
Entre 10 et 49 salariés	(0,037)	(0,032)
	-0,017	0,036
Entre 50 et 200 salariés	(0,044)	(0,037)
	-0,144 ***	0,013
Au moins 200 salariés	(0,042)	(0,034)
Nombre d'enfants		
Pas d'enfants	Réf.	Réf.
1 enfant	-0,009	0,032
	(0,039)	(0,032)
2 enfants	0,024	0,010
	(0,048)	(0,038)
Au moins 3 enfants	0,044	0,017
	(0,069)	(0,053)
Catégorie socioprofessionnelle du père		
	0,208 **	0,140 **
Agriculteur	(0,086)	(0,069)
	0,153 ***	-0,035
Artisan, commerçant, chef d'entreprise	(0,054)	(0,049)
	0,127 **	0,073
Cadre, professions intellectuelles supérieures	(0,056)	(0,050)
Profession intermédiaire	Réf.	Réf.
	0,133 **	0,095 **
Employé	(0,052)	(0,045)
	0,091 **	0,083 **
Ouvrier	(0,041)	(0,036)
	0,190 ***	0,048
Autre	(0,062)	(0,053)
Catégorie socioprofessionnelle de la mère		
	-0,018	0,069
Agricultrice	(0,144)	(0,117)
	-0,117	-0,042
Artisane, commerçante, cheffe d'entreprise	(0,089)	(0,080)
	0,189 *	0,028
Cadre, professions intellectuelles supérieures	(0,104)	(0,091)
Profession intermédiaire	Réf.	Réf.
	-0,062	0,030
Employée	(0,062)	(0,054)
	-0,090	0,032
Ouvrière	(0,069)	(0,059)
	-0,017	0,034
Autre	(0,059)	(0,052)
Raison de la fin du dernier contrat		
Licenciement collectif	Réf.	Réf.
Autre type de licenciement	0,049	0,036
	(0,044)	(0,039)
Fin de CDD	-0,022	0,069
	(0,058)	(0,049)
Autre type d'arrêt	0,042	0,121 ***
	(0,049)	(0,040)
Secteur d'activité de la dernière entreprise		
L'enquêté ne sait pas	-0,294 **	-0,372 ***
	(0,116)	(0,100)
Agriculture	-0,121 *	-0,067
	(0,065)	(0,055)
Industrie	Réf.	Réf.
Service	-0,182 *	-0,046
	(0,101)	(0,082)
Construction	-0,131 ***	-0,031
	(0,044)	(0,037)
Région		

Ile-de-France	Réf.	Réf.
PACA	0,038	0,040
	(0,059)	(0,049)
Nord-Pas-de-Calais	-0,120 *	0,116 **
	(0,066)	(0,054)
Constante	2,580 ***	2,592 ***
	(0,066)	(0,113)
R^2	**0,18**	**0,09**
Nombre observations	**6543**	**6543**

Champ : 6 543 individus inscrits en début de période à l'ANPE. Echantillon obtenu en appariant quatre sources de données.

Remarques : Les écarts-types sont donnés entre parenthèses. * coefficient significatif au seuil de 10%, ** à 5 % et *** à 1%. Les écarts-types sont robustes.

Annexe 7.9 : Les déterminants du logarithme de la durée avec NONÊIPL - avec 2MCO

Variable	Coefficient estimé – emploi quelle que soit la nature	Coefficient estimé - CDI
NONÊIPL	2,202 *** (0,407)	1,711 *** (0,336)
Homme	-0,198 *** (0,030)	-0,179 *** (0,024)
Classes d'âge		
16-25 ans	-0,214 *** (0,035)	-0,067 ** (0,029)
26-34 ans	Réf.	Réf.
35-49 ans	0,082 ** (0,033)	0,061 ** (0,027)
Au moins 50 ans	0,255 *** (0,063)	0,154 *** (0,052)
Né en France	-0,091 *** (0,034)	-0,036 (0,027)
Niveau de formation		
Etudes primaires	Réf.	Réf.
1er cycle enseign. gén. ét prim.	0,043 (0,050)	0,023 (0,038)
2ème cycle enseign. gén.	-0,018 (0,057)	0,003 (0,046)
Enseign. tech. ou prof. court	-0,020 (0,043)	-0,026 (0,033)
Enseign. tech. ou prof. long	-0,102 * (0,059)	-0,041 (0,050)
Enseign. sup.	-0,099 * (0,055)	-0,037 (0,045)
Situation matrimoniale		
En couple	-0,149 *** (0,050)	-0,036 (0,041)
Célibataire	-0,090 * (0,054)	0,035 (0,044)
Antérieurement en couple	Réf.	Réf.
Allocations chômage		
Oui	Réf.	Réf.
Non	-0,530 *** (0,035)	-0,246 *** (0,031)
Propriétaire de sa résidence	0,001 (0,031)	0,047 * (0,026)
Avoir le permis de conduire	-0,291 *** (0,033)	-0,122 *** (0,024)
Nombre d'individus dans le ménage	0,021 (0,015)	0,021 ** (0,011)
Catégorie socioprofessionnelle du dernier emploi		
Ouvrier	-0,131 *** (0,048)	0,025 (0,042)
Employé	0,044 (0,046)	0,043 (0,040)
Profession intermédiaire	Réf.	Réf.
Cadre, profession libérale	0,106 (0,070)	-0,019 (0,065)
Situation avant l'inscription à l'ANPE		
Emploi	Réf.	Réf.
Formation	0,069 * (0,042)	0,052 * (0,033)
Stage	-0,095 (0,068)	0,080 (0,053)
Chômage	0,188 *** (0,056)	-0,010 (0,048)
Inactivité	0,469 *** (0,039)	0,102 *** (0,032)
Autre	-0,103 (0,068)	-0,025 (0,061)
Type de contrat du dernier emploi		
CDI	Réf.	Réf.

CDD	-0,271 ***	0,022
	(0,057)	(0,049)
Intérim	-0,418 ***	0,071
	(0,075)	(0,055)
Autre	-0,122 *	0,077
	(0,065)	(0,052)
Type du dernier emploi		
Temps plein	Réf.	Réf.
Temps partiel	0,094 **	0,041
	(0,038)	(0,031)
Taille de l'entreprise du dernier emploi		
Moins de 10 salariés	Réf.	Réf.
	-0,084 **	-0,034
Entre 10 et 49 salariés	(0,037)	(0,032)
	-0,015	0,037
Entre 50 et 200 salariés	(0,044)	(0,037)
	-0,141 ***	0,015
Au moins 200 salariés	(0,042)	(0,034)
Nombre d'enfants		
Pas d'enfants	Réf.	Réf.
1 enfant	-0,014	0,029
	(0,039)	(0,031)
2 enfants	0,021	0,010
	(0,048)	(0,038)
Au moins 3 enfants	0,056	0,021
	(0,069)	(0,053)
Catégorie socioprofessionnelle du père		
	0,195 **	0,128 *
Agriculteur	(0,086)	(0,069)
	0,150 ***	-0,038
Artisan, commerçant, chef d'entreprise	(0,054)	(0,049)
	0,143 **	0,087 *
Cadre, professions intellectuelles supérieures	(0,056)	(0,050)
Profession intermédiaire	Réf.	Réf.
	0,137 ***	0,096 **
Employé	(0,052)	(0,045)
	0,082 **	0,072 **
Ouvrier	(0,041)	(0,036)
	0,191 ***	0,046
Autre	(0,062)	(0,053)
Catégorie socioprofessionnelle de la mère		
	-0,021	0,064
Agricultrice	(0,144)	(0,116)
	-0,119	-0,045
Artisane, commerçante, cheffe d'entreprise	(0,089)	(0,080)
	0,199 *	0,039
Cadre, professions intellectuelles supérieures	(0,104)	(0,091)
Profession intermédiaire	Réf.	Réf.
	-0,068	0,026
Employée	(0,062)	(0,054)
	-0,099	0,025
Ouvrière	(0,069)	(0,059)
	-0,027	0,023
Autre	(0,059)	(0,052)
Raison de la fin du dernier contrat		
Licenciement collectif	Réf.	Réf.
Autre type de licenciement	0,050	0,037
	(0,044)	(0,039)
Fin de CDD	-0,025	0,067
	(0,058)	(0,049)
Autre type d'arrêt	0,039	0,119 ***
	(0,049)	(0,040)
Secteur d'activité de la dernière entreprise		
L'enquêté ne sait pas	-0,297 ***	-0,372 ***
	(0,116)	(0,100)
Agriculture	-0,128 **	-0,071
	(0,065)	(0,054)
Industrie	Réf.	Réf.
Service	-0,181 *	-0,044
	(0,101)	(0,081)
Construction	-0,131 ***	-0,030
	(0,044)	(0,037)
Région		

Ile-de-France	Réf.	Réf.
PACA	0,215 ***	0,137 ***
	(0,043)	(0,035)
Nord-Pas-de-Calais	-0,019	0,147 ***
	(0,043)	(0,035)
Constante	2,315 ***	2,336 ***
	(0,155)	(0,130)
R^2	**0,18**	**0,09**
Nombre observations	**6543**	**6543**

Champ : 6 543 individus inscrits en début de période à l'ANPE. Echantillon obtenu en appariant quatre sources de données.

Remarques : Les écarts-types sont donnés entre parenthèses. * coefficient significatif au seuil de 10%, ** à 5 % et *** à 1%. Les écarts-types sont robustes.

Annexe 7.10 : Les déterminants du logarithme de la durée avec $TX\hat{C}HOM$ *- Durée-IV*

Variable	Coefficient estimé – emploi quelle que soit la nature	Coefficient estimé - CDI
$TX\hat{C}HOM$	3,706 *** (0,874)	3,555 *** (1,1369)
Homme	-0,263 *** (0,040)	-0,352 *** (0,063)
Classes d'âge		
16-25 ans	-0,306 *** (0,046)	-0,253 *** (0,072)
26-34 ans	Réf.	Réf.
35-49 ans	0,113 ** (0,046)	0,140 * (0,072)
Au moins 50 ans	0,462 *** (0,096)	0,0649 *** (0,158)
Né en France	-0,158 *** (0,048)	-0,184 ** (0,076)
Niveau de formation		
Etudes primaires	Réf.	Réf.
1er cycle enseign. gén. ét prim.	0,059 (0,073)	0,042 (0,119)
2ème cycle enseign. gén.	-0,065 (0,081)	-0,112 (0,129)
Enseign. tech. ou prof. court	-0,056 (0,061)	-0,117 (0,102)
Enseign. tech. ou prof. long	-0,179 ** (0,079)	-0,337 *** (0,127)
Enseign. sup.	-0,210 *** (0,075)	-0,348 *** (0,120)
Situation matrimoniale		
En couple	-0,183 ** (0,072)	-0,165 (0,117)
Célibataire	-0,087 (0,078)	0,130 (0,126)
Antérieurement en couple	Réf.	Réf.
Allocations chômage		
Oui	Réf.	Réf.
Non	-0,649 *** (0,046)	-0,515 *** (0,072)
Propriétaire de sa résidence	-0,019 (0,041)	0,013 (0,064)
Avoir le permis de conduire	-0,454 *** (0,046)	-0,677 *** (0,077)
Nombre d'individus dans le ménage	0,033 * (0,021)	0,058 * (0,035)
Catégorie socioprofessionnelle du dernier emploi		
Ouvrier	-0,096 (0,062)	0,250 *** (0,095)
Employé	0,130 (0,060)	0,248 *** (0,092)
Profession intermédiaire	Réf.	Réf.
Cadre, profession libérale	0,148 * (0,092)	0,035 (0,131)
Situation avant l'inscription à l'ANPE		
Emploi	Réf.	Réf.
Formation	0,050 (0,054)	0,094 (0,085)
Stage	-0,169 ** (0,087)	0,068 (0,140)
Chômage	0,288 *** (0,079)	0,067 (0,126)
Inactivité	0,703 *** (0,059)	0,354 *** (0,092)
Autre	0,703 *** (0,059)	-0,299 ** (0,126)
Type de contrat du dernier emploi		
CDI	Réf.	Réf.

CDD	-0,343 ***	0,103
	(0,077)	(0,126)
Intérim	-0,558 ***	0,220
	(0,093)	(0,151)
Autre	-0,146 *	0,364 ***
	(0,089)	(0,141)
Type du dernier emploi		
Temps plein	Réf.	Réf.
Temps partiel	0,108 **	0,166 **
	(0,052)	(0,084)
Taille de l'entreprise du dernier emploi		
Moins de 10 salariés	Réf.	Réf.
	-0,123 **	-0,066
Entre 10 et 49 salariés	(0,050)	(0,076)
	-0,008	0,190 **
Entre 50 et 200 salariés	(0,060)	(0,095)
	-0,164 ***	0,096
Au moins 200 salariés	(0,056)	(0,086)
Nombre d'enfants		
Pas d'enfants	Réf.	Réf.
1 enfant	-0,028	-0,016
	(0,052)	(0,082)
2 enfants	-0,024	-0,130
	(0,065)	(0,107)
Au moins 3 enfants	0,040	-0,033
	(0,095)	(0,159)
Catégorie socioprofessionnelle du père		
	0,314 **	0,605 ***
Agriculteur	(0,132)	(0,209)
	0,216 ***	0,019
Artisan, commerçant, chef d'entreprise	(0,073)	(0,110)
	0,135 *	0,194 *
Cadre, professions intellectuelles supérieures	(0,072)	(0,107)
Profession intermédiaire	Réf.	Réf.
	0,177 ***	0,268 ***
Employé	(0,069)	(0,104)
	0,097 *	0,219 ***
Ouvrier	(0,053)	(0,081)
	0,289 ***	0,343 **
Autre	(0,089)	(0,151)
Catégorie socioprofessionnelle de la mère		
	-0,151	-0,033
Agricultrice	(0,207)	(0,322)
	-0,205 *	-0,045
Artisane, commerçante, cheffe d'entreprise	(0,119)	(0,178)
	0,173	0,061
Cadre, professions intellectuelles supérieures	(0,134)	(0,193)
Profession intermédiaire	Réf.	Réf.
	-0,133 *	0,023
Employée	(0,080)	(0,115)
	-0,180 **	-0,006
Ouvrière	(0,090)	(0,131)
	-0,067	0,097
Autre	(0,078)	(0,112)
Raison de la fin du dernier contrat		
Licenciement collectif	Réf.	Réf.
Autre type de licenciement	0,055	0,010
	(0,061)	(0,090)
Fin de CDD	-0,089	0,028
	(0,077)	(0,125)
Autre type d'arrêt	0,005	0,144
	(0,067)	(0,102)
Secteur d'activité de la dernière entreprise		
L'enquêté ne sait pas	-0,487 ***	-1,146 ***
	(0,164)	(0,230)
Agriculture	-0,179 **	-0,029
	(0,089)	(0,148)
Industrie	Réf.	Réf.
Service	-0,254 **	-0,092
	(0,128)	(0,198)
Construction	-0,185 ***	-0,024
	(0,058)	(0,091)
Région		

Ile-de-France	Réf.	Réf.
PACA	0,060	0,139
	(0,078)	(0,121)
Nord-Pas-de-Calais	-0,132	0,344 **
	(0,086)	(0,284)
Constante	3,135 ***	3,841 ***
	(0,182)	(0,284)
Nombre observations	**6543**	**6543**

Champ : 6 543 individus inscrits en début de période à l'ANPE. Echantillon obtenu en appariant quatre sources de données.

Remarques : Les écarts-types sont donnés entre parenthèses. * coefficient significatif au seuil de 10%, ** à 5 % et *** à 1%. Les écarts-types sont robustes.

Annexe 7.11 : Les déterminants du logarithme de la durée avec NOND̂IPL - avec Durée-IV

Variable	Coefficient estimé – emploi quelle que soit La nature	Coefficient estimé - CDI
NOND̂IPL	2,631 *** (0,530)	2,918 *** (0,833)
Homme	-0,263 *** (0,040)	-0,351 *** (0,063)
Classes d'âge		
16-25 ans	-0,310 (0,021)	-0,259 *** (0,072)
26-34 ans	Réf.	Réf.
35-49 ans	0,021 *** (0,046)	0,152 ** (0,072)
Au moins 50 ans	0,452 *** (0,096)	0,640 *** (0,158)
Né en France	-0,158 *** (0,048)	-0,178 ** (0,076)
Niveau de formation		
Etudes primaires	Réf.	Réf.
1er cycle enseign. gén. ét prim.	0,071 (0,073)	0,056 (0,119)
2ème cycle enseign. gén.	-0,049 (0,073)	-0,094 (0,129)
Enseign. tech. ou prof. court	-0,054 (0,061)	-0,114 (0,101)
Enseign. tech. ou prof. long	-0,173 ** (0,079)	-0,328 ** (0,120)
Enseign. sup.	0,193 *** (0,074)	-0,327 *** (0,120)
Situation matrimoniale		
En couple	-0,195 *** (0,073)	-0,176 (0,117)
Célibataire	-0,104 *** (0,073)	0,112 (0,126)
Antérieurement en couple	Réf.	Réf.
Allocations chômage		
Oui	Réf.	Réf.
Non	-0,065 *** (0,046)	-0,510 *** (0,072)
Propriétaire de sa résidence	-0,017 (0,041)	0,018 (0,064)
Avoir le permis de conduire	-0,453 *** (0,046)	-0,673 *** (0,077)
Nombre d'individus dans le ménage	0,031 (0,021)	0,054 (0,035)
Catégorie socioprofessionnelle du dernier emploi		
Ouvrier	-0,110 * (0,062)	0,233 ** (0,095)
Employé	0,126 ** (0,060)	0,244 *** (0,092)
Profession intermédiaire	Réf.	Réf.
Cadre, profession libérale	0,154 * (0,092)	0,042 (0,131)
Situation avant l'inscription à l'ANPE		
Emploi	Réf.	Réf.
Formation	0,049 (0,054)	0,093 (0,085)
Stage	-0,165 ** (0,087)	0,073 (0,140)
Chômage	0,289 *** (0,079)	0,068 (0,125)
Inactivité	0,701 *** (0,059)	0,352 *** (0,092)
Autre	-0,155 * (0,082)	-0,297 ** (0,126)
Type de contrat du dernier emploi		
CDI	Réf.	Réf.

CDD		
		0,106
	-0,034 ***	
	(0,077)	(0,125)
Intérim	-0,053 ***	0,211
	(0,093)	(0,151)
Autre	-0,148 *	0,359 **
	(0,089)	(0,141)
Type du dernier emploi		
Temps plein	Réf.	Réf.
Temps partiel	0,105 **	0,164 **
	(0,052)	(0,084)
Taille de l'entreprise du dernier emploi		
Moins de 10 salariés	Réf.	Réf.
	-0,119 **	-0,063
Entre 10 et 49 salariés	(0,050)	(0,077)
	-0,005	0,191 **
Entre 50 et 200 salariés	(0,060)	(0,094)
	-0,159 ***	0,100
Au moins 200 salariés	(0,056)	(0,086)
Nombre d'enfants		
Pas d'enfants	Réf.	Réf.
1 enfant	-0,036	-0,024
	(0,052)	(0,082)
2 enfants	-0,029	-0,135
	(0,065)	(0,106)
Au moins 3 enfants	0,039	-0,033
	(0,094)	(0,159)
Catégorie socioprofessionnelle du père		
	0,030 **	0,588 ***
Agriculteur	(0,132)	(0,209)
	0,213 ***	0,013
Artisan, commerçant, chef d'entreprise	(0,073)	(0,110)
	0,152 **	0,215 **
Cadre, professions intellectuelles supérieures	(0,072)	(0,107)
Profession intermédiaire	Réf.	Réf.
	0,182 ***	0,271 ***
Employé	(0,069)	(0,104)
	0,087 *	0,205 **
Ouvrier	(0,053)	(0,081)
	0,292 ***	0,0343 **
Autre	(0,089)	(0,081)
Catégorie socioprofessionnelle de la mère		
	-0,154	-0,037
Agricultrice	(0,206)	(0,321)
	-0,206 *	-0,047
Artisane, commerçante, cheffe d'entreprise	(0,119)	(0,178)
	0,184	0,080
Cadre, professions intellectuelles supérieures	(0,133)	(0,193)
Profession intermédiaire	Réf.	Réf.
	-0,141 *	0,016
Employée	(0,080)	(0,115)
	-0,191 **	-0,016
Ouvrière	(0,090)	(0,131)
	-0,079	0,081
Autre	(0,078)	(0,112)
Raison de la fin du dernier contrat		
Licenciement collectif	Réf.	Réf.
Autre type de licenciement	0,056	0,011
	(0,061)	(0,090)
Fin de CDD	-0,093	0,024
	(0,077)	(0,125)
Autre type d'arrêt	0,002	0,142
	(0,054)	(0,107)
Secteur d'activité de la dernière entreprise		
L'enquêté ne sait pas	-0,492 ***	-1,250 ***
	(0,164)	(0,230)
Agriculture	-0,187 **	-0,037
	(0,088)	(0,147)
Industrie	Réf.	Réf.
Service	-0,254 **	-0,087
	(0,128)	(0,198)
Construction	-0,184 ***	-0,024

	(0,058)	(0,091)
Région		
Ile-de-France	Réf.	Réf.
PACA	0,288 ***	0,348 ***
	(0,056)	(0,066)
Nord-Pas-de-Calais	0,007	0,448 ***
	(0,056)	(0,088)
Constante	2,836 ***	3,455 ***
	(0,209)	(0,326)
Nombre observations	**6543**	**6543**

Champ : 6 543 individus inscrits en début de période à l'ANPE. Echantillon obtenu en appariant quatre sources de données.

Remarques : Les écarts-types sont donnés entre parenthèses. * coefficient significatif au seuil de 10%, ** à 5 % et *** à 1%. Les écarts-types sont robustes.

Conclusion générale

Rappel de la problématique et de la méthodologie

Cette thèse avait pour objectif de contribuer à la littérature empirique sur la flexicurité. Ce concept renvoie à une articulation possible entre les exigences entrepreneuriales d'une plus grande flexibilité de la main d'œuvre et les revendications d'une sécurisation des parcours professionnels de la part des salariés. En France, la flexicurité a fait l'objet d'un large débat public jusqu'aux négociations collectives sur la modernisation du marché du travail qui se donnent comme objectif de trouver les voies d'une « flexicurité à la française ». La crise économique débutée fin 2008 est une nouvelle occasion de se saisir de ce débat, dans la perspective des scénarii à construire pour « l'après-crise ». La présente thèse ne traite pas de l'intégralité des questions soulevées par cette thématique, en effet, elle s'attache à deux points essentiels : l'utilisation par les entreprises du dispositif de chômage partiel et le rôle des trois « socles » de la flexicurité retenus par Freyssinet (2006, 2009) – contrat de travail, compétences et territoire – sur la sécurisation des parcours professionnels des individus. De la sorte, la question de la flexicurité est abordée dans cette thèse du point de vue des établissements (la partie sur le chômage partiel) et du point de vue des individus (la partie sur la sécurisation des parcours).

La première partie de la thèse s'intéresse au dispositif du chômage partiel. Nous nous focalisons sur un dispositif de politique publique ancien (réglementé juste après la Seconde Guerre Mondiale) qui semble satisfaire les conditions requises par la flexicurité. Selon la loi, le chômage partiel est, en effet, un instrument qui permet aux établissements de faire face à des difficultés économiques passagères en réduisant temporairement le temps de travail de leurs salariés avec l'objectif principal d'éviter le licenciement de ces derniers. Dans les quatre chapitres de cette partie, nous étudions l'évolution des usages du chômage partiel (entre 1995 et 2005), son rôle, son efficacité et vérifions s'il peut être réellement considéré comme un outil relevant d'un objectif plus général de flexicurité. Notre apport réside ici dans l'évaluation de ce dispositif, qui n'a pas été traité empiriquement jusque-là.

La deuxième partie de la thèse étudie comment les trois « socles » de la flexicurité - contrat de travail, compétences et territoire (Freyssinet, 2006) – affectent la sécurisation des parcours en s'appuyant sur trois types de mobilités professionnelles particulières : premier emploi-emploi, emploi-emploi et chômage-emploi. Dans les trois chapitres de cette partie, nous analysons séparément chaque mobilité en tenant compte d'un des « socles » de la sécurisation des trajectoires professionnelles. Dans chaque chapitre, le « socle » retenu joue le rôle de condition initiale de la trajectoire professionnelle. Ainsi, nous étudions comment les « conditions initiales » de la trajectoire professionnelle, à savoir le type de contrat de travail, le « réseau » des entreprises et le lieu de résidence, la sécurisent.

L'ensemble des résultats obtenus dans cette thèse repose sur l'utilisation d'un grand nombre de sources de données françaises administratives et d'enquêtes, et sur la mise en œuvre de diverses procédures statistiques et économétriques sur ces données d'entreprises et individuelles. Pour chaque chapitre, nous essayons de choisir la meilleure technique économétrique. C'est-à-dire, la plus adaptée aux données, à la nature des phénomènes analysés et celle qui tente de contrôler de la meilleure façon possible les différents biais identifiés (biais de sélection, biais d'endogénéité ou encore biais lié à l'hétérogénéité inobservée).

Au terme de ce travail de recherche, nous pouvons, d'une part, dégager plusieurs conclusions aux différentes pistes que nous avons suivies et, d'autre part, évoquer plusieurs voies de recherches qu'il conviendrait d'explorer. C'est ce que nous allons présenter.

Principaux résultats

L'analyse du chômage partiel entre 1995 et 2005

Le chapitre I a pour objectif d'analyser les usages du chômage partiel entre 1995 et 2005. Son apport majeur est de dresser un panorama détaillé du chômage partiel sur cette période.

Dans un premier temps, plusieurs faits stylisés sont mis en évidence concernant les autorisations du recours au chômage partiel à l'aide de statistiques descriptives : la baisse structurelle des autorisations entre 1995 et 2005 (le principal résultat du chapitre), l'existence d'un comportement récurrent d'usage du chômage partiel (qui est contraire à la réglementation), le maintien d'une saisonnalité prononcée quel que soit le cycle économique et les comportements spécifiques de l'utilisation du chômage partiel pour certains secteurs d'activité ou pour les établissements d'une certaine taille.

Dans un second temps, en fonction de l'usage qui en est fait, deux types de flexibilité sont identifiés : la « flexibilité conjoncturelle » (une adaptation du volume d'heures travaillées lorsque l'entreprise connaît des difficultés passagères et imprévisibles) et la « flexibilité structurelle » (ajustement du temps de travail à des baisses d'activité qui dépassent le caractère conjoncturel et le caractère imprévisible, c'est-à-dire lors de difficultés répétées).

Dans le chapitre II, nous analysons la chute du recours au chômage partiel en lien avec la mise en place de l'aménagement et la réduction du temps de travail (ARTT). Nous mettons en avant la dimension « flexibilité » du chômage partiel et étudions empiriquement comment les dispositifs mis en place lors de l'ARTT affectent le recours au chômage partiel. Des modèles d'évaluation d'appariement sélectif (« classiques » et en double différence) sur un échantillon obtenu par à partir de sept sources de données sont ensuite élaborés.

L'effet de l'ARTT passe notamment par le changement de la réglementation du chômage partiel. Avec l'ARTT, l'utilisation du chômage partiel n'est possible qu'après la mise en place d'outils de la réduction du temps de travail. En effet, la législation relative à la modulation du temps de travail (un des principaux dispositifs de l'ARTT) a pour but de diminuer le recours au chômage partiel. En outre, dans la nouvelle réglementation, le souhait

de centrer l'usage du chômage partiel sur son rôle de protection de l'emploi est clairement précisé.

Les résultats obtenus montrent, que sur la période 1995-2005, l'ARTT a conduit à une baisse du recours au chômage partiel. Ils peuvent se traduire comme une « substitution » entre les deux dispositifs de flexibilité. L'ARTT s'est « substitué » progressivement au chômage partiel pour couvrir les besoins de flexibilité conjoncturelle et structurelle. Ce nouveau dispositif a apporté un supplément de flexibilité permettant ainsi aux établissements d'adapter le volume d'heures travaillées aux variations d'activité. L'ARTT a diminué le nombre d'établissements qui recourent au chômage partiel pour des besoins de « flexibilité conjoncturelle ». En revanche, dans ceux qui utilisent le chômage partiel pour des besoins de « flexibilité structurelle », la « substitution » a conduit à ne l'utiliser que pour des durées plus courtes, mais de façon récurrente.

L'ARTT aurait donc globalement eu pour effet de recentrer le chômage partiel sur son rôle initial de protection de l'emploi. En ce sens, le chômage partiel en France semble moins être un instrument de flexibilité qu'il ne l'a été. De plus, on a mis en évidence que certains établissements l'utilisent comme un outil de gestion de la main-d'œuvre, même après avoir eu accès à d'autres outils de flexibilité.

Dans les chapitres III et IV, on étudie si l'utilisation du chômage partiel remplit véritablement son rôle central de protection de l'emploi. Cela revient à s'interroger sur l'efficacité du dispositif.

Dans le chapitre III, nous analysons le lien entre le recours au chômage partiel et les licenciements économiques dans les établissements d'au moins 50 salariés entre 1996 et 2004. En cela, son effet sur les licenciements économiques est appréhendé comme un premier critère d'efficacité du dispositif. En utilisant des modèles de données de panel, nous montrons qu'un recours plus intensif au chômage partiel conduit à une augmentation des licenciements économiques. Ce résultat est obtenu en tenant compte du fait que les indicateurs de chômage partiel sont endogènes et en contrôlant des comportements managériaux inobservés. Il est robuste à une modification de la périodicité (analyse annuelle/trimestrielle) et au contrôle de biais supplémentaires (biais de sélection sur le recours aux licenciements économiques et au chômage partiel).

Le lien entre autorisations de chômage partiel et licenciements économiques peut être interprété de plusieurs manières. En premier lieu, notre résultat peut refléter une relation de « complémentarité » entre les deux dispositifs pour répondre aux difficultés économiques. En effet, puisque le chômage partiel n'empêche pas les licenciements économiques, il apparaît comme une solution ultime afin de les éviter, bien qu'il soit inefficace. En second lieu, il est possible qu'il serve à calmer les tensions sociales avant la mise en place d'un plan social ou à rassurer les actionnaires, le chômage partiel représentant une garantie de la part de l'Etat. Quelle que soit l'interprétation retenue, il demeure que le chômage partiel ne remplit pas vraiment son rôle de protection contre les licenciements économiques.

Le chômage partiel est-il pour autant un instrument totalement inefficace ? Pour répondre à cette question, il faut retenir des critères supplémentaires pour analyser son rôle de protection de l'emploi. Dans le chapitre IV, nous nous concentrons sur l'impact que l'utilisation du chômage partiel peut avoir sur la disparition des établissements, considéré comme second critère d'efficacité, sur la période 2000-2005. Cette démarche est inédite à notre connaissance sur des données françaises. Afin de tenir compte du biais de sélection associé au recours des établissements au chômage partiel, on utilise une méthode d'appariement sur le score de propension (« classique »).

Notre principal résultat montre que le fait de bénéficier d'autorisations de chômage partiel l'année courante influe de manière positive et significative la probabilité pour un établissement de disparaître l'année suivante. Nous mettons également en évidence l'absence d'une relation simultanée entre le recours au chômage partiel et la disparition des établissements (du fait des délais d'enregistrement). L'effet de l'usage du chômage partiel sur la disparition de l'établissement est moins net deux ans plus tard. Plusieurs tests de robustesse ont été mis en place confirmant les liens trouvés précédemment.

Le chômage partiel est présenté comme l'un des instruments de lutte contre le chômage. Même si le rôle affiché est celui d'outil de « flexibilité qui protège l'emploi », celui-ci a évolué dans le temps. D'une manière globale, d'après nos estimations, entre 1995 et 2005 ce qui apparaît en premier lieu, c'est son rôle de flexibilité, et clairement la « flexibilité structurelle » pour certains secteurs spécifiques. Ainsi, même s'il est annoncé comme un outil de protection de l'emploi, le chômage partiel est paradoxalement un outil de flexibilité pour la période observée. Les réformes de 2008 et 2009 confirment cet aspect. Le chômage partiel apparaît donc avant tout comme nécessaire du point de vue de la flexibilité de l'emploi.

Au regard de ces résultats, comment peut-on situer le chômage partiel au sein des dispositifs de flexicurité ?

Les résultats sont clairs en termes de protection de l'emploi : plus un établissement utilise le chômage partiel, plus il licenciera. Le fait de bénéficier d'autorisations de chômage partiel augmente la probabilité de disparition de l'établissement un an plus tard. Selon ces deux critères, ce dispositif n'est pas efficace. Pourtant, avec nos méthodes, il n'est pas possible d'identifier les effets au niveau de l'économie sur les licenciements et sur la disparition des établissements en l'absence du chômage partiel. Du point de vue du concept de la flexicurité, nos résultats suggèrent que le chômage partiel serait au plus un dispositif de flexicurité de « court terme » (sur la durée de sa mise en place dans les établissements). Le chômage partiel « sécurise » les trajectoires des salariés uniquement sur la durée de son utilisation. Globalement, il ne peut pas être considéré comme un dispositif de flexicurité.

L'utilisation du chômage partiel comme un outil de flexibilité structurelle met en évidence que certains secteurs ou certaines entreprises ont des besoins spécifiques en termes de flexibilité qui ne peuvent pas être palliés par les dispositifs « classiques » de flexibilité. Pour ceux-ci, il serait nécessaire de développer des nouveaux instruments permettant de répondre à ce type de flexibilité.

L'analyse de la sécurisation des parcours professionnels

La seconde partie de la thèse analyse la place des trois « socles » de la flexicurité dans la sécurisation des parcours professionnels à l'aide de trois transitions particulières sur le marché du travail.

Le chapitre V est une analyse de la transition premier emploi-emploi, en mobilisant le « socle » contrat de travail. Nous nous concentrons sur un épisode particulier de la trajectoire : l'insertion professionnelle initiale. Nous analysons comment le fait de commencer sa trajectoire par un « emploi précaire » détermine l'insertion professionnelle. Nous considérons « naïvement » les CDD et l'intérim (les contrats à durée limitée) comme de l'emploi précaire et le CDI comme le signe d'un emploi de qualité. Nous souhaitons vérifier si le fait d'avoir un

emploi de moins bonne qualité comme première expérience professionnelle augmente les chances de se stabiliser en emploi par rapport au fait d'être au chômage ou en inactivité.

L'intérêt d'une telle analyse est de poser la question de l'enfermement dans des parcours précaires surtout pour les populations les plus fragilisées. Cette question est d'autant plus importante que le contexte est celui de l'amplification, au cours des deux dernières décennies, du recours à des formes particulières d'emploi (CDD, intérim, stages rémunérés ou contrats aidés) et implicitement des transitions par ces types de contrats. Les jeunes commencent leurs carrières beaucoup plus fréquemment par des emplois temporaires (Ryan, 2001; Martin-Houssart, 2001). Depuis fin 2008, les questions relatives aux difficultés d'insertion des jeunes sont encore plus fortement au cœur des préoccupations des décideurs publics. Nous mettons en place des modèles probit trivariés qui tiennent compte de l'endogénéité du recours à des contrats à durée limitée sur un échantillon de l'enquête « Génération 1998 » du CEREQ.

Ce chapitre fournit deux résultats forts. Dans un premier temps, il apparaît que seuls les contrats temporaires « longs » ont un impact sur la probabilité d'avoir un CDI en 2003. Dans un second temps, le fait de commencer sa trajectoire par un contrat à durée limitée « long » améliore les chances de détenir un CDI cinq années plus tard. Cela met en évidence le rôle stabilisateur de ces contrats seulement si leur durée est assez importante. Nous pouvons ainsi considérer que notre analyse fournit des preuves empiriques quant au rôle de « tremplin vers l'emploi stable » des contrats « longs » à durée limitée en début de trajectoire professionnelle. Autrement dit, dès lors qu'une telle expérience professionnelle facilite l'accès à une situation d'emploi stable cinq ans après la sortie d'études, on peut supposer qu'un épisode en contrat à durée limitée « long » est considéré comme une accumulation d'expériences professionnelles valorisables. Nous considérons qu'au delà du type de contrat occupé, ce qui est valorisant sur le marché du travail est la durée du lien entre le jeune et l'entreprise pour accéder au CDI.

Dans le chapitre VI, nous étudions la mobilité entre deux emplois et nous faisons référence au « socle » compétences. Un aspect original de ce travail est la prise en compte des caractéristiques des entreprises d'origine et de destination qui sont impliquées dans le processus de mobilité. Nous considérons ainsi des « réseaux d'entreprises » pour analyser les mobilités professionnelles. Deux entreprises appartiennent au même « réseau » si elles ont les mêmes caractéristiques (considérées une par une) en termes de taille, secteur d'activité, santé

économique, localisation géographique. Parmi tous les « réseaux potentiels d'entreprises» identifiés avec nos données, nous nous concentrons sur la mobilité au sein d'un même secteur d'activité (mobilité intrasectorielle). Nous explorons ainsi la manière dont les autres « réseaux d'entreprises » expliquent la mobilité intrasectorielle. L'objectif est d'étudier comment les liens entre les entreprises affectent les mobilités des salariés et également de déterminer si ces liens sécurisent les parcours professionnels des individus. L'interprétation des relations entre les entreprises peut être faite à l'aide des concepts de marché interne et de marché professionnel. Les mobilités se réaliseraient du point de vue du transfert de compétences. Nous n'analysons pas directement les compétences des salariés mais nous interprétons leur mobilité entre deux emplois en termes de liens entre les entreprises entre lesquelles se réalise la transition. Quel est l'intérêt d'une telle étude ? Le rôle des entreprises, de leurs réseaux et de leur organisation interne est primordial dans le débat sur la flexicurité. Sécuriser les parcours professionnels des salariés, c'est tout d'abord leur fournir, dans le cadre de leur emploi, les moyens d'entretenir et de développer leurs capacités professionnelles de telle sorte qu'ils puissent relever le défi de la mobilité externe.

Ce chapitre nous permet d'éclairer deux aspects de l'analyse des transitions emploi-emploi. Premièrement, à l'aide de statistiques descriptives, nous appréhendons comment les taux de mobilité changent en fonction des caractéristiques individuelles et d'entreprises. En cela, l'apport du chapitre VI est de participer au débat sur l'identification des espaces potentiels de mobilité. Deuxièmement, la mise en place de la stratégie économétrique (des modèles probit bivariés avec sélection) sur des échantillons de taille très importante obtenus par l'appariement de trois sources de données, nous permet d'analyser les liens entre les « réseaux d'entreprises » et le « réseau sectoriel ». La robustesse des liens identifiés est confirmée à l'aide d'estimations supplémentaires. Notre résultat principal montre que changer d'emploi, entre deux entreprises qui sont similaires selon certaines caractéristiques (taille, localisation géographique, santé économique ou encore appartenance à un groupe financier), augmente la probabilité de changer d'emploi au sein du même secteur d'activité. Autrement dit, les autres « réseaux d'entreprises » expliquent significativement le « réseau sectoriel ». Ce résultat peut être résumé et expliqué par le proverbe « qui se ressemble, s'assemble ».

Les canaux de transmission des compétences entre entreprises facilitent les transitions professionnelles et semblent donc efficaces. Les « réseaux d'entreprises » ont un caractère sécurisant pour les parcours. Le rôle de l'entreprise dans la mobilité emploi-emploi apparaît

extrêmement important. L'échantillon de l'analyse est particulier car tous les individus qui le composent retrouvent un travail ou s'ils ne changent pas d'emploi, ils sont de toute manière embauchés dans une entreprise sur la période d'analyse. Quels sont les enseignements à tirer de cette analyse pour les populations avec un risque élevé d'enfermement dans des trajectoires précaires ? Des mesures doivent être prises de côté du salarié et du côté de l'entreprise afin d'inciter l'acquisition des connaissances transférables. Il faudrait également encourager la mise en place de structures organisées de validation des acquis entre différentes entreprises. Si un individu ne peut pas trouver de travail dans le secteur d'activité qui correspond le plus à sa formation, il faut l'aider à acquérir de nouvelles connaissances pour trouver un emploi, ou l'aider à se reconvertir.

Des études empiriques montrent qu'en dehors des caractéristiques individuelles, le lieu de résidence occupe une place majeure dans le déroulement des trajectoires professionnelles, notamment dans l'analyse du retour à l'emploi (par exemple, Bougard et al., 2009). Le chapitre VII propose d'étudier une transition professionnelle bien particulière : la transition chômage-emploi, en tenant compte du « socle » territoire. Nous analysons le rôle de la localisation géographique de lieu de résidence de l'individu dans le processus de retour à l'emploi. Il ne s'agit pas d'étudier l'effet des politiques locales d'emploi sur la transition chômage-emploi mais plutôt la manière dont la composition socioéconomique du lieu de résidence affecte cette transition.

Nous analysons l'effet de trois attributs communaux (taux de chômage, part des actifs non-diplômés et potentiel fiscal) sur deux variables qui caractérisent la rapidité du retour à l'emploi (la durée de retour à l'emploi – quelle que soit la nature du contrat de travail ; la durée de chômage écoulée avant de retrouver un CDI). Ces trois attributs permettent d'approximer la situation de la commune d'habitation défavorisée ou non. Nous travaillons sur un échantillon obtenu par l'appariement de cinq sources de données. Afin de contourner un biais d'endogénéité lié au fait que le choix du lieu de résidence n'est pas aléatoire, on met en place des estimations de type doubles moindres carrées ordinaires et des modèles de durée permettant de surmonter le biais d'endogénéité. Quels que soient la variable communale et l'indicateur caractérisant la rapidité du retour à l'emploi, nous trouvons que plus un individu réside dans une commune pourvue de mauvaises caractéristiques, plus sa durée avant de trouver un emploi sera longue. Un des principaux apports de ce chapitre est de montrer que sans contrôler l'endogénéité des variables communales, on attribue à tort aux caractéristiques

individuelles une partie de l'effet des indicateurs communaux. De plus, globalement, les effets des caractéristiques communales semblent davantage déterminants dans l'accès à un emploi quelle que soit sa nature plutôt que dans l'accès à un emploi en CDI.

Dans ce chapitre, nous mettons ainsi en évidence l'importance du lieu de résidence de l'individu dans son processus de retour à l'emploi et plus globalement, dans la sécurisation des parcours. Nos résultats soulignent que le fait d'habiter dans une commune avec certaines caractéristiques socio-économiques défavorables représente un obstacle pour le retour à l'emploi. Les individus habitant dans des communes « défavorisées » manquent de « ressources » territoriales. Ainsi, puisque le territoire semble être un déterminant important dans l'accès à l'emploi, nos résultats confirment la nécessaire mise en place de politiques géo-localisées pour sécuriser les trajectoires professionnelles. Il faudrait « équiper » au niveau local les populations les plus fragiles (comme les jeunes, les chômeurs de longue durée). Les politiques territoriales d'accompagnement des populations les plus fragiles devraient par exemple favoriser la formation. Il faudrait également organiser des mobilités professionnelles qui permettraient de remédier aux difficultés de recrutement des entreprises dans certains bassins d'emploi.

La deuxième partie de la thèse a donc mis en avant le rôle central de certaines ressources mises à la disposition des individus dans le processus de sécurisation de leur trajectoire (emploi temporaire, liens entre les entreprises ou lieu de résidence). Dans un premier temps, par rapport aux outils de flexicurité qui pourraient s'adresser aux jeunes s'insérant sur le marché du travail, nous montrons que les contrats à durée limitée peuvent avoir un rôle sécurisant sur la trajectoire, si le lien entre les jeunes et l'entreprise est suffisamment long. C'est donc davantage l'expérience professionnelle de longue durée qui apparaît comme potentiellement « sécurisante » que le type de contrat. Dans un deuxième temps, nous soulignons comment les espaces de mobilité des salariés sécurisent leurs trajectoires. Nous montrons que les « réseaux d'entreprises », se traduisant par l'existence de marchés professionnels ou internes, peuvent favoriser l'acquisition de certaines compétences facilitant la mobilité entre deux emplois. Finalement, le cadre géographique dans lequel vit et travaille l'individu apparaît également comme très important dans la sécurisation de son parcours. Les politiques locales devraient par conséquent permettra à l'individu d'acquérir certaines caractéristiques qui par la suite pourront sécuriser davantage sa trajectoire. Globalement, nous mettons l'accent sur l'importance du fait que l'individu soit le mieux

« armé » possible avant de se confronter au marché du travail et également pendant sa trajectoire professionnelle. Nous soulignons le rôle majeur de l'acquisition de ressources multiples : soit par l'individu lui-même (une volonté personnelle), soit par l'intermédiaire de l'Etat ou de l'entreprise dans un cadre réglementé.

Quelles perspectives de recherche ?

A la fin de cette thèse, quatre pistes de recherche se dessinent : l'analyse plus précise du « socle » compétences de la flexicurité, l'analyse de la relation entre utilisation du chômage partiel et outils de flexibilité, l'étude de la sécurisation des trajectoires professionnelles après un épisode de chômage partiel et l'analyse du chômage partiel en temps de crise économique et sociale.

Formation et sécurisation des parcours professionnels

Les résultats obtenus dans la thèse indiquent que la prise en compte du transfert de compétences via les marchés professionnels et les marchés internes est primordiale pour l'analyse des mobilités individuelles. Cependant, les compétences des salariés ne sont pas directement mesurées. Pour approfondir l'analyse du « socle » formation/compétences, il est nécessaire d'analyser plusieurs aspects : la formation en apprentissage, la formation tout au long de la vie. Nous souhaitons nous concentrer sur le rôle, dans la sécurisation des parcours professionnels des jeunes, de l'implication de l'entreprise dans le processus de formation. Damoiselet et Lévy-Garboua (1999) soulignent que les performances en termes d'insertion des jeunes dans divers systèmes éducatifs sont positivement liées au degré d'implication des entreprises dans l'offre de formation professionnelle. Il existe différentes façons de mettre en place la formation professionnelle : directement par le fait d'exercer un emploi ou à travers des épisodes alternés d'emploi et de formation (apprentissage, contrat de qualification).

Dans des travaux futurs, nous souhaitons nous concentrer sur le rôle de la formation en apprentissage. Dans la littérature française, l'effet de la formation en apprentissage est en général étudié à partir de jeunes sortants du système scolaire à un niveau inférieur au

baccalauréat (Bonnal et al., 2004 ; Simonnet et Ulrich, 2000 ; Sollogoub et Ulrich, 1999). La raison de la comparaison entre apprentissage et lycée professionnel réside en grande partie dans le fait qu'au moment de ces études, l'apprentissage aux niveaux supérieurs au baccalauréat n'était développé que partiellement. Depuis une décennie, nous assistons à une hausse progressive de l'utilisation des contrats d'apprentissage à tous les niveaux d'éducation (Arrighi et Brochier, 2005). Les travaux empiriques s'interrogeant sur l'efficacité de l'apprentissage donnent des résultats mitigés. L'objectif de notre première piste de recherche est de savoir si l'apprentissage, à tous les niveaux de formation (avant et après le baccalauréat), favorise ou non l'insertion des jeunes sur le marché du travail. Nous envisageons d'étudier l'efficacité de l'apprentissage en termes de durée d'accès à un premier emploi, de gains salariaux et de satisfaction en emploi pour les individus ayant soit un niveau de formation inférieur ou égal au baccalauréat, soit un niveau de formation supérieur au baccalauréat. Nous comptons mobiliser l'enquête « Génération » du CEREQ.

Chômage partiel et outils de flexibilité

Entre 1995 et 2005, le chômage partiel apparaît avant tout comme un outil de flexibilité. L'un des prolongements de la thèse, consisterait à étudier les liens entre le chômage partiel et des dispositifs de gestion de main d'œuvre, autres que les outils liés à l'ARTT ou les licenciements économiques. Nous proposons des prolongements à partir des sources de données « Déclaration de Mouvements de Main-d'œuvre » (DMMO) et « Enquêtes sur les Mouvements de Main-d'œuvre » (EMMO). Nous rappelons que les DMMO sont exhaustifs pour les établissements d'au moins 50 salariés et que les EMMO sont des enquêtes pour les établissements de 10 à 50 salariés.

Une première piste de recherche concerne les liens que le chômage partiel peut entretenir avec les dispositifs « classiques » de gestion de la main d'œuvre, notamment les contrats atypiques (intérim et CDD).

Une seconde piste de recherche vise à étudier les liens entre le chômage partiel et les départs en retraite, les licenciements pour d'autres motifs qu'économique ou encore les démissions. Ainsi, on pourrait capter des effets secondaires des difficultés économiques dans les établissements. Par exemple, au lieu d'être licenciés, certains salariés vont être encouragés

à partir en préretraite, ou encore à démissionner. Ces deux recherches permettraient d'approfondir la dimension flexibilité du chômage partiel.

Crise économique et chômage partiel

Lors des quinze dernières années, les gouvernements suivent toujours la même démarche en termes de réglementation du chômage partiel : en période de crise économique, l'utilisation du chômage partiel est renforcée (« dopage » du côté flexibilité) et au contraire, quand la crise est finie, le gouvernement essaye de le recentrer sur son objectif annoncé de protection de l'emploi. C'est une sorte d'évolution en « yo-yo » de la législation du chômage partiel.

Cela révèle l'existence de deux types d'usages de chômage partiel : une utilisation de chômage partiel « dopée » (comme lors de la crise commencée fin 2008) et une utilisation de chômage partiel « classique » (comme sur la période d'analyse de cette présente thèse : 1995-2005). Dans ces deux cas, le chômage partiel est différemment réglementé et par conséquent, il est légitime de s'interroger si ses effets en termes de protection de l'emploi demeurent semblables. Un prolongement de la thèse consisterait donc à évaluer dans une période de crise économique le fonctionnement du chômage partiel ainsi que son efficacité.

Chômage partiel et sécurisation des parcours professionnels

Dans la première partie de la thèse, manquent toutes les informations directement liées aux trajectoires de salariés mis au chômage partiel. Nous n'y avons pas eu accès et nous n'avons pu approfondir la dimension « salarié » quant aux effets du dispositif. Dans des recherches futures, nous souhaitons étudier comment un épisode de chômage partiel affecte le déroulement de la trajectoire. Nous pensons mobiliser le panel « Déclarations Annuelles des Données Sociales » (DADS) et l'apparier aux fichiers d'autorisations de chômage partiel. Plus précisément, on peut constituer un fichier original contenant les trajectoires professionnelles de tous les individus nés au mois d'octobre des années paires et qui sont embauchés dans des entreprises qui connaissent des autorisations de chômage partiel. Dans ce

type d'analyse, on va étudier plus en détail le rôle « sécurisant » d'un épisode de chômage partiel au cours des parcours professionnels. Autrement dit, nous souhaitons vérifier au niveau du salarié si le passage par le chômage partiel permet d'éviter le licenciement économique.

L'évocation de ces pistes prometteuses encourage évidemment la poursuite de la recherche sur l'apport des analyses empiriques sur le chômage partiel et sur le rôle des conditions initiales des trajectoires professionnelles dans les réflexions autour du concept de flexicurité.

Bibliographie

ABADIE A. et IMBENS G.W., 2006, « On the failure of bootstrap for matching estimators », *NBER Technical Working Papers*, n°0325, juin.

ABOWD J. et ALLAIN L., 1997, «The Washington State Short-Time Compensation Program and its Implication for European Work Share Programs», working paper.

ABOWD J., CORBEL P. et KRAMARZ F., 1999, « The Entry and Exit of Workers and the Growth of Employment: an Analysis of French Establishments », *The Review of Economics and Statistics*, vol. 81, n°2, p. 170-187.

ABOWD J., FINER H., KRAMARZ F. et ROUX S., 1997, « Job and Wage Mobility: An Analysis of the Dynamics of Employment Durations using Matched Employee and Employer Data in France and the US », miméo.

ABOWD J., KRAMARZ F. et MARGOLIS D., 1999, « High-Wage Workers and High-Wage Firms », *Econometrica*, vol. 67, n°2, p. 251-333.

ABOWD J., KRAMARZ F. et ROUX S., 2006, « Wages, Mobility, and Firm Performance: Advantages and Insights from Using Matched Worker-Firm Data », *Economic Journal*, vol. 116, n°512, p. 245-285.

ABRAHAM K.G. et FARBER H.S., 1987, « Job Duration, Seniority, and Earnings », *American Economic Review, American Economic Association*, vol. 77, n°3, p. 278-297, juin.

ABRAHAM K.G. et HOUSEMAN S.N., 1994, «Does Employment Protection Inhibit Labor Market Flexibility? Lessons from Germany, France and Belgium » *in* R. Blank (Eds.) *Social Protection vs. Economic Flexibility: Is there a Trade-Off?*, Chicago, University of Chicago Press.

AGARWAL R. et GORT M., 1999, « The Determinants of Firm Survival », miméo, avril.

AGHION P., CETTE G., COHEN E. et PISANI-FERRY J., 2007, *Les leviers de la croissance française*, Les rapports du Conseil d'analyse économique, n°72, La Documentation française, septembre, 229 p.

ALTONJI J.G. et SHAKOTKO R.A., 1987, « Do Wages Rise with Job Seniority », *The Review of Economic Studies*, vol. 54, n°3, p. 437-459.

ALTONJI J.G. et WILLIAMS N., 1997, « Do Wages Rise with Job Security », *The Review of Economic Studies*, vol. 54, n°179, p. 437-460.

AMOSSÉ T., 2002, « Vingt-cinq ans de transformation des mobilités sur le marché du travail », *in Données Sociales*, Insee, édition 2002-2003.

AMUEDO-DORANTES C. et SERRANO-PADIAL R., 2007, « Wage Growth Implications of Fixed-Term Employment: An Analysis by Contract Duration and Job Mobility », *Labour Economics*, vol. 14, n°5, p. 829-847.

ANDERSON P. et MEYER B.D., 1994, « The Extent and Consequences of Job Turnover », *Bookings Papers on Economic Activity*, p. 177-236.

ANGRIST J.D. et KRUEGER A.B., 2001, « Instrumental Variables and the Search for Identification: From Supply and Demand to Natural Experiments », *Journal of Economic Perspectives*, American Economic Association, vol. 15, n°4, p. 69-85.

ARRIGHI J.J. et BROCHIER D., 2005, « 1995-2003, l'apprentissage aspiré par le haut », *Bref*, n° 217, mars.

ASKENAZY P., 2008, « A Primer on the 35-Hour in France, 1997-2007 », *IZA Discussion paper*, n°3402.

ASKENAZY P., 2003, « La dynamique de l'organisation du travail lors de la réduction du temps de travail », *Economie et Prévision*, n°158, p. 27-46.

ASSERAF G. et CHASSARD Y., 2006, « Promouvoir la mobilité sur le marché du travail », *Horizons stratégiques*, CAS, n°2, octobre.

AUCOUTURIER A.L. et COUTROT T., 2000, « Prophètes en leur pays, les pionniers des 35 heures et les autres », *Travail et Emploi*, n°82, p. 53-72.

AUER P. et CAZES S., 2003, *Employment stability in an age of flexibility, Evidence from industrialized countries*, International Labour Office, Geneva.

AZARIADIS C., 1975, « Implicit Contracts and Underemployment Equilibria », *Journal of Political Economy*, vol. 83, n°6, p. 1183-1201.

BATTISTIN E., GAVOSTO A. et RETTORE E., 2001, « Why do subsidized firms survive longer? An evaluation of a program promoting youth entrepreneurship in Italy » *in* LECHNER M. et F. PFEIFFER eds., *Econometric Evaluation of Labor Market Policies*, Physica-èVerlag.

BEDUWE C. et GIRET J.F., 2004, « Le travail en cours d'études a-t-il une valeur professionnelle? », *Economie et Statistique*, n°378-379, p. 55-83.

BEFFY M., COUDIN E. et RATHELOT R., 2008, « Who is confronted to insecure labour market histories? Some evidence based on French labour market transitions », *Document de Travail INSEE*, n°G2008/10.

BEFFY M., KAMIONKA T., KRAMARZ F. et ROBERT C., 2004, « Job Mobility and Wages with Worker and Firm Turnover », miméo, *CREST*.

BEHAGHEL L., 2003, « Insécurité de l'emploi : le rôle protecteur de l'ancienneté a-t-il baissé en France ? », *Economie et Statistique*, n°366, p. 3-23.

BENABOU R., 1993, « Workings of a City : Location, Education and Production », *Quarterly Journal of Economics*, vol. 108, n°3, p. 619-652.

BERAUD M., 1997, *Analyse économique du temps réduit indemnisé. Chômage dans l'emploi et stabilisation de la relation d'emploi*, Thèse de doctorat sous la direction de François Michon.

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. et SIDHOUM N., 1994, *Le recours des entreprises au chômage partiel*, La Documentation française, 187 p.

BEST F., 1988, *Reducing Workweeks to Prevent Layoffs: the Economic and Social Impacts of Unemployment Insurance Supported Work Sharing*, Philadelphia, Temple University Press.

BILLOT A., BOURBONNAIS R. et PORLIER P., 1996, « Stratégie de gestion de la main d'œuvre et configuration productive : une typologie » *in Les marchés internes du travail : de la microéconomie à la macroéconomie*, Economica, Paris, p.147-175.

BIT, 2009, « Work sharing: A strategy to preserve jobs during the global jobs crisis », *Policy Brief*, n°1, juin.

BLANCHARD O. et TIROLE J., 2003, *Rapport du Conseil d'Analyse Economique, Protection de l'Emploi et procédures de licenciement*, Paris, La Documentation française.

BLASCO S. et GIVORD P., 2009, « Contrats courts et insertion professionnelle », *Economie et Statistique*, à paraître.

BLUNDELL R. et COSTA DIAS M., 2009, « Alternative Approaches to Evaluation in Empirical Microeconomics », *Journal of Human Resources*, à paraître.

BLYTON P., 1985, *Changes in Working Time: An International Review*, London, Croom Helm.

BOISSONNAT J., 1995, *Le travail dans vingt ans*, rapport du Commissariat Général du Plan, Paris, La Documentation française.

BONNAL L., CLEMENT D. et MENDES-CLEMENT S., 2004, « L'évolution de l'accès au premier emploi au cours des années 90 : le cas des apprentis et des lycéens professionnels », *Economie et Statistique*, n°378-379, p. 35-53.

BOOTH A.L., FRANCESCONI M. et FRANK J., 2000, « Temporary jobs: stepping stones or dead ends? », *IZA Discussion Paper*, n°205.

BOUABDALLAH K., CAVACO S. et LESUEUR J.Y., 2002, « Recherche d'emploi, contraintes spatiales et durée du chômage : une analyse microéconométrique », *Revue d'Economie Politique*, vol. 112, n°1, p. 137-156.

BOUGARD J., DUGUET E., L'HORTY Y. et SARI F., 2009, « Les disparités locales de sortie des listes de l'ANPE : l'apport de 22 études régionales », *Premières Synthèses*, n°37.1, septembre.

BOYER R., 2006, *La flexicurité danoise, Quels enseignements pour la France ?*, Edition ENS rue d'Ulm.

BOYER R., 1986, *La flexibilité du travail en Europe*, Edition La Découverte, Paris.

BRODATY T., CREPON B. et FOUGERE D., 2007, «Les méthodes micro-économétriques et leurs applications aux politiques actives de l'emploi », *Economie et prévision*, vol. 1, n°177, p. 93-118.

BRUNET C., CLARK A. et LESUEUR J.Y., 2007, « Statut résidentiel et durée de chômage en France et au Royaume - Uni : Des faits stylisés aux résultats micro économétriques », *Revue Française d'Economie*, vol. 22, n°2, p. 165–190.

BRUNET C. et LESUEUR J.Y., 2004, « Le statut résidentiel affecte t-il la durée de chômage ? : Applications microéconométriques sur données françaises », *Revue Economique*, vol. 55, n°3, p. 569-579.

BUCHINSKY M., FOUGERE D., KRAMARZ F. et TCHERNIS R., 2005, « Interfirm mobility, wages, and the returns to seniority and experience in the U.S. », *IZA Discussion Paper*, n°1521, mars.

BUNEL M., 2008a, « Flexibilité interne et flexibilité externe : complémentarité, substitution et impact des 35 heures », *Document de travail CEE*, n°98, mai.

BUNEL M., 2008b, « A quoi servent les CDD ? », *in* D. Méda et E. Serverin (sous la direction de), *Le contrat de travail*, Collection Repères, n°505, CEE eds., La Découverte.

BUNEL M., 2006a, « L'utilisation des modes de flexibilité par les établissements français », *Travail et Emploi*, n°106, p. 7-24.

BUNEL M., 2006b, « Analyser la relation entre CDD et CDI : emboîtement et durée des contrats », *Document de travail du CEE*, n°82, mars.

BUNEL M., 2004, « Les entreprises à 35 heures ont-elles toutes intérêt à utiliser le dispositif de modulation/annualisation ? », *Revue Economique*, vol. 55, n°3, p. 579-590.

BUNEL M., DUHAUTOIS R. et GONZALEZ L., 2009, « Types de fusions-acquisitions et évolution de l'emploi des entreprises restructurées : illustration à partir de données françaises d'entreprises (2000-2004) », *Travail et Emploi*, n°117, p. 53-65.

BURDETT K. et WRIGHT R., 1989, « Unemployment Insurance and Short-Time Compensation: The Effects on Layoffs, Hours per Worker, and Wages », *Journal of Political Economy*, vol. 97, n°6, p. 1479-1496, décembre.

CAHUC P. et KRAMARZ F., 2004, *De la précarité à la mobilité : vers une sécurité sociale professionnelle*, Rapport au ministre de l'Economie, des Finances et de l'Industrie et au ministre de l'Emploi, du Travail et de la Cohésion sociale.

CALAVREZO O., DUHAUTOIS R. et WALKOWIAK E., 2009, « L'effet de l'ARTT sur le chômage partiel : une analyse empirique entre 1995 et 2005 », *Revue Economique*, à paraître.

CALAVREZO O. et SARI F., 2009, « Caractéristiques communales et retour à l'emploi : une analyse empirique sur données françaises », *Revue d'Economie Rurale et Urbaine*, à paraître.

CALAVREZO O., DUHAUTOIS R. et WALKOWIAK E., 2009, « The Effect of Worksharing on Short-Time Compensation in France: A Difference-in-Differences Approach », Economics Bulletin, vol. 29, n°2, p. 821-834.

CALAVREZO O., DUHAUTOIS R. et WALKOWIAK E., 2009, « The Short-Time Compensation Program in France: an Efficient Measure against Redundancies? », *Document de travail du CEE*, n°114, février.

CALAVREZO O., DUHAUTOIS R. et WALKOWIAK E., 2009, « Chômage partiel et survie des établissements : une analyse à partir des données françaises », miméo.

CALAVREZO O., DUHAUTOIS R. et KRAMARZ F., 2009, « Birds of a feather flock together », miméo.

CALAVREZO O., DUHAUTOIS R. et WALKOWIAK E., 2008, « Le recours au chômage partiel entre 1995 et 2005 », *Document d'études de la Dares*, février, n°135.

CALAVREZO O., 2007, « The Effects of Fixed-Term Employment on the Integration of School-leavers on the Labour Market: Evidence from France », *International Journal for Quality Research*, vol. 1, n°4, p. 267-279.

CALIENDO M. et KOPEINIG S., 2008, « Some Practical Guidance for the Implementation of Propensity Score Matching », *Journal of Economic Surveys*, vol. 22, n°1, p. 31-72.

CAMDESSUS M., 2004, *Le Sursaut. Vers une nouvelle croissance pour la France*, La Documentation française, Paris.

CAMPBELL J. et FISHER J., 1998, « Organizational Flexibility and Employment Dynamics at Young and Old Plants », *NBER Working Papers*, n°6809.

CANCE R. et FRECHOU H., 2003, « Les contrats courts : source d'instabilités mais aussi tremplin vers l'emploi permanent », *Premières Synthèses*, DARES, n°14.1, avril.

CAS, 2009, « La flexicurité est-elle une réponse à la crise ? », *La note de veille*, n°130, avril.

CASES C., 1997, « Les réseaux d'entreprise dans les secteurs des activités comptables et de conseil », *INSEE Première*, n°532, juillet.

CAVES R.E., 1998, « Industrial Organization and New Findings on the Turnover and Mobility of Firms », *Journal of Economic Literature*, vol. 36, n°4, p. 1974-1982, décembre.

CERC, 2005, *La sécurité de l'emploi face au défi des transformations économiques*, Rapport n°5, Paris, La Documentation française.

CHOFFEL P. et DELATTRE E., 2003, « Habiter un quartier défavorisé : quels effets sur la durée du chômage ? », *Premières synthèses*, DARES, n°43.1, 8 p.

CHOUVEL F., 1995, «Durée du travail et conjoncture : problématique et impact du chômage partiel», *Premières Synthèses*, Dares, n°82, février.

COE, 2007, *Rapport d'étape sur la sécurisation et la dynamisation des parcours professionnels*, mai, 207 p.

CONSEIL EUROPEEN, 2003, « Décision du Conseil du 22 juillet 2003 relative aux lignes directrices pour les politiques publiques de l'emploi des Etats membres » (2003/578/CE), *Journal officiel de l'Union européenne*, L197, 5 août.

COOK R., BRINSKO A. et TAN A., 1995, *Unemployment Compensation in the Group of Seven Nations: An International Comparison*, n°92-622 EPW, Washington, D.C., Congressional Research Service.

COUTROT T., 2000, « Les facteurs de recours aux contrats temporaires », *Premières Synthèses*, n°25.3.

CRANE J., 1991, « The epidemic theory of ghettos and neighbourhood effects on dropping out and teenage childbearing », *American Journal of Sociology*, vol. 96, n°5, p. 1226-1259.

CREPON B. et DUGUET E., 2003, « Bank loans, start-up subsidies and the survival of the new firms: an econometric analysis at the entrepreneur level », Cahiers de la MSE-EUREQua, n°2003(77), mai.

CREPON B. et IUNG N., 1999, « Innovations Emploi et Performance », *Document de travail de la Direction des Etudes et Synthèses Economiques de l'INSEE*, n°9904.

CREPON B. et KRAMARZ F., 2002, « Employed 40 hours or Not-Employed 39: Lessons from the 1982 Workweek Reduction in France », *Journal of Political Economy*, vol. 110, n°6, p. 1355-1389.

CREPON B., LECLAIR M. et ROUX S., 2004, « RTT, productivité et emploi : nouvelles estimations sur données d'entreprises », *Economie et Statistique*, n°376-377, p. 55-89.

DAMOISELET N. et LÉVY-GARBOUA L., 1999, « Educational Systems from an Economic Perspective: an International Comparison », working paper, Targeted Socio-Economic Research, STT.

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 ».

DELARRE S. et DUHAUTOIS R., 2004, « La mobilité intra-groupe des salariés : le poids de la proximité géographique et structurale », *Economie et Statistique*, n°369-370, p. 173-190.

DE LARQUIER G. et REMILLON D., 2008, « Assiste-t-on à une transformation des carrières professionnelles vers plus de mobilité ? Une exploitation de l'enquête « Histoire de Vie » », *Travail et Emploi*, n°113, p. 13-30.

DELORS J. et DOLLE M., 2009, *Investir dans le social*, Odile Jacob.

DE REGT E.R., 2002, *Employment, Wages and Working Time*, Alberts Drukkerij VOF, Gulpen.

DINARDO J. et TOBIAS J., 2001, « Nonparametric Density and Regression Estimation », *Journal of Economic Perspectives*, vol. 15, n°4, p. 11-28.

DI PAOLA V. et MOULLET S., 2003, « L'emploi public et les trajectoires d'insertion des jeunes », *Economie et Statistique*, n°369-370, p. 49-74.

DOERINGER P. et PIORE M., 1971, *Internal Labor Market and Manpower Analysis*, New-York, Sharp.

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.

DOLADO J.J., GARCIA-SERRANO C. et JIMENO J.F., 2002, « Drawing Lessons from the Boom of Temporary Jobs in Spain », *The Economic Journal*, vol. 112, n°480, p. F270-F295.

DOMINGO P., 2007, « Travail en cours d'études, échec et insertion professionnelle : le cas des DEUG non diplômés », *CES Working Papers*, n°2007.07.

DUGUET E., GOUJARD A. et L'HORTY Y., 2009, « Les inégalités territoriales d'accès à l'emploi : Une exploration à partir de sources administratives exhaustives », *Economie et Statistique*, à paraître.

DUJARDIN C. et GOFFETTE-NAGOT F., 2007, « Neighborhood effects, public housing and unemployment in France », GATE *Working paper*, n°05-05.

DUNNE T., ROBERTS M. et SAMUELSON L., 1989, « The Growth and Failure of U.S. Manufacturing Plants », *Quarterly Journal of Economics*, vol.104, n°4, p. 671-698.

EKOS RESEARCH ASSOCIATES, Inc., 1993, *Work Sharing Evaluation: Technical Report*. Ottawa, Canada: Insurance Programs Directorate, Program Evaluation Branch, Strategic Policy and Planning.

EUROSTAT, 2009, « Le chômage des jeunes. Cinq millions de jeunes au chômage dans l'UE27 au premier trimestre 2009 », Communiqué de presse Eurostat, n°109/2009, juillet.

FABRE A. et LEFRESNE F. et TUCHSZIRER C., 2008, « L'accord du 11 janvier 2008 sur la modernisation du marché du travail. Une tentative d'évaluation », *Revue de l'OFCE*, n°107, p. 5-28.

FERNANDES-VAL I. et VELLA F., 2007, « Bias Corrections for Two-Step Fixed Effects Panel Data Estimators », *IZA Discussion Papers*, n°2690, Institute for the Study of Labor (IZA).

FIOLE M., PASSERON V. et ROGER M., 2000, « Premières évaluations quantitatives des réductions collectives du temps de travail », *Document d'études DARES*, n°35, janvier.

FIOLE M. et ROGER M., 2002, « 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, p. 3-22.

FITOUSSI J.P., PASSET O. et FREYSSINET J., 2000, *Réduction du chômage : les réussites en Europe*, CAE, Paris, La Documentation française.

FOUGERE D., 2003, « Instabilité de l'emploi et précarisation des trajectoires », *in* ANPE *Actes des troisièmes entretiens de l'Emploi*, p. 105-110.

FOUGERE D. et KAMIONKA T., 1992, « Mobilité et précarisation sur le marché du travail : une analyse longitudinale pour les années 1986 à 1988 », *Economie et Prévision*, n°102-103, p. 149-188.

FREEMAN R.B., 1998, « Work-Sharing to Full Employment: Serious Opinion or Populist Fallacy? », *in* R.B. Freeman and P. Gottschalk (Eds.), Generating Jobs, How to Increase Demand for Less-Skilled Workers, p. 195-222, New York.

FREMIGACCI F. et L'HORTY Y., 2006, « Vingt ans d'évolution de la qualité des emplois en France », *in* Y. L'Horty (sous la direction de), *La qualité de l'emploi*, Collection Repères, n°456, CEE eds., La Découverte.

FREYSSINET J., 2009, « Flexibilité et sécurité : quelles stratégies d'acteurs ?», *Travail et Emploi*, n°118, p. 113-121, avril-juin.

FREYSSINET J., 2006, « Quels acteurs et quels niveaux pertinents de représentation dans un système productif en restructuration ? », p. 213-234, *in* H. Petit, N. Thèvenot (sous la direction de), *Les nouvelles frontières du travail subordonné*, Paris, La Découverte.

GALDO J., SMITH J. et BLACK D., 2009, « Bandwidth Selection and the Estimation of Treatement Effects with Unbalanced Data », *Annales d'Economie et Statistique*, à paraître.

GALSTER G., 1990, « White flight from racially integrated neighbourhoods in the 1970s: the Cleveland experience », *Urban Studies*, vol. 27, n°3, p. 385-399.

GAMBIER D. et VERNIERES M., 1998, « L'emploi en France », *Collection Repères*, La Découverte.

GAUTIÉ J., 2009, « De la sécurité de l'emploi à la flexicurité ? », *in L'ancienneté professionnelle à l'épreuve de la flexicurité*, B. Conter, P. Lemistre, B. Reynes (Eds.) 314 p.

GAUTIÉ J., 2006, « Flexibilité et/ou sécurité : la France en quête d'un modèle », in *Le modèle social français*, *Les Cahiers français*, n°330, p. 25-30.

GAUTIÉ J., 2003a, « Quelle troisième voie ? Repenser l'articulation entre marché du travail et protection sociale », *Document de travail CEE*, n°130, septembre.

GAUTIÉ J., 2003b, « Des marchés internes aux marchés transitionnels », in J.P. Touffut (Eds.), *Institutions et Emploi*, Paris, Albin Michel.

GAUTIÉ J., 2002, « Déstabilisation des marchés internes et gestion des âges sur le marché du travail : quelques pistes », *Document de travail CEE*, n°15, mars.

GERME J.F. et MONCHARTE S. et PORTTIER F., 2003, *Les mobilités professionnelles, de l'instabilité dans l'emploi à la gestion des trajectoires*, Collection qualification et prospective, Commissariat général du plan, La Documentation française.

GEROSKI P., 1995, « What do we know about entry? », *International Journal of Industrial Organization*, vol. 13, n°4, p. 421-440.

GITTLEMAN M., HORRIGAN M. et JOYCE M., 1998, « Flexible Workplace Practices: Evidence from a Nationally Representative Survey », *Industrial and Labour Relations Review*, vol. 52, n°1, p. 99-115.

GIVORD P. et WILNER L., 2009, « Les contrats temporaires : trappe ou marchepied vers l'emploi stable ? », *Document de travail INSEE*, n°G2009/04.

GIVORD P., 2005, « Formes particulières d'emploi et insertion des jeunes », *Economie et Statistique*, n°388-389, p. 129-143.

GIVORD P. et MAURIN E., 2004, « Changes in Job Security and their Causes: An Empirical Analysis for France », *European Economic Review*, vol. 48, n°3, p. 595-617.

GÖBEL C. et VERHOFSTADT E., 2007, «The Role of Temporary Employment for The Integration of School-leavers into Permanent Employment», miméo.

GOBILLON L., MAGNAC T. et SELOD H., 2007, « The effect of location on finding a job in the Paris region », *CEPR Working Paper*, n°06199.

GOLLAC M. et KRAMARZ F., 2000, « L'Informatique comme Pratique et comme Croyance », *Actes de la Recherche en Sciences Sociales*, n°134, p. 4-21.

GOUX D., 2000, « La place des CDD et des CDI dans le fonctionnement du marché du travail », *in Plein Emploi*, Rapport du CAE de J. Pisani-Ferry, p. 305-312.

GRANOVETTER M., 1973, « The Strength of Weak Ties », *American Journal of Sociology*, vol. 78, n°6, p. 1360-1380.

GRAY D., 2000, « The Work Sharing Program in Canada: A Feasible Alternative to Layoffs? » *in CD Howe Institute Commentary*, n°146, Toronto: *CD Howe Institute*.

GRAY D., 1998, « When Might a Distressed Firm Share Work? Evidence from the Short-Time Compensation Programme in France », *British Journal of Industrial relations*, vol. 36, n°1, p. 43-72.

GU Q., KAROLY L.A. et ZISSIMOPOULOS J., 2008, « Small Business Assistance Programs in the United States », *RAND Institute Working Paper*, n°603, september.

GUBIAN A., JUGNOT S., LERAIS F. et 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.

HAGEN T., 2003, « Do fixed-term contracts increase the long term employment opportunities of the unemployed? », *ZEW discussion paper*, n°03-49.

HAMERMESH D., 1978, «Unemployment Insurance, Short-Time Compensation and the Workweek» *in Work Time and Unemployment: A Conference Report*, National Commission for Manpower Policy Special Report n°28, Washington, US Government Printing Office.

HANSEN L.P., 1982, « Large sample properties of generalized method of movement estimators », *Econometrica*, vol. 50, n°4, p. 1029–1054.

HAUSMAN J.A., 1978, « Specification Tests in Econometrics », *Econometrica*, vol. 46, n°3, p. 1251-1271

HECKMAN J.J., ICHIMURA H. et TODD P., 1997, «Matching as an Econometric Evaluation Estimator: Evidence from Evaluating a Job Training Program», *Review of Economic Studies*, vol. 64, n°4, p. 605-654.

HECKMAN J.J., ICHIMURA H. et TODD P., 1998, « Matching as an econometric evaluation estimator », *Review of Economic Studies*, vol. 65, n°2, p. 261-294.

HECKMAN J.J., ICHIMURA H., SMITH J. et TODD P., 1998, « Characterizing Selection Bias Using Experimental Data », *Econometrica*, vol. 66, n°5, p. 1017-1098.

HECKMAN J.J. et ROBB R., 1985, « Alternative methods for evaluating the impact of interventions », *in* J.J. HECKMAN et B. SINGER (éds.), *Longitudinal Analysis of Labour Market Data*, Cambridge University Press, New-York.

HECKMAN J.J., SMITH J. et LALONDE R., 1999, « The Economics and Econometrics of Active Labour Market Programs» in *Handbook of Labour Economics vol. III*, O. Ashenfelter et D. Card (Eds.), North Holland, Amsterdam, p. 1865-2097.

HECKMAN J.J., SMITH J., 1995, « Assessing the Case for Social Experiments », *Journal of Economic Perspective*, vol. 9, n°2, p. 85-110.

HOLZER H., 1988, « Search Method Use by Unemployed Youth », *Journal of Labor Economics*, vol. 6, n°1, p. 1-20.

HOLZER H. et IHLANDFELT K., 1998, « Customer Discrimination and Employment Outcomes for Minority Workers », *Quarterly Journal of Economics*, vol. 113, n°3, p. 835-867.

HUBERMAN M. et LACROIX R., 1996, « Worksharing in Historical Perspective: Implications for Current policy », papier présenté à la conference « Changes and Working Time in Canada and the United States », Ottawa, Canada.

ICHINO A. et MEALLI F., 2005, « Temporary work agencies in Italy: a springboard toward permanent employment? », *Giornale degli Economisti*, vol. 64, n°1, p. 1-27, septembre.

JEHLE G. et LIEBERMAN M.O., 1992, « Optimal Implicit Contracts and the Choice between Layoffs and Work Sharing », *European Journal of Political Economy*, vol. 8, n°2, p. 251-267.

JIMENO J.F. et TOHARIA L., 1993, « The Effects of Fixed-term Employment on Wages: Theory and Evidence from Spain », *Investigaciones Económicas*, vol. 17, n°3, p. 475-494.

JUNOD B., 2006, « Le CDD : un tremplin vers le CDI dans deux tiers des cas…mais pas pour tous », *Document de travail Dares*, n°117, juillet.

JUNOD B., LAGARENNE C. et MINNI C., 2008, « Recruter en CNE, CDI ou CDD : les motivations des petites entreprises », *in* D. Méda et E. Serverin (sous la direction de), *Le contrat de travail*, Collection Repères, n°505, CEE eds., La Découverte.

KAIN J.F., 1968, « Housing segregation, negro employment, and metropolitan decentralization », *Quarterly Journal of Economics*, vol. 82, n°2, p. 175-197.

KAISERGRUBER D., 2006, *Flexicurité: l'invention des transitions professionnelles*, Agence Nationale pour l'Amélioration des Conditions de Travail, 132 p.

KERACHSKY S., NICHOLSON W., CAVIN E. et HERSHEY A., 1986, *An Evaluation of Short-Time Compensation Programs*, Occasional Paper, n°86-4, Washington, D.C.: U.S. Department of Labor and Mathematica Policy Research.

LALLEMENT M. et LEFEVRE G., 1995, «Le chômage partiel en France et en Allemagne», *Premières Synthèses*, Dares, n°118.5, décembre.

LARREY J., 1998, « Les effets sur l'emploi de la flexibilité du temps de travail », *Document de travail du CSERC*, n°98-01.

LAVIALLE C., 2008, « Concilier flexibilité et sécurité: inscription théorique et enjeux sociétaux », in *Ruptures et irréversibilités dans les trajectoires : comment sécuriser les parcours professionnels ?*, C. Lavialle et J. Timoteo (Eds.), CEREQ, collection *"Relief"*, n°22, p. 7-24, juillet.

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.

LE DUIGOU, 2005, « La sécurité sociale professionnelle : une utopie réaliste », *Analyses et documents économiques*, n°98.

LE MINEZ S., 2002, « Topographie des secteurs d'activité à partir des flux de mobilité intersectorielle des salariés », *Economie et Statistique*, n°354, p. 49-83.

LEUVEN E. et SIANESI B., 2003, « PSMATCH2: Stata module to perform full Mahalanobis and propensity score matching, common support graphing, and covariate imbalance testing », http://ideas.repec.org/c/boc/bocode/s432001.html.

L'HORTY Y., 2006, «Vers une flexicurité à la française », miméo, Contribution au colloque « Flexicurité en France », Université de Marne la Vallée et Centre d'Etudes de l'Emploi.

L'HORTY Y., 2004, «Instabilité de l'emploi : quelle rupture de tendance ? », *Document du travail du CERC*, n°2004-01, février.

LINDBECK A. et SNOWER D., 2002, « The insider-outsider theory: a survey », *IZA Discussion paper*, n°534.

LOLLIVIER S., 1997, « Modèles univariés et modèles de durée sur données individuelles», *Série des Documents de Travail « Méthodologie Statistique »*, n°9702, Insee.

LOPEZ A., 2004, « Les modes de stabilisation en emploi en début de vie active », *Economie et Statistique*, n°378-379, p.105-128.

LUTINIER B., 2006, « Les mouvements de main d'œuvre au premier trimestre 2005 », *Premières Synthèses*, n°5.1, février.

MACOY R. et MORAND M. (eds)., 1984, *Short Time Compensation: A Formula for Work Sharing*, New York, Pergamon Press.

MAC GUCKIN R. et STIROH K., 1999, « Understanding Productivity Growth: Entry, Survival and the Competitive Process », Research Report, The Conference Board, p. 1-12, février.

MADDALA G.S., 1983, *Limited-Dependent and Qualitative Variables in Economics*, New York: Cambridge University Press.

MARTIN-HOUSSART G., 2001, « De plus en plus de passages vers un emploi stable », *Insee Première*, n°769.

MCGINNITY F., MERTENS A. et GUNDERT S., 2005, « A bad start? Fixed term contracts and the transition from education to work in West Germany », *European Sociological Review*, vol. 21, n°4, p. 359-374.

MCLAUGHLIN K.J. et BILS M., 2001, « Interindustry mobility and the cyclical upgrading of labor », *Journal of Labor Economics*, vol. 19, n°1, p. 94-135.

MÉDA D. et SERVERIN E., 2008, *Le contrat de travail*, Collection Repères, n°505, CEE eds., La Découverte.

MÉDA D. et MINAULT B., 2005, *La sécurisation des trajectoires professionnelles*, DARES, Document d'études, n°107, octobre.

MINNI C., 2009, « Emploi et chômage des 15-29 ans en 2008 », *Premières Synthèses*, DARES, n°39.1, septembre.

MORAND M., 1990, « Unemployment Insurance and Short-Time Compensation », *in* W. Lee Hansen et J.F. Byers (Eds.), *Unemployment Insurance: The Second Half-Century*, Madison, WI, University of Wisconsin Press.

MORRIS S., 2007, « The impact of obesity on employment », *Labour Economics*, vol. 14, n°3, p. 413-433.

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, MISEP, Bruxelles.

MUNDLAK Y., 1978, « On the pooling of time series and cross section data », *Econometrica*, vol. 46, n°1, p. 69-85.

MUNSHI K., 2003, « Networks in The Modern Economy: Mexican Migrants In The U.S. Labor Market », *The Quarterly Journal of Economics*, MIT Press, vol. 118, n°2, p. 549-599.

MURPHY K.M. et TOPEL R.H., 1987, « The evolution of unemployment in the United States: 1968-1985 », *NBER Macroeconomics Annual*, vol. 2, p. 7-58.

NEEDELS K., NICHOLSON W., KERACHSKY S., WALSH S., LONDON R. et MCCANNE D., 1997, «Evaluation of the Short-Time Compensation Programs. Final report», U.S. Department of Labor, Mathematica Policy Research and Berkeley Planning Associates.

OCDE, 2009, *Des emplois pour les jeunes/Jobs for Youth : France*, 214 p.

OCDE, 2004, « Réglementation relative à la protection de l'emploi et performance du marché du travail », in *Perspectives de l'Emploi de l'OCDE*, juillet.

OCDE 2004a, « The 35-hour week: Portrait of a French exception », *The OECD Observer*, n°244, septembre.

OCDE, 1995, *Flexible Working-time: Collective Bargaining and Government Intervention*, Paris, 212 p.

PAGAN A. et ULLAH A., 1999, *Nonparametric Econometrics*, Cambridge University Press, Cambridge.

PARRADO E., CANER A. et WOLFF E.N., 2007, « Occupational and industrial mobility in the United States », *Labour Economics*, vol. 14, n°3, p. 435-455.

PERRAUDIN C., THEVENOT N., TINEL B. et VALENTIN J., 2007, « Sous-traitance dans l'industrie et ineffectivité du droit du travail : une analyse économique », *Economie et Institutions*, n°9, p. 35-56.

PFEIFFER F. et REIZE F., 2000, « Business start-ups by the unemployed: an econometric analysis based on firm data », *Labour Economics*, vol. 7, n°5, p. 629-663.

POSTEL-VINAY F. et SAINT-MARTIN A., 2005, «Comment les Salariés Perçoivent-ils la Protection de l'Emploi ? », *Economie et Statistique*, n°372, p. 41-59.

RAMAUX C., 2006, *Emploi : éloge de la stabilité*, Essai Mille et une nuits, Paris.

ROSEN S., 1985, « Implicit Contracts: A Survey», *Journal of Economic Literature*, vol. 23, n°3, p. 1144-1175.

ROSENBAUM P.R. et RUBIN D., 1983, « The Central Role of the Propensity Score in Observational Studies for Causal Effects », *Biometrika*, vol. 70, n°1, p. 41-55.

ROSENBAUM P.R. et RUBIN, D., 1985, « Constructing a Control Group Using Multivariate Matched Sampling Methods that Incorporate the Propensity Score », *The American Statistician*, vol. 39, n°1, p. 33-38.

ROY A., 1951, « Some Thoughts on the Distribution of Earnings », *Oxford Economic Paper*, vol. 3, n°2, p. 135-146.

RUBIN D., 1974, «Estimating causal effects of treatments in randomized and non randomized studies», *Journal of Educational Psychology*, vol. 66, n°5, p. 688-701.

RYAN P., 2001, «The School-to-work Transition: A Cross National Perspective», *Journal of Economic Literature*, vol. 39, n°1, p. 34-92.

SARGAN J.D., 1958, « The Estimation of Economic Relationships Using Instrumental Variables », *Econometrica*, vol. 26, n°3, p. 393-415.

SEMYKINA A. et WOOLDRIDGE J.M., 2007, « Estimating Panel Data Models in the Presence of Endogeneity and Selection: Theory and Application », miméo.

SCHERER S., 2004, « Stepping stones or traps? The consequences of labour market entry positions on further careers in West Germany, Great Britain and Italy », *Work, employment and society*, vol. 18, n°2, p. 369-394.

SCHIFF F., 1986, « Short Time Compensation: Assessing the Issues », *Monthly Labour Review*, vol. 109, p. 28-30, mai.

SELOD H. et ZENOU Y., 2001, « Social interactions, ethnic minorities and urban unemployment », *Annales d'Economie et de Statistique*, n°63-64, p. 183-214.

SHIN T.J., 2007, « The Impact of Structural dynamics on Job Mobility Rates in the United States », *Social Science Research*, vol. 36, n°4, p. 1301-1327.

SILVERMAN B., 1986, *Density Estimation for Statistics and Data Analysis*, Chapman & Hall, London.

SIMMONET V. et ULRICH V., 2000, « La formation professionnelle et l'insertion sur le marché du travail : l'efficacité du contrat d'apprentissage », *Economie et Stati*stique, n°337-338, p.81-95.

SMITH H., 1997, « Matching with Multiple Controls to Estimate Treatment Effects in Observational Studies », *Sociological Methodology*, vol. 27, p. 325-353.

SMITH J. et TODD P., 2005, « Does Matching Overcome LaLonde's Critique of Nonexperimental Estimators? », *Journal of Econometrics*, vol. 125, n°1-2, p. 305-353.

SPENCE M., 1973, « Job Market Signaling », *Quarterly Journal of Economics*, vol. 87, n°3, p. 355-374.

SOLLOGOUB M. et ULRICH V., 1999, « Les jeunes en apprentissage ou en lycée professionnel, une mesure qualitative et quantitative de leur insertion sur le marché du travail », *Economie et Statistique*, n°323, p.31-52.

SUPPIOT A., 1999, *Au-delà de l'emploi, transformations du travail et devenir du droit du travail en Europe*, Rapport pour la Commission Européenne, Paris, Flammarion.

TERRACOL A., 2002, « Triprobit and the GHK Simulator: A Short Note », Appendix of the Triprobit Stata procedure.

TIEBOUT C., 1956, « A Pure Theory of Local Expenditures », *Journal of Political Economy*, vol. 64, n°5, p. 416-424.

TOPEL R.H., 1991, « Specific Capital, Mobility, and Wages: Wages Rise with Job Seniority », *The Journal of Political Economy*, vol. 99, n°1, p. 145-176.

TOPEL R.H. et WARD M.P., 1992, « Job mobility and the careers of young men », *Quarterly Journal of Economics*, vol. 107, n°2, p. 439-79.

ULRICH V. et ZILBERMAN S., 2007, « La réduction du temps de travail : révélateur et source de développement des relations professionnelles en entreprise », *Premières Synthèses*, Dares, n°03.2.

VALDELIEVRE H., 2007, « Le chômage partiel continue à diminuer en 2005 sauf dans le textile et l'automobile», *Premières Synthèses*, Dares, n° 06.3, février.

VAN AUDENRODE M.A., 1994, « Short-Time Compensation, Job Security, and Employment Contracts: Evidence from Selected OECD Countries », *Journal of Political Economy*, vol. 102, n°1, p. 76-102, février.

VAN DE VEN W.P.M.M. et VAN PRAAG B.M.S., 1981, « The demand for deductibles in private health insurance: A probit model with sample selection », *Journal of Econometrics*, vol. 17, n°2, p. 229-252.

VELLA F. et VERBEEK M., 1999, « Two-step estimation of panel data models with censored endogenous variables and selection bias », *Journal of Econometrics*, vol. 90, n°2, p. 239-263.

VIGNAL C., 2006, « Concilier mobilité résidentielle et mobilité professionnelle : cadrage statistique et pistes de réflexion », Centre d'analyse stratégique, *Horizons Stratégiques*, n°2, octobre.

VROMAN, W., 1992, *Short-Time Compensation in the U.S., Germany, and Belgium*, The Urban Institute.

WOOLDRIDGE J.M., 2007, « What's New in Econometrics? Lecture 10 Difference-in-Differences Estimation », NBER Summer Institute, miméo.

WOOLDRIDGE J., 2002, *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*, MIT Press.

WRIGHT R., 1991, « The labour market implications of unemployment insurance and short-term compensation », *Quarterly Review*, Federal Reserve Bank of Minneapolis, issue Sum, p. 11-19.

WRIGHT R. et HOTCHKISS J., 1988, « A General Model of Unemployment Insurance with and without Short-Time Compensation », *Research Labor Economics,* vol. 9, p. 91-131.

ZIJL M., VAN DEN BERG G.J et EN HAYMA A., 2004, « Stepping-stones for the unemployed: the effect of temporary jobs on the duration until regular work », Stichting voor Economisch Onderzoek der Universiteit van Amsterdam, *Discussion paper,* n°30.

Table des matières

Introduction générale 1

Section 1 : Problématique et intérêt de la thèse 1
1.1 - La flexicurité... 1
1.2 -... un problème d'économie appliquée 4
Section 2 : Le plan de la thèse 7
2.1 - Une politique publique qui pourrait s'inscrire dans le débat sur la flexicurité : un regard sur le dispositif de chômage partiel 7
2.2 - Les multiples facettes des transitions individuelles : l'impact des conditions initiales sur la sécurisation des parcours professionnels 13

Partie I - Le chômage partiel : un instrument de flexicurité ? 21

Introduction de la première partie 23

Chapitre I - Le chômage partiel entre 1995 et 2005 : réglementation, littérature et faits stylisés 27

Introduction 29
Section 1 – Le chômage partiel : définition et réglementation 31
1.1 – L'indemnisation et le remboursement du chômage partiel 33
1.2 – L'attribution du chômage partiel 35
1.3 – Le changement réglementaire du chômage partiel suite à la crise économique de fin 2008 37
Section 2 – La littérature économique sur le chômage partiel 41
2.1 – Quel cadre théorique pour le chômage partiel ? 41
2.2 – La littérature internationale sur le chômage partiel 45
2.3 – L'analyse du chômage partiel en France 48
Section 3 – Données et mesures du chômage partiel 50
3.1- Les fichiers mensuels d'autorisations de chômage partiel 50
3.2- Les indicateurs de chômage partiel 54
Section 4 – Les faits stylisés 56
4.1- Forte baisse des autorisations de chômage partiel entre 1995 et 2005 : conjoncture et ARTT 56
4.2- Analyse du caractère exceptionnel du chômage partiel : la récurrence des autorisations 59
4.3- La saisonnalité des autorisations de chômage partiel 63
4.4- Les caractéristiques des établissements qui recourent au chômage partiel 66
4.4.1- Les établissements de l'industrie sont les plus concernés par les autorisations de chômage partiel 66

4.4.2- Les établissements de 50 salariés et plus sont les principaux bénéficiaires d'autorisations de chômage partiel 71
4.4.3-Les contributions à la décroissance des autorisations de recours au chômage partiel (analyse croisée secteur – taille) 74
4.4.4-Les caractéristiques des établissements avec des autorisations récurrentes de chômage partiel 76
Conclusion 80
Annexes chapitre I 83
Annexe 1.1 : Part des jours autorisés de chômage partiel en fonction des causes invoquées 84
Annexe 1.2 : Part des jours autorisés de chômage partiel en fonction de la forme prise par le dispositif 85
Annexe 1.3 : Part des jours autorisés de chômage partiel en fonction du recours antérieur au dispositif 86
Annexe 1.4 : Part des jours autorisés de chômage partiel par secteur d'activité (2004). 87
Annexe 1.5 : Part des jours autorisés de chômage partiel par classes de taille (2004) ... 88
Annexe 1.6 : Part des salariés touchés par les autorisations de chômage partiel selon les formes d'ARTT 89
Annexe 1.7: 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 90
Annexe 1.8: La saisonnalité des autorisations de recours au chômage partiel pour la période 2002-2005 et 1996 (NJA) 91
Annexe 1.9 : La durée moyenne des autorisations du recours au chômage partiel par salarié, en fonction des principaux secteurs utilisateurs 92
Annexe 1.10 : L'évolution des durées moyennes des autorisations de chômage partiel en fonction de la taille de l'établissement 93

Chapitre II - Le chômage partiel : quelle flexibilité ? 95

Introduction 97
Section 1 – Le chômage partiel et l'ARTT 99
Section 2 – Les données 104
Section 3 – La méthodologie économétrique 109
3.1 – Les modèles « classiques » d'appariement sur le score de propension 112
3.2- Les estimateurs par différence de différences avec fonction à noyau 115
3.3- Les caractéristiques observables retenues 117
Section 4 – Les résultats 118
4.1- Les déterminants de l'anticipation de l'ARTT 118
4.1.1- Les résultats du Logit 118
4.1.2- La distribution des scores de propension 120
4.2- L'effet de l'anticipation de l'ARTT sur le chômage partiel 121
Section 5 – Des estimations supplémentaires 124
Conclusion 128
Annexes chapitre II 133
Annexe 2.1 : L'évolution des indices de chômage partiel sur l'échantillon total pour les « non anticipateurs » et les « non ARTT » 134
Annexe 2.2 : Les évolutions en termes de CDD, CDI et intérim sur l'échantillon total pour les « anticipateurs » et les « non ARTT » 135

Chapitre III - Chômage partiel et licenciements économiques : quelle protection, à court-terme, de l'emploi ? 137

Introduction 139
Section 1 – Le chômage partiel et les licenciements économiques dans la littérature 141
Section 2 – Les données 143
2.1 – Les sources de données 143
2.2 – Le nettoyage des données 145
2.3 – Quelques statistiques descriptives 146
Section 3 – La stratégie économétrique 149
Section 4 – Les résultats 152
4.1 – Résultats des modèles contrôlant l'hétérogénéité inobservée et l'endogénéité des variables de chômage partiel 153
4.2 – Tests de robustesse avec contrôle des différents biais et variables explicatives supplémentaires 156
4.3 – Tests de présence de l'endogénéité des variables de chômage partiel et de validité des instruments 159
4.4 –Analyse trimestrielle du lien entre le chômage partiel et les licenciements économiques 160
Section 5 –Des prolongements méthodologiques 165
5.1 –La prise en compte d'une sélection sur les licenciements économiques 166
5.1.1- La stratégie économétrique avec sélection sur les licenciements économiques 167
5.1.2- Les résultats du premier prolongement méthodologique 172
5.2 –La prise en compte de la diminution du recours au chômage partiel sur la période d'analyse 179
5.2.1- La modélisation économétrique 179
5.2.2- Les résultats du deuxième prolongement méthodologique 182
Conclusion 186
Annexes chapitre III 193
Annexe 3.1 : Description des principales variables 194
Annexe 3.2 : Distribution des indicatrices temporelles, sectorielles et régionales 195
Annexe 3.3 : Nombre d'années de présence dans le panel non-cylindré 197
Annexe 3.5 : Distribution des « résidus » d'une modélisation probit de la probabilité de licencier pour motif économique 199
Annexe 3.6 : Nombre de fois qu'un établissement bénéficie d'autorisations de chômage partiel entre 1996 et 2004 (en années) 200
Annexe 3.7 : Distribution des « résidus » d'une modélisation probit de la probabilité de bénéficier d'autorisations de chômage partiel 201

Chapitre IV - Chômage partiel et disparition des établissements : quelle sécurisation, à moyen terme, de la relation d'emploi ? 203

Introduction 205
Section 1 – Une courte revue de la littérature 206
Section 2 – Les données 208
Section 3 – La méthodologie économétrique 215
Section 4 – Les résultats 219
4.1 – Quelques statistiques descriptives 219
4.2 – Les déterminants du recours au chômage partiel 221

4.3 – L'effet du recours au chômage partiel sur la disparition des établissements 225
4.4 – Tests de robustesse 229
4.4.1 Test à partir du sous-échantillon d'établissements d'au moins 50 salariés 229
4.4.2 Tests sur des sous-échantillons tirés aléatoirement 232
4.4.3 Tests sur des sous-échantillons construits à partir des départements français .. 233
4.4.4 Une stratégie économétrique alternative : une modélisation de type probit bivarié 238
Section 5 – Quel rôle pour le chômage partiel ? 243
Conclusion 247
Annexes chapitre IV 253
Annexe 4.1 : Distribution des caractéristiques en fonction du recours au chômage partiel (année 2002 – échantillon 1) 254
Annexe 4.2 : Test de différences standardisées (année 2002, échantillon 1 et spécification 2) 256
Annexe 4.3 : Les quatre variantes de l'appariement pour l'année 2000 259
Annexe 4.4 : Les quatre variantes de l'appariement pour l'année 2001 260
Annexe 4.5 : Les quatre variantes de l'appariement pour l'année 2003 261
Annexe 4.6 : Les quatre variantes de l'appariement pour l'année 2004 262
Annexe 4.7 : Les quatre variantes de l'appariement pour l'année 2005 263
Annexe 4.8 : Modélisation probit bivarié – équation de recours au chômage partiel en 2002 264

Partie II - Trois transitions professionnelles : quelle sécurisation des parcours individuels? 267

Introduction de la deuxième partie 269

Chapitre V - La transition premier emploi-emploi : formes « particulières » d'emploi et insertion professionnelle initiale 273

Introduction 275
Section 1 – Le rôle des contrats à durée limitée dans l'insertion initiale : contexte d'analyse et revue de littérature 278
Section 2 – La démarche empirique 283
2.1- Les données 283
2.2- Les variables d'intérêt et les variables de contrôle 286
2.3- La stratégie économétrique 291
Section 3 – Les résultats de la stratégie économétrique 297
3.1- L'effet des variables de contrat à durée limitée sur la stabilisation en emploi 300
3.2- L'analyse des corrélations entre les termes d'erreur des trois équations 301
3.3- L'analyse des variables instrumentales 302
3.4- Les déterminants de la probabilité d'occuper un CDI en 2003 303
3.5- Les déterminants des probabilités d'occuper des contrats temporaires 304
Conclusion 305
Annexes chapitre V 311
Annexe 5.1 : Quelques statistiques descriptives 312

Chapitre VI - La transition emploi-emploi : l'importance des « réseaux d'entreprises » 317

Introduction 319
Section 1 – Le contexte de l'analyse 323
1.1 – Un cadre simple de « réseaux de mobilité d'entreprises» 323
1.2 – Les mobilités intra et intersectorielles : revue de la littérature 327
Section 2 – Les sources de données 329
2.1 – Les variables du fichier « emploi » 333
2.2 – Les variables du fichier « mobilité » 335
Section 3 – La démarche empirique 337
3.1 – Les différentes étapes de l'analyse 337
3.2 – Le modèle probit bivarié avec sélection 338
Section 4 – Les résultats 341
4.1 – Les « réseaux d'entreprises» et les taux de mobilité 342
4.2 – Les mobilités intra et intersectorielles : une analyse descriptive avec caractéristiques individuelles et d'entreprises 355
4.3 – Les résultats de la stratégie économétrique 360
4.3.1- Les résultats de l'équation de sélection 363
4.3.2- Les résultats de l'équation de mobilité intrasectorielle 365
4.3.3- Des estimations supplémentaires 368
Conclusion 371
Annexes chapitre VI 379
Annexe 6.1 : L'appariement et le nettoyage des fichiers 380
Annexe 6.2 : Les résultats du modèle probit avec sélection (année 1997) 389

Chapitre VII - La transition chômage-emploi : les déterminants « spatiaux » . 391

Introduction 393
Section 1 –Effets de voisinage et retour à l'emploi 394
Section 2 –Les données et les variables d'intérêt 398
2.1 – Les données 398
2.2 – Les principaux indicateurs 402
Section 3 – La stratégie économétrique 406
3.1 – L'estimation par doubles moindres carrés ordinaires 407
3.2 – L'estimation des modèles de durée paramétriques 409
Section 4 –Les résultats 410
4.1 – Les résultats des doubles moindres carrés ordinaires 410
4.2 – Les résultats des modèles de durée 419
Conclusion 422
Annexes chapitre VII 425
Annexe 7.1 : Distribution des caractéristiques en fonction de la région d'habitation .. 426
Annexe 7.2 : L'effet d'habiter dans une commune défavorisée (avec TXCHOM) sur la durée du chômage avant de trouver un emploi 428
Annexe 7.3 : L'effet d'habiter dans une commune défavorisée (avec TXCHOM) sur la durée du chômage avant de trouver un CDI 429
Annexe 7.4 : L'effet d'habiter dans une commune défavorisée (avec NONDIPL) sur la durée du chômage avant de trouver un emploi 430
Annexe 7.5 : L'effet d'habiter dans une commune défavorisée (avec NONDIPL) sur la durée du chômage avant de trouver un CDI 431

Annexe 7.6 : Les déterminants du taux de chômage 432
Annexe 7.7 : Les déterminants de la part des non diplômés 434
Annexe 7.8 : Les déterminants du logarithme de la durée avec $TX\hat{C}HOM$ - 2MCO ... 436
Annexe 7.9 : Les déterminants du logarithme de la durée avec $NON\hat{D}IPL$ - avec 2MCO 439
Annexe 7.10 : Les déterminants du logarithme de la durée avec $TX\hat{C}HOM$ - Durée-IV 442
Annexe 7.11 : Les déterminants du logarithme de la durée avec $NON\hat{D}IPL$ - avec Durée-IV 445

Conclusion générale 449

Bibliographie 463

Table des matières 487

Table des illustrations 493

Table des illustrations

Schéma 1.1: Les cinq étapes de la procédure du recours au chômage partiel..... 38
Graphique 1.1 : Chômage partiel indemnisé et chômage partiel autorisé..... 52
Tableau 1.1 : Les indicateurs de chômage partiel 55
Graphique 1.2 : Les autorisations de chômage partiel entre 1995 et 2005 57
Graphique 1.3 : Conjoncture et nombre de jours autorisés dans l'industrie 58
Tableau 1.2 : Nombre d'années d'autorisation de chômage partiel, par établissement, pour la période d'analyse..... 60
Graphique 1.4 : Le multi-usage des autorisations de chômage partiel..... 61
Graphique 1.5 : La saisonnalité du nombre de jours autorisés de chômage partiel 64
Graphique 1.6 : La répartition du nombre de jours autorisés de chômage partiel par année et par secteur d'activité 66
Tableau 1.3 : Classement des secteurs bénéficiant des autorisations de chômage partiel 67
Graphique 1.7 : La répartition du nombre de jours autorisés de chômage partiel des secteurs industriels les plus bénéficiaires..... 68
Graphique 1.8 : Evolution de la durée annuelle des autorisations de recours au chômage partiel par salarié (jours/salariés) 69
Tableau 1.5 : Part des salariés touchés par les autorisations de chômage partiel dans l'emploi du secteur marchand non agricole..... 70
Tableau 1.6 : Part des salariés touchés par les autorisations de chômage partiel dans les établissements en ayant bénéficié 71
Tableau 1.7 : Part des établissements concernés par les autorisations de chômage partiel dans les établissements de l'économie par classes de taille (en %)..... 72
Tableau 1.8 : Durée moyenne de jours de chômage partiel autorisés par salarié et par classes de taille des établissements 73
Graphique 1.9 : Part des établissements par classe de taille 73
Tableau 1.9 : Classements par taille des autorisations de recours au chômage partiel..... 74
Tableau 1.10 : Contributions à la variation du rapport entre le nombre de jours autorisés et le nombre d'établissements..... 76

Tableau 1.11 : Distribution des établissements ayant bénéficié d'autorisations de chômage partiel en fonction du nombre d'autorisations obtenues entre 1995 et 2005 (en %)..... 77
Tableau 1.12 : Etablissements récurrents selon les trois définitions de la récurrence, par secteur et par taille entre 1995 et 2005..... 77
Tableau 1.13 : Répartition des établissements récurrents (entre 1995 et 2005) en fonction du nombre d'autorisations au chômage partiel et du nombre de causes évoquées 79

Encadré 2.1 : Les dispositifs de l'ARTT sur la période 1995-2005..... 102
Tableau 2.1 : La structure de l'échantillon final 108
Tableau 2.2 : Les mesures de recours au chômage partiel suite à l'ARTT anticipé 111
Tableau 2.3 : Synthèse des déterminants de l'ARTT anticipé 119
Graphique 2.1 : La distribution des scores de propension pour l'échantillon total..... 120
Tableau 2.4 : L'effet estimé de l'ARTT anticipé sur le recours au chômage partiel – échantillon total 121
Tableau 2.5 : L'effet estimé de l'ARTT anticipé sur le recours au chômage partiel – échantillon récurrents 122
Graphique 2.2 : L'évolution des indices de chômage partiel pour l'échantillon total 123
Encadré 2.2 : Les modèles de différence de différences 125
Tableau 2.6 : L'effet de l'ARTT anticipé sur le chômage partiel avec des modèles de différence de différences 126
Tableau 2.7 : L'effet de l'ARTT anticipé sur le chômage partiel avec des modèles de différence de différences – établissements récurrents..... 127

Tableau 3.1 : Statistiques descriptives 148
Tableau 3.2 : Les déterminants du nombre de salariés concernés par le recours au chômage partiel..... 154
Tableau 3.3 : Les déterminants du nombre de licenciements économiques 156
Tableau 3.4 : Synthèse des résultats..... 157
Graphique 3.1 : L'effet du nombre de salariés au chômage partiel sur les licenciements économiques avec contrôle des différents biais 158
Tableau 3.5 : Résultats avec variables explicatives supplémentaires : variables croisées de secteur d'activité et de région géographique..... 159

Tableau 3.6 : Les déterminants du nombre de licenciements économiques avec nombre de salariés au chômage partiel avec contrôle de l'hétérogénéité inobservée (en trimestriel – échantillon 2) 162
Tableau 3.7 : Synthèse des résultats en trimestriel 163
Tableau 3.8 : Statistiques descriptives 174
Tableau 3.9 : Les déterminants de la probabilité de recourir aux licenciements économiques 175
Tableau 3.10 : Les déterminants du nombre de licenciements économiques avec nombre de salariés au chômage partiel 176
Tableau 3.11 : Synthèse des résultats 178
Tableau 3.12 : Les déterminants du recours au chômage partiel 183
Tableau 3.13 : Les déterminants du nombre de licenciements économiques avec nombre de salariés au chômage partiel 184
Tableau 3.14 : Synthèse des résultats avec sélection sur le recours au chômage partiel 186

Tableau 4.1 : Les indicatrices de disparition d'établissement 209
Graphique 4.1 : Nombre d'établissements bénéficiaires d'autorisations de chômage partiel 213
Tableau 4.2 : Statistiques globales 220
Tableau 4.3 : Les déterminants du recours au chômage partiel (année 2002 et échantillon 1) 221
Tableau 4.4 : L'effet estimé du recours au chômage partiel sur la disparition des établissements 226
Tableau 4.5 : Les quatre variantes de l'appariement pour l'année 2002 228
Tableau 4.6 : Test pour les établissements d'au moins 50 salariés (2002) 231
Tableau 4.7 : Tests pour les établissements de la catégorie *CP plus* et *CP moins* (2002) 235
Tableau 4.8 : Tests pour les établissements des départements *CP plus 2000-2005 et CP moins 2000-2005 (2002)* 237
Tableau 4.9 : Modélisation probit bivarié – équation de la disparition de l'établissement en 2003 241

Graphique 5.1 : Le taux de chômage des 15-24 ans en France depuis 2003 276
Schéma 5.1 : Quatre trajectoires possibles 289
Tableau 5.1 : Estimation des modèles probit trivariés 297

Graphique 6.1 : Le diagramme de la mobilité 332
Tableau 6.1 : Les mobilités des salariés en fonction des « réseaux d'entreprises » 343
Tableau 6.2 : Les mobilités des salariés en fonction des « réseaux d'entreprises » (par catégories d'âge) 346
Tableau 6.3 : Les mobilités des salariés en fonction des « réseaux d'entreprises » (en fonction du nombre de mois de non emploi) 348
Tableau 6.4 : Des épisodes de mobilité multiples 349
Tableau 6.5 : Les mobilités des salariés en fonction des « réseaux d'entreprises » (en fonction des taux de croissance du salaire) 351
Tableau 6.6 : Les mobilités des salariés en fonction des « réseaux d'entreprises » (en fonction du taux de croissance de la valeur ajoutée >Q3) 353
Tableau 6.7 : Les mobilités des salariés en fonction des « réseaux d'entreprises » (en fonction du taux de croissance de la valeur ajoutée <Q1) 354
Tableau 6.8 : La mobilité intra et intersectorielle avec des caractéristiques individuelles 357
Tableau 6.9 : La mobilité intra et intersectorielle avec des caractéristiques d'entreprise 358
Table 6.10 : Les résultats du probit bivarié avec sélection (pour l'année 1993 et le sous-échantillon avec 10% des observations) 362

Tableau 7.1 : Statistiques globales 400
Tableau 7.2 : Moyennes des variables d'intérêt 404
Graphique 7.1 : L'effet d'habiter dans une commune défavorisée (avec LOG_POTFISC) sur la durée du chômage avant de trouver un emploi 405
Graphique 7.2 : L'effet d'habiter dans une commune défavorisée (avec LOG_POTFISC) sur la durée du chômage avant de trouver un CDI 406
Tableau 7.3 : Les déterminants du logarithme du potentiel fiscal 410
Tableau 7.4 : Les déterminants du logarithme de la durée avec $LOG_\hat{P}OTFISC$ 413
Tableau 7.5 : Synthèse des résultats avec les 2MCO 416
Tableau 7.4 : Les résultats des modèles Durée-IV avec $LOG_\hat{P}OTFISC$ 419
Tableau 7.5 : Synthèse des résultats – modèles de durée 421

Oana CALAVREZO

Entre flexibilité et sécurité : l'accompagnement des entreprises et des mobilités professionnelles. Essais empiriques de microéconométrie du marché du travail

Résumé

La présente thèse contribue à la littérature empirique sur la flexicurité en se concentrant sur deux axes de recherche : l'utilisation du chômage partiel par les établissements et le rôle des trois « socles » de la flexicurité - contrat de travail, compétences et territoire (Freyssinet, 2006) - sur la sécurisation des parcours professionnels des individus.
En rapport au premier axe, la thèse propose une méthodologie pour évaluer l'efficacité du chômage partiel. Selon deux critères d'efficacité (éviter les licenciements économiques et la disparition des établissements), le chômage partiel ne protège pas l'emploi et il n'est donc pas efficace. Entre 1995 et 2005, il est avant tout un outil de flexibilité. Il ne peut pas s'analyser comme un outil répondant aux principes de la flexicurité.
Pour le deuxième axe, nous analysons comment les « socles » de la flexicurité sécurisent les parcours, en s'appuyant sur trois mobilités professionnelles : premier emploi-emploi, emploi-emploi et chômage-emploi. Nous soulignons le rôle central de l'emploi temporaire, des liens entre les entreprises et du lieu de résidence dans le processus de sécurisation des trajectoires. Nous montrons que : (i) les contrats temporaires ne sont pas un obstacle à la stabilisation dans l'emploi, dès lors que leur durée est suffisamment longue ; (ii) les réseaux d'entreprises traduits par l'existence de marchés professionnels ou internes favorisent l'acquisition de compétences facilitant la mobilité entre deux emplois ; (iii) un cadre géographique « défavorisé » dans lequel vit l'individu apparaît comme un obstacle dans la sécurisation de son parcours.

Mots clés : flexicurité, chômage partiel, sécurisation des parcours professionnels, évaluation des politiques publiques, survie des établissements, licenciements économiques, contrats à durée limitée, réseaux d'entreprises, ségrégation résidentielle

Between flexibility and security: accompanying firms and professional mobilities. A microeconometric analysis with French data

Abstract

This PhD dissertation provides useful empirical contributions for two research topics about flexicurity: the use of the short-time compensation (STC) program by French establishments and the role of the three "bases" of flexicurity – employment contract, skills and territory (Freyssinet, 2006) – in making professional career paths secure.
About the first topic, we develop a methodology to analyse the efficiency of STC and to verify if it could be considered as a flexicurity tool. According to two efficiency criteria (avoiding redundancies and establishment exit), STC does not protect employment and so it is inefficient: Between 1995 and 2005, it represents mainly a flexibility tool. It can not been seen as a tool responding to the principles of flexicurity.
In the line of the second topic, we analyse how the "bases" of flexicurity make professional career paths secure, by focusing on three professional mobilities: first employment-employment, employment-employment and unemployment-employment. We show the importance of temporary contracts, firm networks and individual's place of residence in the process of making professional career paths secure. We show that: (i) fixed-term contracts secure professional trajectories if the link between individuals and firms is long enough; (ii) firm networks support the acquisition of skills, making easier professional mobilities; (iii) a "disadvantaged" place of residence seems to be an obstacle in making professional career paths secure.

Keywords: flexicurity, short-time compensation, secure professional transitions, public policy evaluation, establishment survival, redundancies, fixed-term contracts, temporary contracts, firm networks, residential segregation

Laboratoire d'Economie d'Orléans (LEO), UMR6221, Faculté de Droit d'Economie et de Gestion, Rue de Blois – BP 6739 45067 Orléans Cedex 2