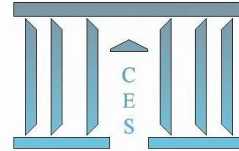




Documents de Travail du Centre d'Économie de la Sorbonne

C
E
S
W
o
r
k
i
n
g
P
a
p
e
r
s



Rupture conventionnelle, destructions d'emplois et licenciements : une analyse empirique sur données d'entreprises (2006-2009)

Camille SIGNORETTO

2013.69



Rupture conventionnelle, destructions d'emplois et licenciements : une analyse empirique sur données d'entreprises (2006-2009)

Camille SIGNORETTO*

Résumé :

L'objectif de l'article est d'étudier l'impact de la rupture conventionnelle (RC), nouvelle modalité de rupture du contrat à durée indéterminée (CDI) instituée par la loi en 2008, sur les décisions de destruction d'emplois des entreprises d'une part, et sur l'existence de comportement de substitution avec les autres modalités de rupture du CDI d'autre part. Notre démarche est empirique et s'appuie sur un échantillon d'entreprises obtenu par l'appariement de données sur les mouvements de main-d'œuvre (EMMO-DMMO) et de données sur les résultats comptables des entreprises (EAE). Nous mobilisons une méthode d'estimation en doubles différences, après un appariement sur score de propension des entreprises n'ayant pas utilisé la RC avec des entreprises l'ayant utilisée. Les principaux résultats de l'analyse économétrique montrent que l'introduction de la RC, dans un contexte de forte crise, a eu tendance à intensifier les sorties de main-d'œuvre, mais plus encore les destructions d'emplois. En outre, aucun comportement de substitution entre la démission ou le licenciement pour motif personnel et la RC n'est mis en évidence par nos résultats.

Mots-clés : rupture conventionnelle, destruction d'emplois, données d'entreprises, score de propension, doubles différences, protection de l'emploi.

'Rupture conventionnelle', job destruction and dismissal: An empirical analysis on firms database (2006-2009)

Abstract: In 2008, a new legal termination of long-term contract (CDI) called "the rupture conventionnelle" was enacted. The aim of this article is first to analyze the impact of this new termination on the employers' fire decisions and then to provide empirical evidence of a substitution between the "rupture conventionnelle" and other terminations. Using two matched firms' datasets, one from workers' movement data (EMMO-DMMO) and another from accounting data (EAE), our database includes a firms' sample over four consecutive years from 2006 to 2009. We use the difference-in-differences method combined with a propensity score matching to control selection bias and thus to create two similar firms' groups: those that used the "rupture conventionnelle" and those not. Our main results indicate that the introduction of the "rupture conventionnelle" in crisis times tends to increase workforce exits and many more job destruction. However, we do not find any evidence of a substitution between the RC and the firing for personal reasons, which have become more expensive and riskier.

Keywords: employment protection, rupture conventionnelle, firing, job destruction, firm database, difference-in-differences, propensity score matching.

Codes JEL : J63, D22, K31, C21.

* Centre d'Economie de la Sorbonne, Université Paris 1 Panthéon-Sorbonne, Maison des Sciences Economiques, 106-112 Bd de l'Hôpital, 75647 Paris Cedex13. Email : camille.signoretto@univ-paris1.fr.

L'auteur remercie Julie Valentin et Corinne Perraudin pour leurs relectures, ainsi que les participants du séminaire SEI et du colloque de l'AFSE 2013 pour leurs commentaires et suggestions. Les erreurs éventuelles relèvent de la seule responsabilité de l'auteur.

Nouvelle modalité de rupture du contrat à durée indéterminée (CDI) depuis 2008, la rupture conventionnelle (RC) peut être perçue comme un assouplissement de la réglementation du CDI et notamment du droit du licenciement (OCDE, 2009). Les arguments économiques ayant entouré sa mise en place mettaient d'ailleurs bien en avant ce besoin de simplification des règles en matière de séparation (Berta et *al.*, 2012). Cette argumentation repose sur une analyse spécifique des règles juridiques encadrant les ruptures de la relation d'emploi. L'analyse économique standard appréhende en effet ces règles sous l'angle des rigidités que leur présence entraînerait sur le marché du travail. Ses préconisations portent alors sur un assouplissement de ces règles afin de fluidifier le marché du travail et d'améliorer la réallocation de la main-d'œuvre, source importante de croissance de la productivité et par conséquent de l'activité économique, à travers notamment le processus de destruction créatrice (OCDE, 2010). Ces considérations macroéconomiques se traduisent au niveau des comportements des employeurs par des arbitrages en termes de coûts et de gains sur la décision d'embaucher ou de licencier, mais aussi sur le choix du mode d'embauche ou de séparation utilisée.

L'objet de l'article est ainsi d'étudier l'impact qu'a pu avoir l'introduction de la RC sur deux décisions prises par les employeurs : celle de se séparer d'un salarié, voire même de supprimer son emploi ; et celle d'utiliser une modalité de rupture plutôt qu'une autre afin de se séparer de ce salarié. Notre démarche, essentiellement empirique, porte sur une analyse économétrique s'appuyant sur un échantillon d'entreprises issues de l'appariement de la base de données sur les mouvements de main-d'œuvre des établissements (EMMO-DMMO) aux enquêtes annuelles d'entreprises (EAE-Esane). A partir de cette analyse empirique, notre objectif est donc d'apporter des éléments de compréhension et d'évaluation des effets de la mise en place de la RC sur les comportements des employeurs.

Pour comprendre comment la RC pourrait avoir un impact sur le niveau et les flux d'emploi et de main-d'œuvre, ainsi que sur l'utilisation des modalités de rupture du CDI, il est nécessaire, dans une première section, de revenir sur la littérature théorique et empirique qui étudie l'impact de la présence de coûts de séparation sur de telles décisions des employeurs (1). Dans la lignée de ces résultats théoriques et empiriques, nous montrons ensuite que l'introduction de la RC peut être considérée comme un objet d'étude pertinent pour analyser l'impact d'une loi modifiant les coûts et la difficulté de séparation sur l'emploi, et formulons alors les hypothèses testées (2). Dans une troisième section, nous présentons l'échantillon et les variables d'intérêt construites, puis la démarche économétrique utilisée qui s'appuie sur la méthode des doubles différences après un appariement sur score de propension (3). Enfin, les résultats des estimations économétriques sont commentés dans une dernière section, en distinguant trois étapes d'analyses : les résultats du calcul du score de propension à partir de l'estimation de la probabilité d'utiliser la RC en 2009, les évolutions graphiques des variables d'intérêts afin de visualiser les possibles modifications de trajectoires dues à l'introduction de la RC ; et les résultats des régressions estimant les doubles différences et incluant des variables de contrôle (4).

1 L'impact des coûts de séparation sur les décisions des employeurs : mécanisme théorique et évidence empirique

Dans la théorie économique standard, les règles encadrant les ruptures des contrats sont essentiellement appréhendées à travers les coûts qu'elles engendrent pour les employeurs. L'existence de ces coûts de séparation peut ainsi modifier le choix de l'employeur en termes de séparation et d'embauches, et avoir *in fine* des effets sur le niveau de l'emploi. Les modèles intertemporels de demande de travail et les modèles d'appariement, ainsi que leurs applications empiriques, étudient ce lien entre coûts de séparation et flux d'emploi (1.1). De leur côté, les modèles de négociation, développés dans le champ de l'économie du droit, s'intéressent plus précisément à la composante incertaine des coûts de séparation, en prenant en compte la possibilité de contestation judiciaire de la rupture du contrat de travail par le salarié. Cette nouvelle manière d'appréhender les coûts de séparation aboutit à analyser, principalement de manière théorique, la possibilité de comportements de substitution entre modalités de séparation chez les employeurs (1.2).

1.1 L'impact de la présence des coûts et des règles de séparation sur le niveau et les flux d'emploi

Les deux types de modèles théoriques qui peuvent être mobilisés pour analyser les coûts de séparation sur le comportement des entreprises en matière d'emploi aboutissent dans les deux cas à des résultats ambigus de l'effet des coûts de séparation sur le niveau et les flux d'emploi (1.1.1). Visant à étudier empiriquement ces prédictions théoriques, une large littérature s'est ensuite développée et aboutit, elle aussi, à des résultats mitigés (1.1.2).

1.1.1 Deux types de modèles théoriques qui aboutissent tout deux à des résultats ambigus

L'analyse de l'effet des coûts d'ajustement sur différents indicateurs d'emploi (niveau, flux, vitesse d'ajustement) se retrouve dans les modèles intertemporels de demande de travail avec coûts d'ajustement (Bentolila et Bertola, 1990 ; Bentolila et Saint-Paul, 1994), mais aussi dans les modèles d'appariement avec endogénéisation des décisions de création et de destruction d'emplois (Pissarides, 2000 ; Mortensen et Pissarides, 1994 et 1999). Les résultats de ces deux types de modèles apparaissent ambigus car ils peuvent dépendre, à la fois du niveau d'emploi initial de l'entreprise ou du niveau initial des coûts d'ajustement, mais aussi des hypothèses retenues, sur la forme de la fonction de production, puis sur la nature et la persistance de l'incertitude¹.

La décision des entreprises d'embaucher ou de licencier repose de manière générale sur un arbitrage coûts-bénéfices. Une entreprise recrute un travailleur si les gains espérés sur l'ensemble des périodes en termes de productivité marginale induits par ce travailleur supplémentaire sont suffisamment élevés pour compenser les coûts liés à cette embauche et les coûts de son éventuel licenciement. Au contraire, elle licencie lorsque les pertes prévues dues au licenciement compensent juste le coût de la séparation. S'il est coûteux de licencier, les entreprises vont donc diminuer le niveau des licenciements, mais aussi le niveau des embauches car elles vont anticiper en cas d'embauche des coûts de licenciement élevés.

¹ Dans le cas des modèles d'appariement prenant en compte la formation des salaires à partir de négociations entre employeurs et salariés, Ljungqvist (2001) montre que les effets des coûts de licenciement dépendent fortement des hypothèses retenues, notamment sur la manière dont se forment ces négociations salariales.

Toutefois, la présence de coûts d'ajustement va créer une zone d'inaction qui correspond à l'ensemble des niveaux d'emploi pour lesquels un changement de l'environnement économique affectant la productivité des travailleurs ne conduit pas à un changement du niveau d'emploi. Une hausse des coûts d'ajustement a alors pour conséquence d'accroître l'étendue de cette zone d'inaction. Ainsi, l'effet de ces coûts sur le niveau d'emploi de l'entreprise dépend de son niveau d'emploi initial et des chocs affectant la productivité. Enfin, lorsque les coûts d'ajustement sont considérés comme quadratiques dans les modèles, il devient plus rentable pour l'entreprise d'ajuster progressivement l'emploi face à des variations de l'activité de production. Par conséquent, ces coûts diminuent la vitesse d'ajustement du marché du travail.

Ainsi, Bertola (1990) et Bentolila et Bertola (1990) montrent, à partir d'une fonction de production quadratique homogène (et avec une hypothèse supplémentaire de permanence des chocs pour les seconds), que des coûts de séparation positifs augmentent faiblement le niveau moyen de l'emploi des entreprises. Nuançant ces résultats, Bentolila et Saint-Paul (1994), qui supposent que les chocs sont transitoires et suivent une loi uniforme, montrent une relation non-monotone entre coûts de séparation et niveau de l'emploi. Si les coûts sont faibles, un accroissement de ces coûts diminue le niveau moyen de l'emploi des entreprises, tandis que s'ils sont suffisamment élevés, un accroissement a de nouveau un impact positif sur l'emploi.

Au niveau macroéconomique, l'étude de l'impact des coûts d'ajustement sur les flux d'emploi permet de comprendre pourquoi on retrouve un effet ambigu de ces coûts sur le niveau d'emploi agrégé. Deux effets contradictoires peuvent en effet se compenser. Dans les phases hautes du cycle économique, des coûts de séparation élevés réduisent les embauches car les employeurs anticipent ces coûts dans le cas où ils devraient licencier des salariés suite à un retournement de conjoncture. En revanche, dans les phases basses du cycle, des coûts de licenciements élevés vont réduire les séparations en raison même des coûts qu'elles engendrent. L'impact net sur l'emploi dépend donc de l'ampleur de chacun de ces effets contradictoires sur les créations et destructions d'emplois (OCDE, 1999). Autrement dit, l'existence de coûts d'ajustement conduit les entreprises à une stratégie de réduction, autant des créations que des destructions d'emplois, de sorte que le résultat sur le niveau de l'emploi agrégé peut être aussi bien positif que négatif.

1.1.2 Une vaste littérature empirique dont les résultats restent mitigés

Alors que les modèles théoriques ont abouti à des résultats ambigus, une importante littérature empirique portant sur l'impact de la présence de règles de séparation sur le niveau et les flux d'emploi s'est développée. Les analyses microéconomiques, qui nous intéressent plus précisément ici, exploitent des changements de la législation qui ont eu un impact sur l'évolution des coûts de licenciement. Deux catégories peuvent être distinguées dans ces analyses. D'un côté, l'existence d'une législation sur les licenciements qui ne s'applique pas de manière identique dans toutes les entreprises, notamment dans certains pays d'Europe Continentale², permet une analyse économétrique comparative des flux d'emploi entre les

² En Allemagne, les entreprises avec moins de 10 salariés sont dispensées de l'application des règles de licenciements ou tout du moins une partie d'entre elles. Ce seuil est de 15 salariés en Italie et de 25 en Espagne.

petites entreprises non soumises à la réglementation et les plus grandes dans lesquelles elle s'applique. D'un autre côté, la mise en place de règles définissant les licenciements injustifiés dans certains Etats américains est à l'origine d'études empiriques de l'impact de ces règles sur le niveau et les flux d'emploi. Mais là encore, dans ces deux types de littérature empirique, les résultats restent mitigés.

1.1.2.1 Une relation pas toujours négative entre législation sur les licenciements et flux d'emploi

Tout d'abord, les analyses portant sur l'Italie et l'Espagne montrent un impact négatif des règles de licenciement sur les flux d'emploi et/ou de main-d'œuvre³. L'existence d'un seuil d'exemption de la législation aurait par exemple pour conséquence une augmentation de la probabilité d'être licencié dans les petites entreprises non soumises à la réglementation (Boeri et Jimeno, 2005) et diminuerait la probabilité de croissance des entreprises autour du seuil (Shivardi et Torrini, 2008). A travers l'effet d'une réforme italienne des années 1990⁴, Kugler et Pica (2008) montrent également qu'une hausse des coûts d'ajustement a provoqué une baisse des flux de main-d'œuvre, entraînant une faible augmentation de l'emploi net (baisse des sorties plus forte que la baisse des entrées), et une baisse des ajustements annuels de l'emploi dans les petites entreprises par rapport aux plus grandes. Enfin, étudiant les effets d'une réforme, cette fois espagnole, qui s'apparente à une baisse de coûts de licenciement, Kugler et *al.* (2003) concluent qu'elle aurait permis une augmentation nette de l'emploi permanent pour les jeunes, mais pas pour les salariés les plus âgés.

Cependant, ces résultats ne ressortent pas dans les études s'intéressant à d'autres pays comme l'Allemagne, le Portugal et la Suède, alors même qu'elles portent également sur des expériences naturelles ou quasi-naturelles analysant un changement de législation. Sur le cas de l'Allemagne, Bauer et *al.* (2007) et Burgert (2005) estiment d'après leurs résultats qu'il n'y a pas d'évidence empirique pouvant confirmer que l'existence du seuil d'exemption des règles de licenciement entraverait les flux de main-d'œuvre ou les créations d'emplois dans les petits établissements. De même, l'étude de Martins (2009) sur l'impact d'une réforme portugaise mise en place en 1989 et instituant de nouvelles procédures de licenciement pour motif non-économique, ne montre pas d'impact significatif et robuste sur les flux d'emploi et de main-d'œuvre. Enfin, en Suède, Von Below et Thoursie (2010) concluent à une absence d'effet de l'exemption d'une des règles de la législation sur les licenciements pour les petites entreprises (« dernier arrivé, premier sorti ») sur leur comportement en matière d'embauches et de licenciements.

³ Les flux d'emploi englobent les créations et les destructions d'emplois ; tandis que les flux de main-d'œuvre concernent les entrées et sorties de travailleurs des entreprises. Dans ce dernier cas, l'emploi d'un travailleur nouvellement embauché ne correspond pas forcément à une création d'emploi, puisque cette entrée peut venir compenser la sortie d'un autre travailleur.

⁴ Cette réforme a mis en place une législation sur les licenciements injustifiés plus restrictive pour les entreprises de moins de 15 salariés.

1.1.2.2 L'évaluation spécifique de l'impact des règles définissant les licenciements injustifiés sur l'emploi

La littérature empirique centrée sur les effets de la définition des licenciements injustifiés sur le comportement des entreprises en matière d'emploi portent majoritairement sur des données américaines⁵. Elle étudie l'introduction d'exceptions à la doctrine de l'« employment-at-will », qui se traduisent par la mise en place d'une obligation de justifier le licenciement dans certains cas définis par la loi⁶. Lorsque ces travaux analysent l'impact de l'introduction de ces règles sur le niveau d'emploi, les résultats sont plutôt mitigés. Par exemple, Ewing et *al.* (2005) étudient l'impact différencié de la mise en place de lois sur le licenciement injustifié par l'Etat du Montana dès le début des années 1980, et de l'instauration de la « good-faith exception » en 1987⁷. Les résultats tendent à montrer que si les premières lois semblent avoir diminué la croissance annuelle de l'emploi de cet Etat, la règle instaurée en 1987 compenserait totalement le premier effet négatif puisqu'elle aurait un effet positif sur la croissance annuelle de l'emploi. L'étude de Miles (2000) porte sur un plus grand nombre d'Etats et une période d'étude plus large (1965-1994), mais là encore, il ne trouve pas d'impact significatif de la mise en place de ces règles sur le niveau d'emploi agrégé. En revanche, Autor et *al.* (2006) estiment que l'adoption de l'« implied contract exception »⁸ et de la « good-faith exception » est associée à une légère réduction du taux d'emploi des Etats (moins de deux points de pourcentage)⁹. Enfin, seule une étude (Autor et *al.*, 2007) discute l'impact des règles de justification du licenciement sur les flux d'emploi. Les auteurs montrent que l'instauration de la « good-faith exception » réduit les flux d'emploi notamment durant les trois années suivant leur adoption, l'effet disparaissant sur le long terme. Ainsi, si un effet négatif de ces règles sur le niveau ou les flux d'emploi semble ressortir de quelques unes de ces études, il reste faible, voire disparaît sur le long terme.

Au regard des résultats de cette littérature empirique, il est donc difficile d'établir une conclusion claire quant à l'impact des règles de licenciement sur les flux d'emploi et de main-d'œuvre. Ces études utilisent pourtant toutes des expériences naturelles ou quasi-naturelles. Mais elles portent sur des pays ou des Etats (dans le cas américain) différents avec des échantillons de données plus ou moins grands. Et surtout, le cadre institutionnel et notamment le poids et l'étendue de chacune des réformes de la législation étudiée diffèrent, ce qui peut expliquer des différences d'effets entre les pays ou les Etats américains.

⁵ Nous laissons de côté les études australiennes qui étudient également la mise en place d'une législation sur les licenciements injustifiés sur le niveau agrégé de l'emploi car elles portent sur des données provenant d'enquêtes subjectives auprès d'employeurs (cf. Freyens et Oslington, 2007 ; Harding, 2002). Cela rend ainsi plus difficile la comparaison de telles études avec la littérature présentée dans cette section qui repose pour l'essentiel sur des données administratives ou données d'enquête des services statistiques d'Etat.

⁶ Trois types d'exceptions à l'« employment-at-will » peuvent être étudiées : l'« implied contract exception », la « good-faith exception », et la « public policy exception ».

⁷ Selon cette doctrine, les juges considèrent qu'il existe un engagement implicite de bonne foi et de traitement équitable de la part de l'employeur envers le salarié, ce qui implique que le licenciement doit se dérouler de manière juste.

⁸ Cette doctrine exige de l'entreprise qu'elle fournisse une cause lorsqu'elle souhaite licencier un travailleur qui peut estimer qu'il a un contrat de travail de long terme.

⁹ Lorsque les auteurs différencient cet impact par groupes démographiques, l'effet de l'« implied contract exception » ressort de manière plus importante pour les femmes, les jeunes et les peu diplômés.

Ainsi, les modèles intertemporels de demande de travail et d'appariement sont souvent mobilisés dans l'analyse empirique de l'impact des coûts de séparation, et même plus généralement de l'ensemble des règles de protection de l'emploi, sur le niveau du chômage et de l'emploi, puis sur les flux de main-d'œuvre et d'emploi. Cependant, ils ne s'interrogent pas sur la composition des coûts de séparation qui n'apparaissent que comme des contraintes exogènes avec lesquelles les entreprises doivent composer. Des analyses théoriques plus récentes, datant des années 2000 et développées dans le champ de l'économie du droit, considèrent plus précisément ces coûts et font apparaître l'existence de coûts incertains liés à la contestation possible *a posteriori* du licenciement par le salarié.

1.2 La mise en évidence de comportements de substitution entre motifs du licenciement dus à la composante incertaine du coût de séparation

Dans la représentation analytique des règles encadrant les ruptures de la relation d'emploi comme des coûts, les coûts directs comme les indemnités de rupture, peuvent être distingués des coûts indirects liés au respect des procédures (coûts bureaucratiques) et au temps durant lequel le salarié reste dans l'entreprise jusqu'à son départ (souvent assimilé à une perte de productivité). Un autre coût indirect, possible mais incertain, tient à la possibilité de contestation de la rupture du contrat de travail par le salarié, qui s'il gagne, peut engendrer un coût supplémentaire pour l'employeur (dommages et intérêts). En prenant en compte cette composante incertaine des coûts, les modèles théoriques de négociation renouvellent l'analyse de l'impact des coûts de séparation sur le comportement de l'employeur. Ils révèlent ainsi des comportements stratégiques de la part des employeurs dans leurs décisions d'utiliser un mode de séparation plutôt qu'un autre (1.2.1). Paradoxalement, la littérature empirique visant à tester l'existence de tels comportements de substitution est peu abondante (1.2.2).

1.2.1 L'effet théorique du risque judiciaire : une hausse du coût de séparation à l'origine d'une utilisation stratégique des motifs du licenciement

Les modèles théoriques de négociation s'attachent à étudier l'effet du risque judiciaire en matière de rupture de la relation d'emploi sur le montant des indemnités de séparation négociées au moment de la rupture, et sur le comportement des employeurs dans leur décision de choisir une modalité de séparation plutôt qu'une autre.

1.2.1.1 La prise en compte du système juridique à l'origine d'une composante incertaine du coût de séparation

La présence d'un système juridique lié à la relation d'emploi se traduit par la possibilité pour le salarié de recourir au tribunal pour contester la perte de son emploi et par l'éventualité pour l'employeur de payer une indemnité supplémentaire en cas de décision du tribunal favorable au salarié (licenciement reconnu comme injustifié). Les modèles théoriques de négociation (Malo, 2000 ; Malo et Perez, 2003 ; Goerke et Pannenberg, 2009) analysent alors l'impact de ce système juridique sur les décisions, d'une part, des employeurs de négocier une indemnité de licenciement pour éviter le conflit, et d'autre part, des salariés de recourir au tribunal. Plusieurs facteurs déterminent ainsi l'existence d'une indemnité négociée de licenciement et

son montant¹⁰. Le premier résultat qui ressort de l'ensemble des modèles est que l'indemnité négociée au moment de la rupture sera d'autant plus importante que le risque que le licenciement soit considéré comme injustifié est fort et que le montant de l'indemnité correspondante est élevé. Ensuite, la probabilité d'un accord entre salariés et employeurs sur l'indemnité négociée de licenciement est d'autant plus élevée qu'il n'existe pas de règles définies par le droit sur le montant de l'indemnité pour licenciement injustifié, autrement dit que le montant de cette indemnité est incertain (cas américain). Enfin, la probabilité d'un accord sur la séparation et le montant de l'indemnité négociée au moment de celle-ci diminuent tous deux avec le coût supporté par le salarié de recourir au tribunal.

Cet effet à la hausse du risque judiciaire sur le coût de la séparation peut être à l'origine d'une utilisation stratégique des différents motifs du licenciement existants.

1.2.1.2 Un comportement de substitution entre motifs du licenciement selon le risque judiciaire

Le choix de l'employeur d'utiliser le motif économique du licenciement, ou le motif reposant sur une faute du salarié (personnel dans le cas français), est analysé en tenant compte de deux variables principales : le coût, y compris incertain, des deux types de licenciement et leur coût relatif ; et les probabilités qu'ils soient reconnus comme injustifiés. Plus précisément, les modèles théoriques (Galdon-Sanchez et Guell, 2004 ; Langlais, 2008 ; Malo, 2000) tentent d'expliquer la substitution du licenciement pour motif économique au profit du licenciement pour faute. Ainsi, pour Galdon-Sanchez et Guell (2004), cette substitution dépend surtout du rapport entre l'indemnité légale de licenciement économique et l'indemnité de licenciement injustifié accordée par le tribunal ; alors que pour Langlais (2008), elle s'explique de manière plus large par le coût relatif de ces deux types de licenciement, composé du coût direct (indemnités) et du coût indirect (longueur de la procédure et risque de contestation). Cette décision est également influencée par la probabilité de victoire du salarié en cas de contestation du licenciement quelque soit le motif (Langlais, 2008), ou du seul licenciement économique (Galdon-Sanchez et Guell, 2004) ; ou encore par l'ancienneté du salarié (Langlais, 2008). Les résultats de Malo (2000) restent similaires puisque, pour lui, cette substitution repose sur le fait que l'indemnité négociée avant un procès est moins élevée pour un licenciement pour faute¹¹ ; et que la probabilité que le licenciement soit reconnu comme injustifié est plus importante dans le cas du motif économique, en raison de l'existence de critères plus flous retenus par les tribunaux sur la justification du motif économique.

Ainsi, il ressort un résultat principal de cette littérature théorique : le cadre législatif et les décisions des tribunaux de juger le licenciement comme injustifié tend à augmenter son coût

¹⁰ Cette littérature peut s'appuyer sur un cadre général dans lequel il n'existe pas d'indemnité légale de licenciement, c'est pourquoi nous parlons d'indemnité négociée de licenciement. Concernant la possibilité d'un coût supplémentaire en cas de licenciement injustifié, nous parlons d'indemnités pour licenciement injustifié qui correspondent aux dommages et intérêts dans le cas de la France.

¹¹ En réalité, cela dépend du cadre législatif en vigueur dans chaque pays. Ici, l'auteur se base sur le cas de l'Espagne où la législation prévoit une indemnité légale à payer si c'est un licenciement pour motif économique, alors qu'il n'existe pas d'obligation dans le cas d'un licenciement pour un autre motif. En France, l'indemnité légale pour un licenciement pour motif économique ou pour un licenciement pour motif personnel se base sur les mêmes règles de calcul.

initial (indemnité négociée) ou final (dommages et intérêts), ce qui a en retour un impact sur le comportement de l'employeur dans son choix du motif du licenciement. Celui-ci a tendance à choisir le type de licenciement qui a une plus faible probabilité d'être jugé injustifié et qui coûte le moins cher en cas de victoire du salarié devant les juges. Dès lors, on peut se demander si ces résultats théoriques, plutôt convergents, sont étayés par des analyses empiriques.

1.2.2 L'évaluation empirique du risque judiciaire sur le comportement des employeurs : une littérature peu développée

Alors que la littérature théorique s'interrogeant sur l'impact de l'incertitude créée par le système juridique lié aux ruptures de la relation d'emploi s'est rapidement développée dans les années 2000, les études empiriques ayant pour objectif de tester les prédictions de ces modèles restent peu nombreuses. En contraste avec les modèles de demande de travail et d'appariement qui aboutissaient à des résultats mitigés et incitaient à des études empiriques pour dégager des résultats plus clairs, les modèles de négociation présentent des conclusions plutôt convergentes. Cela pourrait expliquer l'absence d'une littérature empirique sur cette question.

Lorsqu'elles portent un intérêt à l'aspect empirique de leur modèle, les études théoriques présentées précédemment s'en tiennent surtout à fournir des caractéristiques sur le recours des salariés aux tribunaux et sur leurs probabilités de victoire. Galdon-Sanchez et Guell (2004) mettent par exemple en avant des différences de probabilité de victoire des salariés aux tribunaux du travail dans cinq pays de l'OCDE. Cette probabilité serait plus forte en France et en Espagne, alors qu'elle serait plus faible aux Etats-Unis, les résultats étant plus mitigés pour le Royaume-Uni et l'Italie. De son côté, Langlais (2008) tente de donner des implications empiriques à son modèle. Il reprend pour cela les statistiques des conseils de prud'hommes rassemblées en particulier par Munoz-Pérez et Serverin (2005), notamment sur les probabilités de gagner pour les salariés, sur les comportements des salariés et des employeurs en matière de représentation ou d'assistance par un tiers, ou encore sur la durée des procédures.

A défaut de tester empiriquement l'hypothèse de comportements de substitution entre modalités de licenciement selon le risque judiciaire de chacune d'entre elles, quelques travaux empiriques font apparaître un impact de la présence du système juridique sur l'utilisation d'un type d'emploi plutôt qu'un autre. Par exemple, sur données américaines et dans la perspective d'étudier l'impact de l'adoption par certains Etats des exceptions à la doctrine de l'« employment-at-will », Miles (2000) et Autor (2003) font apparaître un effet positif de ces lois sur l'utilisation de l'emploi temporaire et de la sous-traitance. Autor (2003) estime par exemple que l'« implied contract exception » expliquerait environ 20% de la croissance de l'emploi temporaire observée entre 1973 et 1995 et entre 365 000 et 530 000 travailleurs supplémentaires sous-traités en 2000. Sur données françaises cette fois, Bourreau-Dubois et *al.* (2011) analysent l'impact du risque de contentieux prud'homal en matière de licenciements sur le recours aux CDD dans les années 2000. Les auteurs trouvent un lien positif entre le risque prud'homal (mesuré par deux indicateurs : indice de conflictualité et

taux de jugements) et le recours aux CDD mais l'effet est d'assez faible ampleur (élasticité de 0,1 à 0,2) et reste sensible aux modifications des estimations économétriques. Ces études suggèrent ainsi l'idée qu'en augmentant le coût de séparation des emplois permanents (CDI en France), le risque judiciaire a un impact plus large sur le comportement des entreprises : l'arbitrage en termes de coûts ne concernerait pas seulement les modalités de séparation des emplois permanents (motifs du licenciement), mais aussi les types d'emplois disponibles (emplois permanents ou temporaires, sous-traitance).

La difficulté d'associer des données relatives à la contestation du licenciement selon le motif et des informations détaillées sur l'utilisation des licenciements par les employeurs pourrait être une autre explication à l'absence d'application empirique de ces modèles théoriques. Dans le cas de la France, la complexité du dénombrement des licenciements rend plus difficile et moins précis le calcul des taux de recours aux deux motifs du licenciement (Serverin et Valentin, 2009). En outre, si les données sur le contentieux sont exhaustives, elles ne sont que peu informatives. Par exemple, Bourreau-Dubois et *al.* (2011) précisent qu'ils n'ont pu distinguer les contentieux relatifs aux ruptures du CDI de ceux relatifs aux ruptures de CDD.

Ainsi, en synthétisant ces deux types de littérature théorique et empirique, nous pouvons faire apparaître comment les coûts d'ajustements, pris dans leur sens le plus large, influent d'une part sur les flux d'emploi et d'autre part sur le choix de la modalité de séparation. C'est dans cette lignée que nous étudions l'impact de l'introduction de la rupture conventionnelle sur ces deux types de décision de l'employeur, car la création de cette modalité supplémentaire de rupture du CDI semble influencer sur le niveau des coûts de séparation pour les entreprises et la difficulté de séparation.

2 La rupture conventionnelle comme nouveau mode de rupture facilitant les séparations et diminuant leur coût

L'introduction de la rupture conventionnelle est devenue la troisième modalité de rupture du CDI au cours de l'année 2008, à côté du licenciement et de la démission (2.1). Elle peut s'apparenter à une baisse des coûts et à une plus grande facilité de séparation pour les employeurs, par rapport à l'autre mode de rupture du CDI dont ils sont décisionnaires, le licenciement (2.2). Au regard des résultats des modèles théoriques, on peut alors s'attendre à plusieurs conséquences de l'apparition de la RC, notamment sur le choix de l'employeur du mode de séparation utilisée et sur les mouvements de main-d'œuvre et d'emplois (2.3).

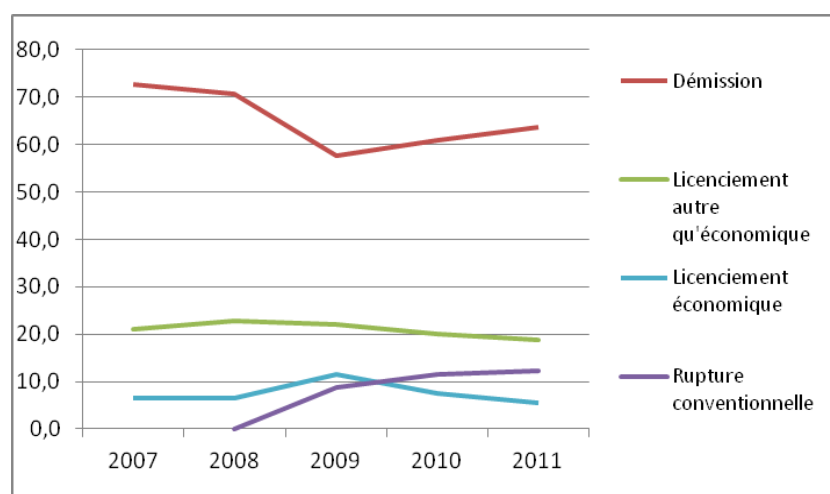
2.1 La rupture conventionnelle comme troisième modalité de rupture du CDI

Jusqu'en août 2008, il existait deux modalités juridiques pour mettre fin à un contrat à durée indéterminée liant un salarié à une entreprise : la démission et le licenciement. La première se base sur une décision volontaire du salarié de quitter son emploi, et par conséquent n'engendre aucun coût pour l'entreprise. En revanche, le licenciement s'effectue sur une décision de l'employeur qui doit alors mettre en place une procédure spécifique, définie

légalement, et payer des indemnités de licenciement dont le montant est inscrit dans la loi ou les conventions collectives. Selon le motif du licenciement (économique ou personnel), les procédures peuvent être différentes, avec par exemple des règles supplémentaires à suivre dans le cadre du licenciement économique. Dans le courant de l'année 2008, et suite à des négociations entre les partenaires sociaux, la loi inscrit la RC comme une troisième modalité de rupture du CDI.

Encadré 1 : La diffusion croissante de la rupture conventionnelle parmi les modalités de rupture du CDI

Plusieurs indicateurs peuvent caractériser l'utilisation de la RC par les établissements. Tout d'abord, le taux de RC rapporte le nombre de ruptures conventionnelles signées dans l'année par l'ensemble des établissements à l'effectif salarié moyen de ces établissements. Il était de 1,3 % en 2011, ce qui le plaçait entre le taux de licenciement économique (0,6 %) et le taux de licenciement pour motif personnel (2 %). A partir de ces taux, on peut ensuite construire la répartition des modalités de rupture du CDI entre les démissions, les licenciements (motif économique et motif personnel) et les ruptures conventionnelles. Le graphique suivant retrace cette répartition entre 2007 et 2011.



Source : Calculs de l'auteur à partir des taux de sorties des EMMO-DMMO, Dares.
 Champ : établissements d'au moins un salarié du secteur concurrentiel (hors agricole) de la France métropolitaine.

On constate ainsi que la part des ruptures conventionnelles dans les sorties du CDI (démission, licenciements et RC) augmente rapidement entre 2008 et 2010 pour atteindre plus de 10% des sorties de CDI en 2011 et dépasser la part des licenciements économiques.

La RC est présentée comme une rupture décidée d'un commun accord entre l'employeur et le salarié, autrement dit d'une initiative commune. Elle n'a ainsi pas à être motivée, contrairement au licenciement, ce qui lui donne un attrait pour les employeurs. Du côté du salarié, celui-ci peut bénéficier de l'assurance chômage et d'indemnités de rupture équivalentes aux indemnités de licenciement, contrairement à la démission. Par ailleurs, elle est encadrée par une procédure formelle : possibilité d'être assisté par un tiers, délai de rétractation de quinze jours, et enfin homologation de la convention par les unités territoriales (anciennement directions départementales du travail, de l'emploi et de la formation

professionnelle). Les objectifs qui ont entourés sa création étaient d'une part la recherche d'une meilleure sécurisation juridique de la rupture du CDI permise notamment par le formalisme procédural et l'initiative commune ; et d'autre part, de remplacer les « faux licenciements » (ruptures négociées ou licenciement avec transaction) (cf. Berta et *al.*, 2012).

2.2 *La rupture conventionnelle : une baisse relative du coût de séparation par rapport au licenciement et une plus grande facilité de séparation*

La question de la sécurisation juridique recherchée avec ce nouveau mode de séparation est ici cruciale et renvoie aux arguments théoriques présentés précédemment. Tout d'abord, si l'on s'appuie sur l'indicateur de la législation sur la protection de l'emploi (LPE) construit par l'OCDE afin de mesurer le degré de rigueur des règles encadrant les relations de travail, il est possible de considérer que la RC facilite la rupture des CDI. En effet, plusieurs composantes sont distinguées dans le sous-indicateur de la réglementation des licenciements individuels (cf. Venn, 2009) : les « inconvénients procéduraux » (procédure de notification du licenciement, délai de notification), la durée du préavis et le montant des indemnités, et enfin la difficulté de licencier (définition du licenciement justifié ou injustifié, durée de la période d'essai pendant laquelle l'employeur n'est pas soumis aux règles de licenciement, indemnités de licenciement injustifié, possibilité de réintégration après un licenciement injustifié, et délai maximum pour contester un licenciement auprès des tribunaux). La RC vient alors modifier plusieurs éléments par rapport à la législation des licenciements : si les indemnités de départs doivent être équivalentes à celles d'un licenciement, il n'y a pas de préavis obligatoire (15 jours suffisent entre la signature de l'accord de rupture et l'effectivité de la rupture). De plus, la définition d'une « rupture conventionnelle injustifiée » n'a pas de sens *a priori* étant donné qu'elle n'a pas à être motivée. En réalité, la contestation d'une RC jugée abusive pour le salarié semble d'autant plus complexe à démontrer que la rupture repose sur le commun accord des deux parties et sur des garanties procédurales qui entourent cet accord (Berta et *al.*, 2012). Enfin, le délai pour contester la RC est bien inférieur à celui d'un licenciement (un an *versus* cinq ans pour le motif personnel). Ainsi, la RC semble venir assouplir la législation sur les ruptures des CDI en diminuant notamment la difficulté de séparation pour l'employeur, principalement par le biais d'une probabilité plus faible d'être contestée par le salarié. Son introduction pourrait donc faciliter les séparations et réduire les coûts de séparation, à travers la diminution de la composante incertaine des coûts liée à la possibilité que la rupture soit considérée comme injustifiée.

2.3 *La formulation des hypothèses sur l'impact de la RC sur le comportement des employeurs*

Au regard des modèles théoriques présentés précédemment, on peut s'attendre à deux types d'effet de l'introduction de la RC dans le paysage des modalités de rupture du CDI.

D'une part, le premier effet renvoie aux substitutions possibles entre la RC et les autres modalités de rupture déjà existantes. L'existence de certaines de ces substitutions, entre RC et licenciement, découlent directement des modèles théoriques de négociation (cf. 1.2). En effet, dans la lignée de ces modèles, la diminution du risque pour l'employeur d'être confronté à une rupture injustifiée pourrait réduire le coût global de la rupture (même si cette baisse est contrainte par le seuil du minimum légal) et conduire l'employeur à substituer des

licenciements au profit des RC. A côté de cela, une autre substitution peut émerger si l'on considère le comportement du salarié. De par certaines caractéristiques, la RC peut sembler plus avantageuse pour le salarié par rapport à une démission, car ce dernier peut obtenir des indemnités de rupture et avoir accès à des indemnités chômage. Nous pouvons alors formuler une première *hypothèse H1* qui a trait à ces deux types de substitutions : en diminuant le risque que la rupture soit reconnue comme injustifiée, une substitution entre la RC et le licenciement (quelque soit le motif) pourrait apparaître, alors qu'en raison des avantages liées à la RC pour le salarié, une substitution avec les démissions pourrait également être attendue. D'autre part, d'après les résultats des modèles théoriques intertemporels de demande de travail et d'appariement (cf. 1.1), une baisse des coûts de séparation pourrait avoir un impact positif sur les flux d'emploi et de main-d'œuvre. Cependant, l'impact global sur l'emploi reste difficilement prévisible, comme on a pu le voir avec ces modèles. Une deuxième *hypothèse H2* peut alors être émise : en diminuant le coût de la séparation, la RC facilite les séparations, autrement dit on peut s'attendre à une hausse globale des sorties d'emploi, mais aussi plus spécifiquement à une augmentation des créations et des destructions d'emplois.

Cependant, nous sommes confrontés à deux éléments qui nous conduisent à préciser ces hypothèses et à reformuler l'une d'entre elles (*H2*).

Premièrement, la RC est introduite en pleine période de crise économique, ce qui entraîne des évolutions particulières de chaque modalité de rupture, ainsi que des taux d'entrée et de sortie. Lors de retournements conjoncturels de manière générale, il apparaît que les recours aux licenciements pour motif personnel (LMP) et aux démissions ont tendance à diminuer, alors que le recours aux licenciements pour motif économique (LME) à augmenter. De même, les sorties de main-d'œuvre dans les entreprises vont avoir tendance à augmenter, alors que les entrées tendront à diminuer, en particulier pour les flux de CDI (Ettouati, 2011). Ces évolutions particulières doivent donc être prises en compte dans le cas où l'introduction de la RC les modifie.

Deuxièmement, étant donné que notre approche se fonde sur des comportements microéconomiques et, ainsi, sur la comparaison de deux groupes d'entreprises fonction de leur utilisation ou non de la RC, une partie de l'hypothèse *H2* doit être reformulée. En effet, l'hypothèse selon laquelle faciliter les séparations permettrait d'accroître les créations d'emplois (l'entreprise créerait plus facilement un emploi à une période parce qu'elle sait qu'elle pourra le supprimer plus facilement ultérieurement) ne peut être testée à partir de la comparaison des comportements de création d'emplois des entreprises qui utilisent la RC et celles qui ne l'utilisent pas. La RC est une mesure qui peut être utilisée par les entreprises à une période future sans qu'elle n'ait été forcément utilisée lors de sa mise en place, ce qui rend son évaluation plus complexe que celle de mesures qui ne s'adressent qu'à un sous-ensemble d'individus ou que pour une période donnée (comme un programme de formation par exemple). Ici, une entreprise qui n'utilise pas la RC en 2009 mais embauche un salarié cette même année, peut éventuellement le faire parce qu'elle sait qu'elle pourra s'en séparer plus facilement dans le futur en utilisant la RC. Ainsi, nous ne pouvons pas attendre de spécificités en matière de création d'emplois des entreprises selon qu'elles ont ou non utilisé la RC en 2009. Toutefois, nous exploitons quand même cette variable de création d'emplois en la reliant à l'utilisation du LME (cf. *infra*).

Finalement les hypothèses testées sont ainsi reformulées.

L'hypothèse H1 sur les comportements de substitution entre modalités de rupture du CDI peut être décomposée en deux sous-hypothèses :

- *H1a* : sont considérés ici les taux de LMP, LME et démission¹², et leur dynamique d'évolution entre 2008 et 2009. Comme la RC a été introduite dans une année de crise économique, on peut s'attendre, dans le cadre de comportements de substitution, à une baisse plus forte des taux de LMP et de démission dans les entreprises utilisatrices de la RC et au contraire à une hausse moins forte du taux de LME.

- *H1b* : en se focalisant sur la seule hypothèse de substitution avec les LME, celle-ci pourrait également être testée à partir de l'évolution du taux de création d'emplois. En effet, une baisse plus forte du taux de création d'emplois pourrait apparaître dans le cas d'une telle substitution, car les entreprises ne devraient pas créer d'emplois après un licenciement économique¹³, contrairement à ce qui serait le cas pour une démission ou un LMP. Par conséquent, si les entreprises utilisatrices de la RC ont une baisse plus forte des créations d'emplois alors cela peut signifier qu'en l'absence de la RC, elles auraient utilisé le LME.

Comme l'assertion théorique sur les créations d'emplois ne peut être testée, nous reformulons également *l'hypothèse H2* en la séparant en deux tests :

- *H2a* : la facilité de séparation induite par l'introduction de la RC devrait entraîner une hausse du taux de sortie de CDI, voire du taux de sortie global et du taux de sortie hors transferts et fins de CDD.

- *H2b* : cette facilité de séparation peut se traduire également par une facilité de destruction des emplois (sorties non compensées par des entrées). Par conséquent, on peut s'attendre à une hausse plus forte du taux de destruction d'emplois dans les entreprises utilisatrices de la RC, ainsi qu'une baisse plus forte du taux d'évolution de l'emploi tel que nous l'avons défini.

Nous testons ces hypothèses sur un échantillon d'entreprises construit à partir de l'appariement de deux bases de données portant sur les mouvements de main-d'œuvre des établissements et sur les comptes de résultats des entreprises. Nous utilisons pour cela une méthode d'estimation en doubles différences, après un appariement sur score de propension des entreprises qui n'ont pas utilisé la RC avec celles qui l'ont utilisée.

3 L'analyse empirique de l'introduction de la RC : données et méthodes

Pour tester ces hypothèses, nous utilisons un échantillon d'entreprises de 10 salariés et plus construit à partir de l'appariement de deux bases de données : les EMMO-DMMO et les EAE-Esane. Les entreprises présentes dans cet échantillon peuvent ainsi être caractérisées à la fois par des indicateurs de mouvements de main-d'œuvre et d'emploi et par des indicateurs économiques (3.1). Comme l'apparition de la RC peut se rapprocher d'une situation quasi-

¹² Nous définissons plus précisément ces taux de modalités de rupture dans la sous-partie 3.1.2.

¹³ Le droit stipule une interdiction d'embauche sur le même poste ayant fait l'objet d'un LME pendant 6 mois.

expérimentale pour analyser les effets de la législation en matière de séparations sur les comportements des employeurs, nous pouvons recourir à une méthode de doubles différences (dérivée du modèle canonique d'évaluation de Rubin, 1974). Cependant, parce que toutes les entreprises peuvent avoir accès à la RC et que son utilisation relève pour partie d'un choix des entreprises, l'utilisation de la méthode des doubles différences est complétée ici par un appariement sur score de propension (3.2).

3.1 La construction de l'échantillon d'entreprises et des variables d'intérêt

Après avoir présenté la base de données issue de l'appariement des EMMO-DMMO et des Enquêtes Annuelles d'Entreprises (EAE-Esane), nous décrivons brièvement les particularités de l'échantillon d'entreprises ainsi obtenu (3.1.1), puis indiquons les variables d'intérêt utilisées pour l'estimation des doubles différences et les indicateurs économiques permettant de caractériser la situation économique des entreprises (3.1.2).

3.1.1 Un échantillon d'entreprises réunissant informations sur les mouvements de main-d'œuvre et indicateurs économiques

L'appariement entre les données d'établissements sur les mouvements de main-d'œuvre (EMMO-DMMO) et celles comptables et financières des entreprises (EAE) permet d'obtenir une base de données qui réunit des indicateurs sur la gestion de la main-d'œuvre, sur les flux d'emploi et des indicateurs de performances économiques. La première base de données est constituée par la fusion entre les EMMO (Enquêtes trimestrielles sur les mouvements de main-d'œuvre) et les DMMO (Déclarations mensuelles des mouvements de main-d'œuvre) qui ne concernent pas les mêmes tailles d'établissements, moins de 50 salariés pour les EMMO et 50 salariés et plus pour les DMMO. Elle réunit des informations mensuelles ou trimestrielles sur les entrées (type de contrat) et les sorties (motifs) des établissements de France métropolitaine. La seconde base, les enquêtes annuelles d'entreprises (EAE, devenues Esane-Fare à partir de 2008), est une enquête obligatoire, effectuée chaque année dans l'ensemble des secteurs de l'économie. Elles rassemblent des informations économiques et financières des comptes de résultats des entreprises, généralement de plus de 20 salariés (le seuil d'interrogation diffère selon les secteurs).

Encadré 2 : Les étapes de l'appariement des deux bases de données

L'appariement entre les deux sources mobilisées pose trois difficultés principales. La première porte sur le niveau d'interrogation qui diffère selon les deux sources : entreprise pour les EAE-Esane et établissement pour les EMMO-DMMO. La seconde tient aux différences de temporalité : annuelle pour les EAE-Esane, trimestrielle pour les EMMO et mensuelle pour les DMMO. La troisième concerne les champs sectoriels et de tailles d'effectifs qui ne sont pas tout à fait les mêmes (secteurs concurrentiels hors agriculture pour les EMMO-DMMO ; tous secteurs pour les EAE-Esane).

Pour répondre à ces problèmes d'appariement, nous avons effectué des choix qui peuvent expliquer, entre autres, que la base ainsi construite perd en représentativité de l'ensemble des entreprises françaises. Tout d'abord, la base de données est construite sur le niveau entreprise, c'est-à-dire que les informations issues des EMMO-DMMO des établissements sont agrégées au niveau entreprise. Ensuite, ces mouvements de main-d'œuvre sont annualisés pour pouvoir les

comparer aux indicateurs économiques annuels construits à partir des EAE-Esane. Enfin, les diverses étapes de l'appariement conduisent à la suppression des établissements de la base EMMO- DMMO qui ne se retrouvent dans aucune entreprise de la base EAE-Esane et de manière inverse, de certaines entreprises ne s'associant à aucun établissement de la base EMMO-DMMO.

A partir de l'appariement de ces deux bases de données (cf. Encadré 2), nous ne considérons que les entreprises présentes sur quatre années consécutives : 2006 à 2009. Nous obtenons ainsi un échantillon comportant 6 302 entreprises que nous suivons sur ces quatre années (panel cylindré). Cet échantillon n'est pas représentatif de l'ensemble des entreprises françaises. Il est par exemple surreprésenté dans le secteur de l'industrie (presque 50 %) et dans les grandes entreprises (presque 50 % sont des entreprises de 100 salariés ou plus)¹⁴. En outre, les variables de gestion de la main-d'œuvre et des flux d'emploi présentent toutes des niveaux plus faibles que l'ensemble des entreprises françaises (cf. Annexe 1 p. 33).

3.1.2 La construction des variables d'intérêt et des indicateurs de caractérisation des entreprises

Les variables d'intérêt sont choisies pour répondre aux hypothèses que nous avons formulées. Elles sont construites à partir des définitions habituellement rencontrées dans la littérature sur les flux d'emploi et de main-d'œuvre (cf. Annexe 2 p. 34). Par exemple, la construction des variables de flux d'emploi s'appuie sur les définitions des taux de création et de destruction d'emplois telles qu'énoncées par Davis et Haltiwanger (1999). A l'instar de Duhautois (2002), nous utilisons le nombre de salariés présents dans l'entreprise¹⁵ à un moment donné pour mesurer l'emploi. Les créations d'emploi vont alors correspondre à la somme des emplois créés dans les entreprises en croissance, alors que les destructions d'emplois sont égales au nombre total d'emplois perdus dans les entreprises en contraction.

Ces indicateurs sont complétés par des variables caractérisant les flux de main-d'œuvre telles que le calcule la Dares (cf. Ettouati, 2011). Comme les données sur les mouvements de main-d'œuvre se fondent sur des flux entre établissements, une part non négligeable de ces flux est liée à des transferts entre établissements qui ne nous intéressent pas directement ici. En plus du simple taux de sortie, nous avons construit un taux de sortie hors transferts en sortie et hors fin de CDD, ainsi qu'un taux de sortie de CDI, puisque la RC est une rupture du CDI. Quant aux indicateurs de gestion de la main-d'œuvre, ils rassemblent principalement trois variables : le taux de LME, le taux de LMP et le taux de démission. Enfin, un taux d'évolution de l'emploi a été calculé comme le rapport entre la variation annuelle des effectifs sur l'effectif salarié moyen (cf. Carlier, 2009). Il ne correspond donc pas forcément à la différence entre le taux de création des emplois et le taux de destruction des emplois, mais à la différence des flux de main-d'œuvre (cf. la note de bas de page 3 p. 5).

¹⁴ Si l'on considère seulement les entreprises d'au moins 10 salariés en France, le secteur de l'industrie représente moins de 10 % de ces entreprises et les entreprises de 50 salariés et plus n'en représentent qu'environ 17 %.

¹⁵ Ici, comme nous avons apparié une base de données portant sur des établissements et une autre portant sur des entreprises, l'effectif salarié moyen de l'entreprise a été calculé comme la somme des effectifs moyens des établissements composant l'entreprise et présentes dans la base.

A côté de la construction de cet ensemble de variables qui vont constituer nos variables d'intérêt pour l'estimation des doubles différences, nous avons construit des indicateurs économiques permettant de caractériser, de la manière la plus complète possible, les entreprises utilisatrices de la RC et ainsi de pouvoir estimer au mieux le score de propension utile dans la construction de deux groupes d'entreprises semblables (cf. 3.2.2). Ils vont également permettre de contrôler la situation économique des entreprises dans les estimations des doubles différences (variables de contrôle). Il s'agit plus précisément du taux de profit, du taux de croissance du taux de marge, du taux de croissance du chiffre d'affaires, du taux de croissance du taux de profit, du taux de rentabilité économique et du taux de croissance du taux de valeur ajoutée (cf. Annexe 2 p. 34 pour leur définition plus précise). Certaines de ces variables ont ensuite été discrétisées afin de faciliter l'interprétation des résultats et éviter des problèmes de multicolinéarité entre variables. Il est apparu nécessaire d'introduire l'ensemble de ces variables pour caractériser la situation économique des entreprises¹⁶, tout en étant attentif à ne pas introduire de colinéarité entre elles.

De même, les entreprises se caractérisent par des modes de gestion de la main-d'œuvre qui leur sont propres. Dans cette perspective, trois indicateurs sont utilisés. Les deux premiers doivent permettre de prendre en compte le turnover de la main-d'œuvre : le taux de rotation en CDI et le taux de rotation en CDD. Enfin, un indicateur de masse salariale par tête a été construit, en le contrôlant par des variables *proxy* de la structure des emplois par qualification et par âge¹⁷ de sorte que nous l'interprétons comme un indicateur de générosité des pratiques de rémunération salariale.

Enfin, des variables de secteur d'activité et de taille d'effectifs sont bien sûr introduites dans les estimations. On distingue les trois grands secteurs d'activité que sont la construction, le tertiaire marchand et l'industrie, et les trois tailles d'effectifs suivantes : 10-49 salariés, 50-99 salariés et 100 salariés et plus.

3.2 Des estimations en doubles différences après un appariement sur score de propension

La présentation détaillée du modèle d'estimation des doubles différences¹⁸ (3.2.1) permet de comprendre pourquoi il est nécessaire de procéder, en amont, à un appariement sur score de propension des entreprises qui ont choisi de ne pas utiliser la RC avec celles qui ont choisi de l'utiliser (3.2.2).

¹⁶ Ce qui est notamment primordial dans l'étape de construction du groupe de contrôle des entreprises non-utilisatrices de la RC à partir du score de propension, comme nous le verrons par la suite (cf. 3.2.2).

¹⁷ Les EMMO-DMMO ne donnent pas d'information sur le stock d'emploi par qualification, âge ou même sexe. Nous avons par conséquent cherché à estimer la structure des emplois à partir des flux d'emploi, en faisant l'hypothèse que les entreprises qui ont une forte part des mouvements de cadres sont celles qui sont composées en majorité de cadres. Nous avons ainsi construit une répartition des mouvements hors transferts entre établissements et hors CDD par professions et catégories socioprofessionnelles et par âge (par exemple, la part de mouvements des cadres rapporte le nombre des entrées et des sorties des cadres sur le nombre total des entrées et sorties de l'entreprise hors transferts et CDD).

¹⁸ Pour une description détaillée de cette méthode, cf. Fougère (2010) ou Givord (2010). Nous nous appuyons sur ces textes dans notre présentation de la méthode.

3.2.1 L'estimateur des doubles différences

Le principe de la méthode des doubles différences est à la fois de prendre en compte la dimension temporelle, c'est-à-dire la comparaison avant/après la mise en place de la réforme, et la dimension comparative entre un groupe bénéficiaire (« traités ») et un groupe non bénéficiaire (« contrôle ») de la réforme (dans notre cas, nous parlerons d'un groupe d'entreprises utilisatrices de la RC et d'un groupe d'entreprises non-utilisatrices). L'idée centrale est alors de comparer l'évolution de la variable d'intérêt des deux groupes avant et après la réforme, et de considérer que la différence d'évolution de ces deux groupes constitue l'effet de la réforme. Plus précisément, la première différence renvoie à l'évolution de la variable d'intérêt avant et après la réforme pour chacun des groupes. Elle permet d'éliminer les différences initiales qui peuvent exister entre les deux groupes (effets fixes individuels). La seconde différence repose, elle, sur la différence d'évolution entre les deux groupes. Elle permet d'éliminer l'évolution temporelle qui est supposée identique si la mesure n'existait pas (effets temporels communs). Cette dernière hypothèse, de « time-invariance », est généralement considérée comme la plus forte dans la méthode des doubles différences car elle signifie que la variable d'intérêt des deux groupes aurait évolué de la même manière en l'absence de la réforme. L'un des moyens de vérifier cette hypothèse est de regarder si les deux groupes ont une évolution similaire de la variable d'intérêt avant la réforme (de manière graphique ou en appliquant l'estimation des doubles différences sur les années où il n'y a pas eu de réforme de la législation), ce qui nécessite d'avoir plusieurs points de comparaison (mois ou années) avant la mise en place de la mesure.

De manière plus formelle, on suppose que la variable d'intérêt est expliquée par un modèle de la forme suivante :

$$Y_{it} = \gamma + X_{it}\beta + \varepsilon_{it} \quad \text{avec } t = 08 \text{ (pour 2008)} \quad (1)$$

$$Y_{it} = \gamma + X_{it}\beta + \delta T_i + \varepsilon_{it} \quad \text{avec } t = 09 \text{ (pour 2009)} \quad (2)$$

où Y_{it} correspond à la variable d'intérêt de l'entreprise i l'année t , avec $t \in \{08 ; 09\}$; γ est un terme constant ; T_i est une variable indicatrice prenant la valeur de 0 si l'entreprise i n'a pas utilisé la RC en 2009 et 1 si elle l'a utilisée ; X_{it} , un vecteur de variables de contrôle pour chaque entreprise i et chaque période t ; δ , le paramètre mesurant l'effet de la mise en place de la RC sur la variable d'intérêt Y ; et ε_{it} , le terme d'erreur. Ce dernier terme peut se décomposer de la manière suivante : $\varepsilon_{it} = \phi_i + \theta_t + \mu_{it}$, où ϕ_i renvoie à un effet fixe individuel, θ_t représente un effet temporel commun à toutes les entreprises, et μ_{it} une variable aléatoire centrée de moyenne nulle. L'estimateur des doubles différences va alors permettre d'éliminer les deux premières composantes du terme d'erreur, comme nous l'avons expliqué plus haut. Mais il reste deux conditions pour qu'il soit sans biais, comme nous le montrons ci-dessous avec l'équation (3) :

$$\begin{aligned} E(Y_{i09} - Y_{i08} | T_i = 1) - E(Y_{i09} - Y_{i08} | T_i = 0) \\ = \delta \\ + \beta [E(X_{i09} | T_i = 1) - E(X_{i09} | T_i = 0) + E(X_{i08} | T_i = 0) - E(X_{i08} | T_i = 1)] \\ + [E(\mu_{i09} | T_i = 1) - E(\mu_{i09} | T_i = 0) + E(\mu_{i08} | T_i = 0) - E(\mu_{i08} | T_i = 1)] \end{aligned}$$

Pour que l'estimateur des doubles-différences δ mesure effectivement l'effet de l'introduction de la RC sur la variable d'intérêt Y_i , autrement dit qu'il soit sans-biais, il faut que les deuxième et troisième termes de l'équation (3) soient nuls. Plus précisément, le deuxième terme représente les différences de moyenne des variables de contrôle entre les deux groupes pour chaque année. Par conséquent, il faut que l'évolution de ces variables soit la même entre les deux groupes de comparaison pour qu'il soit nul. Le troisième terme renvoie, quant à lui, à la composante aléatoire du terme d'erreur. Il est nul si la répartition des entreprises dans les deux groupes est exogène, c'est-à-dire si la variable indicatrice de traitement T_i est non corrélée avec le terme d'erreur, autrement dit avec aucun des effets individuels. Ainsi, dans le cadre spécifique de notre étude, si on construit les deux groupes d'entreprises selon qu'elles sont utilisatrices ou non-utilisatrices de la RC sans contrôler de leur répartition non-aléatoire, alors l'hypothèse précédente ne serait pas vérifiée. En effet, la constitution de ces deux groupes à partir de leur utilisation effective de la RC n'est pas le produit du hasard, comme cela pourrait être le cas dans une expérience aléatoire contrôlée, car cette utilisation procède d'un choix de la part des entreprises. Cela conduit au fait que cette répartition sera liée à certaines de leurs caractéristiques, créant un biais de sélection. Cela justifie donc le recours, en amont des estimations des doubles différences, à une méthode d'appariement des entreprises non-utilisatrices de la RC aux entreprises utilisatrices à partir d'un ensemble de caractéristiques observables (cf. 3.2.2).

Finalement, l'estimateur des doubles différences est calculé à partir de la régression des moindres carrés ordinaires (MCO) de Y_{it} suivante :

$$Y_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 t_{i,1} + \alpha_2 T_{i,1} + \delta_{Did}(t_{i,1} * T_{i,1}) + X_{it}\beta + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

avec Y_{it} la variable d'intérêt de l'établissement i à une période t ; T_i prenant la valeur de 0 si l'entreprise appartient au groupe des non-utilisatrices de la RC et 1 si elle appartient au groupe des utilisatrices ; et t_i prenant la valeur de 0 pour l'année 2008 et la valeur de 1 pour 2009.

L'année 2008 a été choisie comme l'année de référence, c'est-à-dire avant la mise en place de la réforme. Il faut cependant rappeler que la RC est apparue au milieu de l'année 2008, mais que moins de 1% de notre échantillon d'entreprises l'ont utilisée cette année-là. Nous avons alors choisi de les enlever de notre échantillon et de garder 2008 comme année de référence car l'année 2007 pose problème dans la mesure où le contexte de la crise économique de 2008 a fortement impacté l'évolution des variables d'intérêt et induit une différence conjoncturelle plus forte quand on compare 2007 à 2009.

3.2.2 L'identification du groupe de contrôle des entreprises non-utilisatrices : utilisation de la méthode d'appariement sur score de propension

Pour résoudre le problème du biais de sélection présent en raison de la répartition non-aléatoire (ou non-exogène) des entreprises selon leur utilisation de la RC, nous avons choisi de considérer les entreprises qui ont utilisé la RC comme le groupe traité, puis nous avons cherché pour chacune de ces entreprises un contrefactuel, c'est-à-dire une entreprise ayant les mêmes caractéristiques observables mais qui n'a pas utilisé la RC. Nous utilisons une

méthode d'appariement sur score de propension pour constituer ce groupe d'entreprises non utilisatrices de la RC qui fera office de groupe de contrôle dans notre étude¹⁹.

Selon la propriété mise en évidence par Rosebaum et Rubin (1983), l'indépendance conditionnelle à des observables implique l'indépendance conditionnelle au score de propension : $Y_0 \perp T|X \implies Y_0 \perp T|P(X)$, avec Y_0 la valeur d'intérêt potentielle. Cela permet d'apparier les entreprises, non pas sur l'ensemble des variables de conditionnement, mais seulement sur leur score de propension qui apparaît comme le résumé de cet ensemble de variables observables. Cette méthode d'appariement permet donc de résoudre le problème d'une distinction entre deux groupes d'entreprises qui diffèrent uniquement selon des caractéristiques observables. Finalement, l'appariement sur score de propension va donc permettre de rendre les caractéristiques observables des entreprises qui sont censées expliquer le choix d'utiliser la RC ou non (T), indépendantes de la variable d'intérêt potentielle (Y_0).

La première étape de l'appariement est le calcul du score de propension. Celui-ci est réalisé à partir d'une spécification logistique qui estime, dans notre cas, la probabilité d'avoir signé au moins une RC en 2009. Les variables utilisées dans le logit sont choisies en fonction de l'impact qu'elles peuvent avoir à la fois sur la probabilité d'utiliser la RC et sur les variables d'intérêt utilisées dans l'estimation des doubles différences. Il faut, en résumé, trouver les variables nécessaires à l'obtention de la propriété d'indépendance conditionnelle. De plus, il faut prêter attention au fait que ces variables doivent être mesurées avant la mise en place de la réforme pour éviter des problèmes d'endogénéité. Finalement, les capacités de prédiction du modèle peuvent être évaluées à partir des tests habituels de la concordance des probabilités prédites.

Ensuite, une deuxième étape consiste en la vérification de l'existence d'un support commun entre les distributions du score de propension des deux groupes, faute de quoi l'appariement ne peut pas s'effectuer. Pour obtenir un support commun assez large, il ne faut donc pas que la spécification du logit soit la meilleure possible. Deux types de méthodes existent pour valider cette condition du support commun : soit on ne garde que la plage de densité commune aux deux groupes (méthode du min-max), soit on exclut les minima et maxima de la distribution du score de propension (méthode du trimming ou écrémage). Ici, nous avons choisi d'effectuer les deux méthodes avec un seuil d'exclusion de 10% des minima et maxima (plage de score allant de 0,1 à 0,9).

Enfin, l'appariement s'effectue à partir de différentes méthodes ou algorithmes (plus proche voisin, noyau de Kernel, radius, etc.). Nous avons choisi d'utiliser la méthode du plus proche voisin à partir de la macro SAS de Greedy décrite dans Parsons Lori (2001). Il doit ainsi conduire à la constitution de deux groupes d'entreprises similaires au regard d'un ensemble de caractéristiques observables. Pour vérifier que l'appariement a atteint cet objectif (propriété d'équilibrage du score de propension ou « balancing property »), il est nécessaire

¹⁹ Cette méthode d'appariement permet ainsi de résoudre uniquement le problème d'une distinction entre deux groupes d'entreprises qui diffèrent selon des caractéristiques observables.

de procéder à un dernier test. Pour cela, il est possible d'utiliser un test d'égalité des moyennes entre les deux groupes d'entreprises après appariement sur un ensemble de variables observables (méthode du *t-test*, cf. Rosenbaum et Rubin, 1985). La validité du test peut alors donner lieu à des changements de spécification du logit (notamment au niveau de la caractérisation économique des entreprises) jusqu'à ce qu'il ne reste plus de différences significatives de moyennes entre les deux groupes.

4 Les résultats de l'analyse économétrique

Dans une première étape, le calcul du score de propension consiste à estimer la probabilité pour une entreprise d'avoir conclu au moins une RC dans l'année, à partir d'un modèle logit dont nous commentons les résultats. Nous vérifions également que ces deux groupes d'entreprises sont bien semblables au regard d'un ensemble de caractéristiques observables (4.1). Nous présentons ensuite les estimateurs des doubles différences pour deux groupes de variables d'intérêt, afin d'analyser les effets de l'introduction de la RC sur le comportement des entreprises en matière d'emploi et de choix de la modalité de séparation utilisée (4.2).

4.1 Le calcul du score de propension : l'estimation de la probabilité d'utiliser la rupture conventionnelle en 2009

Outre des variables traditionnelles caractérisant les entreprises (taille d'effectifs et secteur d'activité), des variables de gestion de la main-d'œuvre ont été introduites dans l'estimation du score de propension²⁰. La situation économique de chaque entreprise est également caractérisée ici à travers six variables : le taux de profit en 2008 (discrétisé), le taux de rentabilité économique en 2008, le taux de croissance du taux de marge (discrétisé), le taux de croissance du chiffre d'affaires (discrétisé), le taux de croissance du taux de VA (discrétisé) et le taux de croissance du taux de profit²¹. Les statistiques descriptives relatives à ces variables sont présentées en Annexe 3 p. 35 (colonne avant appariement) et montre, comme on pouvait s'y attendre avec le contexte économique difficile des années 2008-2009, que les entreprises sont caractérisées dans l'ensemble par des indicateurs économiques en baisse sur cette période.

Les résultats du logit (Tableau 1 ci-dessous) montrent tout d'abord qu'une entreprise de petite ou moyenne taille (moins de 100 salariés) a une probabilité plus faible d'avoir conclu une RC en 2009, de même pour une entreprise appartenant au secteur du tertiaire marchand par rapport à une entreprise du secteur industriel.

Ensuite, au regard des variables de gestion des ressources humaines, il semble tout d'abord, que plus l'entreprise avait un taux de rotation en CDI élevé en 2008, plus sa probabilité de

²⁰ Pour éviter un biais d'endogénéité, il est préférable de ne pas introduire directement les variables de taux de LME, de LMP et de démission, même en *t-1*, dans l'estimation du score de propension, car elles seront utilisées comme variable d'intérêt dans les estimations des doubles différences.

²¹ Seules ces variables ont été retenues car les autres variables économiques que nous avons construites n'étaient pas significatives ou trop corrélées avec celles déjà présentes, comme par exemple le taux de croissance du taux de rentabilité économique, le taux du résultat courant avant impôt rapporté au chiffre d'affaires, etc.

conclure une RC en 2009 est grande. C'est l'inverse pour le taux de rotation en CDD : plus il était élevé en 2008, moins l'entreprise conclura de RC en 2009. Cela peut suggérer une différence de pratiques de gestion des ressources humaines selon que l'entreprise est utilisatrice ou non de CDD : si elle l'est, elle peut avoir un recours plus faible au CDI et ainsi préférer ajuster ses effectifs prioritairement en mettant fin aux CDD. Enfin, plus la masse salariale par tête (en log) était importante en 2008, plus la probabilité pour une entreprise de conclure une RC est forte. Autrement dit, ce sont dans les entreprises qui rémunèrent fortement leurs salariés (tout du moins l'année précédente) où la probabilité de signer une RC est la plus forte. Ce résultat peut soit s'interpréter dans une logique de coût du travail trop élevé, soit il peut rester un effet qualification et/ou âge malgré le contrôle effectué sur la structure des mouvements d'emploi par PCS et âge. Dans ce dernier cas, ce serait alors les entreprises qui comportent le plus de cadres ou de salariés âgés qui auraient l'utilisation de la RC la plus importante.

Enfin, concernant les indicateurs économiques, les résultats vont plutôt dans le sens où les entreprises qui ont une situation économique dégradée ont plus de probabilité de conclure une RC. En effet, avoir un chiffre d'affaire en hausse par rapport à l'année précédente diminue la probabilité d'avoir conclu une RC avec un salarié ; alors que de l'autre, avoir un taux de croissance du taux de marge négatif ou nul augmente la probabilité de conclure une RC. Cependant, l'effet du taux de croissance du taux de VA entre 2008 et 2009 vient nuancer les résultats précédents car il ressort que si ce taux de croissance est positif, alors la probabilité de conclure une RC est plus forte. Néanmoins, ce résultat ne signifie pas forcément que ce sont des entreprises en bonne santé économique qui concluent plus de RC car avoir un taux de croissance positif peut aussi provenir d'un effet mécanique dû à un niveau faible du taux de VA l'année 2008. Les entreprises peuvent donc être caractérisées par une situation économique moyenne par rapport aux autres entreprises malgré un taux de croissance positif. Enfin, les variables de taux de profit en 2008, de taux de rentabilité économique en 2008 et de taux de croissance du taux de profit entre 2008 et 2009 ne semblent pas avoir un effet significatif sur la probabilité de conclure une RC en 2009.

Tableau 1 : Probabilité d'avoir conclu une rupture conventionnelle en 2009

	Coefficient	Ecart-type
Constante	-3,7929***	0,3801
Taille d'effectifs en 2008		
10-49 salariés	-0,6747*	0,3543
50-99 salariés	-0,4128***	0,0608
100 salariés et plus	ref	
Secteur d'activité en 2008		
Construction	-0,1320	0,1209
Tertiaire marchand	ref	
Industrie	0,2164***	0,0714
Taux de profit en 2008		
Négatif ou nul	ref	
Positif	-0,0537	0,0716
Taux de croissance du taux de marge entre 2008 et 2009		
Négatif ou nul	0,2656***	0,0923
Positif et inférieur au q3	ref	
Positif et supérieur au q3	0,1650	0,1022
Taux de croissance du chiffre d'affaires entre 2008 et 2009		
Négatif ou nul	ref	
Positif	-0,2219***	0,0721
Taux de croissance du taux de profit entre 2008 et 2009	-0,000005	0,00002
Taux de rentabilité économique en 2008	0,0000005	0,000003
Taux de croissance du taux de VA entre 2008 et 2009		
Négatif ou nul	ref	
Positif	0,1261**	0,0638
Taux de rotation en CDI en 2008	0,0021*	0,0011
Taux de rotation en CDD en 2008	-0,0023**	0,0011
Log de la masse salariale par tête en 2008	0,7191***	0,0956
Répartition des mouvements hors transferts et hors CDD par PCS (2008)		
Cadres	0,0067***	0,0014
Professions intermédiaires	0,0063***	0,0015
Employés	-0,0009	0,0014
Ouvriers	ref	
Répartition des mouvements hors transferts et hors CDD par âge (2008)		
Jeunes	-0,0003	0,0015
30-49 ans	ref	
50 ans et plus	-0,0041**	0,0018
Nombre d'observations	6 302	
Valeur de la variable de réponse		
A conclu au moins une rupture conventionnelle	1 793	
N'a pas conclu de rupture conventionnelle	4 509	
Pourcentage concordant entre les probabilités prédites et les réponses observées	65,7%	

Source : EMMO-DMMO et EAE, calculs de l'auteur.

Champ : Entreprises de 10 salariés et plus du secteur marchand hors agriculture.

*** : significativité à 1 % ; ** : significativité à 5 % ; * : significativité à 10 %.

Note : Modèle logit estimant la probabilité d'avoir conclu au moins une RC au cours de l'année (1 : a conclu, 0 sinon).

Ainsi, alors que le score de propension a été calculé sur un échantillon initial de 6 302 entreprises (réparti en 1 793 entreprises ayant utilisé la RC en 2009 et 4 509 entreprises ne l'ayant pas utilisée), nous arrivons après appariement à un échantillon global de 3 520 entreprises répartis en deux groupes de 1 760 entreprises²². Les différentes étapes de

²² 27 entreprises utilisatrices ont ainsi été supprimées car leur score de propension n'était pas dans la plage de densité commune aux deux groupes, il était soit trop faible, soit trop élevé (méthode du min-max).

l'appariement ont donc conduit à la suppression de 2 782 entreprises, dont 2 749 non-utilisatrices de la RC qui ne constituaient pas un contrefactuel assez proche d'une entreprise utilisatrice, c'est-à-dire dont le score de propension n'était pas assez proche. L'écrémage du support commun (plage de valeurs de la distribution des scores de propension comprise entre 0,1 et 0,9) a également supprimé 6 entreprises dans chacun des deux groupes. Cette étape de l'appariement a ainsi permis de trouver une entreprise « jumelle » qui n'a pas utilisé la RC à une entreprise qui l'a utilisée. Finalement, les tests d'égalité des moyennes et des fréquences permettent de vérifier que le groupe des entreprises utilisatrices de la RC est semblable au groupe des entreprises non-utilisatrices ainsi apparié. Le tableau en Annexe 3 p. 35 met en évidence une absence de différence significative des moyennes des variables ayant servi au calcul du score de propension entre les deux groupes. Les tests ont également été effectués sur d'autres variables économiques²³ créées à partir d'informations disponibles dans la base de données. Sur cet ensemble d'autres variables, seules les moyennes de la marge commerciale et du chiffre d'affaires sont significativement différentes entre les deux groupes après l'appariement sur le score de propension.

Au-delà de l'égalité des moyennes observée pour certaines variables économiques entre les deux groupes d'entreprises après l'appariement, nous avons également souhaité vérifier qu'il n'y ait pas de différence d'évolution de la situation économique de ces entreprises. Les entreprises doivent en effet être soumises aux mêmes évolutions et chocs économiques, afin que ce ne soit pas de telles différences qui puissent expliquer les résultats finaux (estimateurs des doubles différences). Les graphiques en Annexe 4 p. 36 montrent que les deux groupes d'entreprises semblent connaître des évolutions similaires pour la médiane des six indicateurs économiques utilisés dans le calcul du score de propension.

A partir de ces deux groupes d'entreprises ainsi formés, nous pouvons estimer les doubles différences sur un ensemble de variables de gestion des ressources humaines, puis sur des variables de flux d'emploi et de main-d'œuvre.

4.2 Les résultats des estimateurs des doubles différences

Nous présentons d'abord, à partir de représentations graphiques, les résultats obtenus des doubles-différences estimés sans prendre en compte des variables de contrôle (4.2.1) ; puis les résultats issus des régressions des moindres carrés ordinaires (MCO) incluant des variables de contrôle (4.2.2).

²³ Production, valeur ajoutée, chiffre d'affaires, excédent brut d'exploitation, résultat d'exploitation, résultat financier, RCAI, résultat exceptionnel, résultat net, marge commerciale, taux de VA, part de marché, rentabilité commerciale, taux de marge brute, taux d'investissement, frais financiers, part des dépenses salariales, part de la rémunération du travail, part de la rémunération du capital, intensité capitaliste, taux de profit, taux de rentabilité économique, part des exportations dans le CA, taux de croissance du chiffre d'affaires, taux de croissance du RCAI, taux de croissance du taux de marge, taux de croissance du taux de profit, taux de croissance du taux de rentabilité économique, taux du rapport RCAI/CA, taux de croissance du résultat net, taux de croissance de l'intensité capitaliste, évolution de la production, évolution du CA, pouvoir de marché, taux de profit en 2008, taux de VA en 2008, taux de rentabilité économique en 2008, taux de marge brute en 2008, rémunération des actionnaires en 2008, taux du rapport RCAI/CA en 2008, pouvoir de marché en 2008.

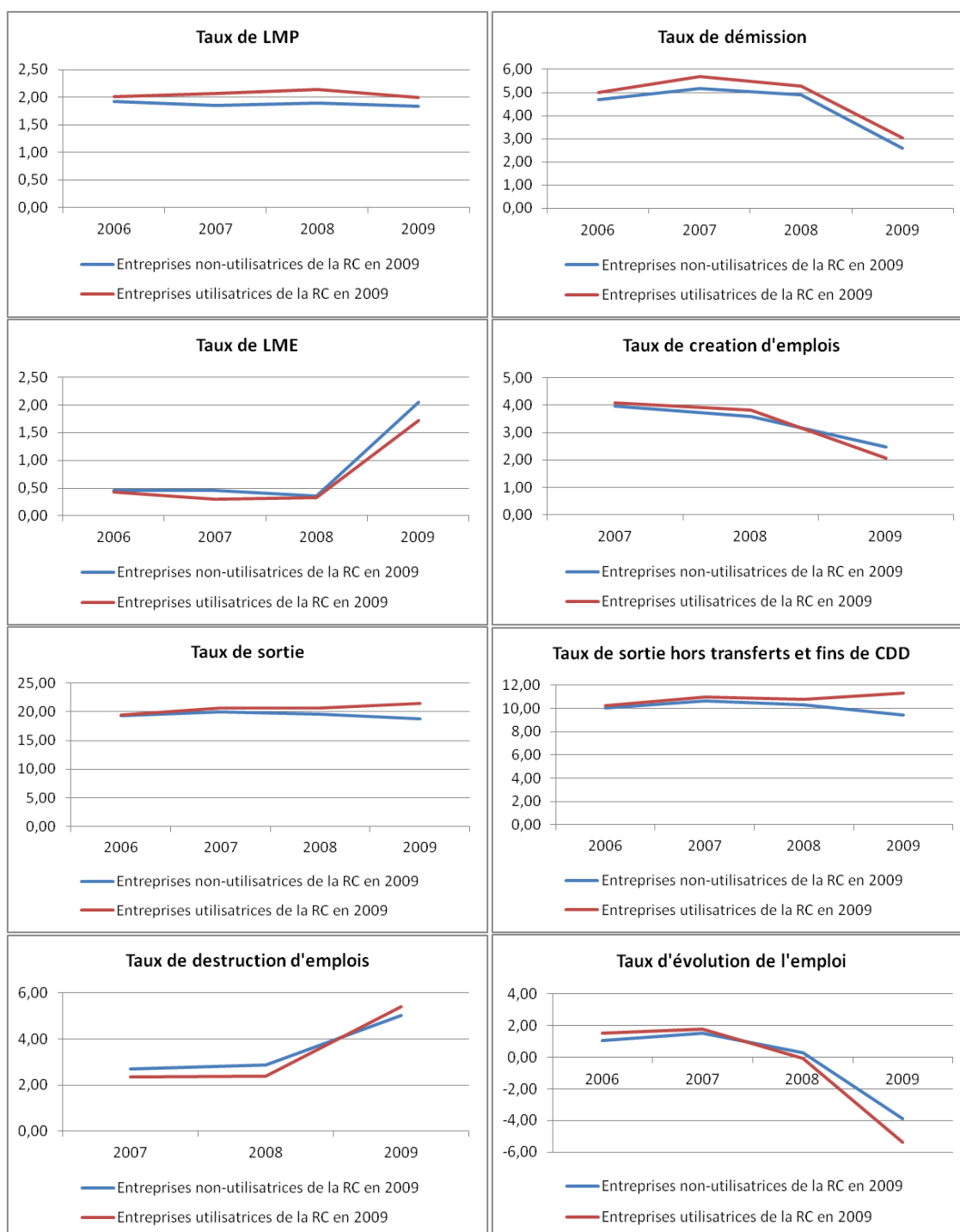
4.2.1 Une analyse graphique sans variables de contrôle

Les graphiques de la Figure 1 ci-dessous permettent de visualiser l'existence d'un possible impact de la RC sur les variables de gestion de la main-d'œuvre et de flux d'emploi. Il ressort principalement de ces graphiques des évolutions similaires des taux de LMP et de démission sur l'ensemble de la période entre les deux groupes (stable entre 2006 et 2008, puis en baisse entre 2008 et 2009 sous l'effet de la crise). Avant 2009, cette similitude permet de confirmer l'hypothèse de « time-invariance » (cf. 3.2.1) ; alors qu'après cette date, cela semble montrer que l'introduction de la RC n'a pas modifié l'utilisation de ces deux modes de séparation du CDI par les employeurs et les salariés. L'évolution du LME semble en revanche différer légèrement entre 2008 et 2009 avec une hausse moins forte pour les entreprises utilisatrices de la RC. De plus, il semble que le taux de création d'emplois ait plus fortement baissé dans les entreprises utilisatrices de la RC en 2009, ce qui pourrait aller dans le sens de l'existence d'une substitution de la RC avec les LME (H1b). Cependant, la différence d'évolution n'est pas statistiquement significative, sauf pour le taux de création d'emploi. Pour les trois variables de gestion de la main-d'œuvre, aucun des estimateurs des doubles différences, calculés simplement comme la différence des évolutions des deux groupes, autrement dit sans variables de contrôle, n'est statistiquement significatif (cf. Annexe 5 p. 37). Cette absence de significativité des estimateurs est un premier résultat intéressant à noter qui infirmerait l'hypothèse *H1a* énoncée précédemment. Cela signifierait ainsi que l'introduction de la RC n'a pas entraîné de comportements de substitution avec les autres modalités de rupture du CDI, sauf peut-être avec le licenciement économique à travers la baisse des créations d'emplois.

Concernant l'hypothèse *H2a* qui énonce que la RC devrait faciliter les séparations, l'analyse graphique (cf. Figure 1) semble montrer une hausse des sorties dans les entreprises qui utilisent la RC en 2009, alors que l'on remarque une légère baisse pour les autres entreprises. Cela peut également renforcer le résultat d'une absence de comportement de substitution entre les modalités de rupture, car si la RC venait juste remplacer des modalités de rupture déjà existantes, alors le taux de sortie n'aurait pas augmenté, la hausse de l'utilisation des RC étant compensée dans ce cas par la baisse de l'utilisation des autres modalités de rupture.

En réalité, dans le sens de l'hypothèse *H2b*, ce ne sont pas seulement les sorties de main-d'œuvre qui ont augmenté du fait de la RC, mais également, dans un contexte de crise économique, directement les destructions d'emplois. En effet, comme le montrent bien les graphiques de la Figure 1, les entreprises ayant utilisé la RC en 2009 ont détruit davantage d'emplois par rapport aux entreprises qui ne l'ont pas utilisée (pente de la droite rouge plus forte), et leur taux d'évolution de l'emploi a plus fortement diminué (différence significative, cf. Annexe 6 p. 38).

Figure 1 : Impact de l'introduction de la RC sur quelques variables d'intérêt



Source : calculs de l'auteur sur l'échantillon d'entreprises construites à partir des EMMO-DMMO et EAE, après l'appariement sur score de propension.

Champ : entreprises de 10 salariés et plus du secteur marchand hors agriculture.

Note : les variables de taux de création d'emplois et de destruction d'emploi n'ont été construites que pour les années 2007 à 2009. Le calcul de ces indicateurs pour l'année 2006 nous aurait obligés à réduire notre échantillon d'entreprises car il aurait fallu prendre également le niveau de l'emploi en 2005.

Ces résultats des estimations obtenues sans contrôler de variables caractérisant l'entreprise et sa situation économique doivent maintenant être confirmés par une analyse plus complète intégrant ces variables de contrôle.

4.2.2 Les résultats des régressions avec variables de contrôle

De manière générale, en prenant en compte des variables de contrôle (les mêmes que celles ayant servi au calcul du score de propension, autrement dit les variables explicatives du logit) dans le calcul de chaque estimateur des doubles différences, les résultats présentés dans l'analyse graphique sont en grande majorité confirmés, seule la valeur de l'estimateur étant légèrement modifiée. En revanche, certaines variables d'intérêt deviennent significatives, comme le montre le Tableau 2 ci-dessous (pour les résultats complets des régressions, cf. Annexe 6 p. 38).

Tout d'abord, l'impact de l'introduction de la RC sur les variables de gestion de la main-d'œuvre restent non significatives statistiquement même en intégrant des variables de contrôle (cf. Tableau 2)²⁴. Cela confirme le rejet de l'hypothèse *H1a* selon laquelle en diminuant le risque que la rupture soit reconnue comme injustifiée, la RC pourrait entraîner une substitution avec d'autres modalités de séparation comme les licenciements, devenus relativement plus risqués et plus chers pour les employeurs. De même, côté salarié, même si la RC peut apparaître plus avantageuse par rapport à la démission, l'analyse économétrique ne démontre pas d'effet de substitution avec cette modalité de rupture. Néanmoins, il peut être difficile de repérer des comportements de substitution car ce qui a pu se produire avec l'apparition de la RC est plus complexe qu'un simple remplacement d'un LME par une RC par exemple. L'entreprise a pu modifier son utilisation de l'ensemble des modalités de rupture du CDI. Un autre élément complexifie encore l'analyse : la RC étant une rupture d'un commun accord, le salarié doit être d'accord pour partir de l'entreprise, par conséquent, le comportement de substitution ne dépend pas seulement de l'attitude de l'employeur mais également de celle du salarié.

En revanche, le test empirique de l'hypothèse *H1b* fait ressortir un impact significatif de l'introduction de la RC sur les créations d'emplois. Cela pourrait soutenir l'idée d'une substitution avec le licenciement économique. L'absence d'effet estimé à partir du taux de LME peut être expliquée par le fait que les entreprises peuvent opérer des suppressions d'emplois par un autre biais juridique que le licenciement pour motif économique (départs volontaires, LMP déguisés, rupture d'un commun accord, cf. Signoretto, 2011). Dans ce cas, étudier cet effet à travers l'évolution des créations d'emplois apparaît comme une solution pour résoudre ce problème d'identification d'une rupture pour motif économique.

Ensuite, concernant les mouvements globaux de main-d'œuvre, il ressort que la RC favoriserait les sorties, qu'elles soient mesurées de manière globale (variable de taux de sortie), ou seulement sur les sorties hors transferts et fins de CDD, ou encore sur les seules sorties de CDI. Ces résultats semblent valider l'hypothèse *H2a* : la RC facilite les séparations ou les ruptures de la relation d'emploi. De plus, confirmant l'analyse graphique et l'hypothèse *H2b*, la RC semble avoir intensifié les destructions d'emplois et réduit plus fortement le niveau d'emploi dans les entreprises utilisatrices, dans un contexte de crise bien visible ici (hausse significative, cf. le coefficient α_1 dans les régressions reproduites en Annexe 6 p. 38). Cela signifie qu'il y a eu des destructions d'emplois qui n'auraient pas eu lieu sans la RC. En

²⁴ Les résultats des régressions ne sont pas reproduits ici, mais sont disponibles sur demande à l'auteur.

outre, ces résultats ne peuvent s'expliquer par une différence d'évolution de la situation économique entre les entreprises, comme nous l'avons indiqué précédemment (cf. 4.1).

Tableau 2 : Résultats des estimations des doubles différences

<i>Régressions MCO</i>	Estimateur des doubles différences	
	<i>Coefficient</i>	<i>Ecart-type</i>
<i>Modalités de gestion de la main-d'œuvre</i>		
Taux de LME	-0,2668	0,2523
Taux de LMP	-0,0826	0,0872
Taux de démission	0,0649	0,1232
Taux de création d'emplois	-0,6698**	0,3202
<i>Flux d'emploi et de main-d'œuvre</i>		
Taux de sortie	1,7180***	0,6614
Taux de sortie hors transferts et fins de CDD	1,5104***	0,4790
Taux de sortie de CDI	1,2768***	0,3982
Taux de destruction d'emplois	0,9411**	0,3989
Taux d'évolution de l'emploi	-1,2102**	0,5574

Source : calculs de l'auteur sur l'échantillon d'entreprises construites à partir des EMMO-DMMO et EAE, après l'appariement sur score de propension.

Champ : Entreprises de 10 salariés et plus du secteur marchand hors agriculture.

Note : Modèle de régression des moindres carrés ordinaires (MCO) : seuls les termes d'interaction δ_{DiD} de régressions ont été reportés ici. L'ensemble des résultats des régressions avec les variables de contrôle est présent en Annexe 6 p. 38.

*** : significativité à 1 % ; ** : significativité à 5 % ; * : significativité à 10 %.

Ainsi, trois grands résultats ressortent de l'analyse économétrique portant sur l'ensemble des entreprises. Tout d'abord, la RC n'aurait pas entraîné de comportements de substitution à un niveau statistiquement significatif avec les autres modalités de rupture du CDI, contrairement aux prédictions des modèles théoriques de négociation. Seule une substitution avec le licenciement économique dans un contexte de crise pourrait être avérée si l'on en juge par la diminution du taux de création d'emplois des entreprises utilisatrices de la RC. Ensuite, on observe une hausse globale des sorties d'emploi, ce qui traduit l'idée que la RC facilite les séparations du fait de l'assouplissement de la législation sur les ruptures des CDI qu'elle entraîne. Enfin, plus que les sorties, la RC facilite également les destructions d'emplois dans un contexte marqué par une crise économique d'ampleur.

La rupture conventionnelle, modalité de rupture du CDI introduite dans le courant de l'année 2008, comme un moyen de faciliter les ruptures de la relation d'emploi et de les sécuriser juridiquement en diminuant le risque judiciaire pour l'employeur. Cette diminution du risque juridique, ainsi que les facilités procédurales qui accompagnent cette modalité de rupture, permettent finalement de considérer qu'elle diminue le coût de la séparation. D'après les prédictions des modèles théoriques dynamiques de demande de travail et d'appariement, ainsi que les modèles de négociation, cette diminution du coût de séparation devrait, d'un côté augmenter les flux d'emplois et de main-d'œuvre, et de l'autre, entraîner une substitution des

modalités de rupture déjà existantes au profit de la RC qui apparaît moins coûteuse et moins risquée.

De manière synthétique, les résultats de nos modèles d'estimation montrent que l'introduction de la RC, dans un contexte de forte crise, a eu tendance à intensifier les destructions d'emplois et les sorties de main-d'œuvre dans les entreprises utilisatrices de la RC par rapport aux non-utilisatrices, à caractéristiques observables similaires. Confortant ces résultats, la baisse du taux d'évolution de l'emploi observée entre 2008 et 2009 dans toutes les entreprises est apparue plus forte lorsque ces dernières ont utilisé la RC. En revanche, peu de comportement de substitution entre modalités de rupture du CDI a été mise en évidence dans notre analyse empirique. Autrement dit, si l'on a pu supposer que la RC s'accompagnerait d'une baisse de l'utilisation des deux types de licenciement devenus relativement plus coûteux, les différences d'évolution dans l'utilisation des LMP et LME entre les deux groupes d'entreprises ne sont pas significatives. Seule une possible substitution avec les LME peut être avancée à partir du résultat indiquant une baisse plus forte du taux de création d'emplois dans les entreprises utilisatrices de la RC.

Les conclusions tirées de notre analyse empirique doivent néanmoins être considérées au regard principalement de deux éléments. Le premier est relatif à l'échantillon d'entreprises utilisé qui comporte beaucoup de grandes entreprises et qui se situent pour moitié dans le secteur de l'industrie. Cela n'enlève pas selon nous la pertinence des résultats obtenus, mais nous conduit à considérer qu'une généralisation à l'ensemble des entreprises françaises est prématurée. Le second élément concerne le contexte économique bien particulier de crise qui marque l'introduction de la RC et par conséquent notre période d'analyse. L'utilisation qui est faite aujourd'hui de la RC par les employeurs pourrait ainsi être différente dans un tout autre contexte et notamment lors d'une période de croissance stable. Enfin, le faible recul temporel présent dans notre analyse (un an après la mise en œuvre de la mesure), en raison d'une indisponibilité des données après cette date, n'aide pas à dépasser les particularités de ce contexte économique.

Bibliographie

- AUTOR D. (2003), « Outsourcing at Will: The Contribution of Unjust Dismissal Doctrine to the Growth of Employment Outsourcing », *Journal of labor economics*, vol. 21, n° 1, janvier, pp. 1-42.
- AUTOR D., DONOHUE J. et SCHWAB S. (2006), « The Costs of Wrongful-Discharge Laws », *The Review of Economics and Statistics*, MIT Press, vol. 88(2), mai, pp. 211-231.
- AUTOR D., KERR W. et KUGLER A. (2007), « Does employment protection reduce productivity? Evidence from US states », *The Economic Journal*, vol.117, juin, pp. F189-F217.
- BAUER T., BENDER S. et BONIN H. (2007), « Dismissal Protection and Worker Flows in Small Establishments », *Economica*, vol. 74, pp. 804-821.
- BENTOLILA S. et BERTOLA G. (1990), « Firing costs and labour demand: how bad is eurosclerosis? », *Review of Economic Studies*, vol. 57, pp. 381-402.
- BENTOLILA S. et SAINT-PAUL G. (1994), « A model of labor demand with linear adjustment costs », *Labour Economics*, vol. 1, pp. 303-326.
- BERTA N., SIGNORETTO C. et VALENTIN J. (2012), « La rupture conventionnelle : objectifs officiels versus enjeux implicites », *Revue Française de Socio-Economie*, 1/2012 (n° 9), avril.
- BERTOLA G. (1990), « Job security, employment and wages », *European Economic Review*, vol. 34, pp. 851-886.
- BOERI T. et JIMENO J. (2005), « The Effects of Employment Protection: Learning from Variable Enforcement », *European Economic Review*, vol. 49, pp. 2057-2077.
- BOURREAU-DUBOIS C., CHAUPAIN-GUILLOT S. et GUILLOT O. (2011), « L'impact du risque prud'homal sur le recours aux contrats à durée déterminée : une analyse à partir des DMMO », *Travail et emploi*, n° 126, 2011/2, pp. 5-16.
- BURGERT D. (2005), « The Impact of German Job Protection Legislation on Job Creation in Small Establishments - An Application of the Regression Discontinuity Design », *MPRA Papers*, University Library of Munich.
- CARLIER A. (2009), « Licenciement des salariés protégés et gestion de la main-d'œuvre par les entreprises : une analyse des pratiques », *Premières synthèses*, n° 06.1, février.
- DAVIS S. et HALTIWANGER J. (1999), « Gross job flows », in ASHENFELTER O. et CARD D. (ed.), *Handbook of Labor Economics*, édition 1, vol. 3, chapitre 41, pp. 2711-2805, Elsevier.
- DUHAUTOIS R. (2002), « Les réallocations d'emplois en France sont-elles en phase avec le cycle ? », *Economie et statistique*, n° 351, pp. 87-103.
- ETTOUATI S. (2011), « Les mouvements de main-d'œuvre en 2011 : une forte hausse du taux de rotation accompagne la reprise de l'emploi », *Dares Analyses*, n° 073, septembre.
- EWING B.T., NORTH C. M. et TAYLOR B. A. (2005), « The employment effects of a "good cause" discharge standard in Montana », *Industrial and Labor Relations Review*, vol. 59(1), pp. 17-33, October.
- FOUGÈRE D. (2010), « Les méthodes économétriques d'évaluation », *Revue Française des Affaires Sociales*, 2010/1 (n° 1-2), pp. 105-128.

- FREYENS B. et OSLINGTON P. (2007), « Dismissal Costs and Their Impact on Employment: Evidence from Australian Small and Medium Enterprises », *The Economic Record*, vol. 83, n° 260, pp. 1-15, mars.
- GALDON-SANCHEZ J. et GUELL M. (2004), « Lets go to court! Firing Costs and Dismissal Conflicts », *Working Papers n°823*, Princeton University, Department of Economics, Industrial Relations Section.
- GIVORD P. (2010), « Méthodes économétriques pour l'évaluation de politiques publiques », *Document de travail Insee*, 2010/08.
- GOERKE L. et PANNENBERG M. (2009), « An economic analysis of dismissal legislation: Determinants of severance pay in West Germany », *International Review of Law and Economics*, vol. 30, pp. 71-85.
- HARDING (2002), « The Effect of Unfair Dismissal Laws on Small and Medium Sized Businesses », *MPRA Paper 43*, University Library of Munich, Germany.
- KUGLER A.D. et PICA G. (2008), « Effects of Employment Protection on Worker and Job Flows: Evidence from the 1990 Italian Reform », *Labour Economics*, vol. 15, n° 1, pp. 78-95.
- KUGLER A.D., JIMENO-SERRANO J. et HERNANZ V. (2003), « Employment Consequences of Restrictive Permanent Contracts: Evidence from Spanish Labour Market Reforms » *CEPR Discussion Papers 3724*, C.E.P.R. Discussion Papers.
- LANGLAIS E. (2008), « Le "risque judiciaire" et les licenciements en France : le point de vue de l'économie du risque », *MPRA Paper 8845*, University Library of Munich, Germany.
- LJUNGQVIST L. (2001), « How Do Layoffs Affect Employment? », *IZA Discussion Paper n° 403*.
- MALO M. (2000), « A Simple Model of Severance Pay Determination: The Case of Individual Dismissals in Spain », *Labour*, vol. 14(2), pp. 269-290.
- MALO M. et PEREZ J. (2003), « Individual Dismissals in Europe and the United States: A Model on the Influence of the Legal Framework on Firing Costs », *European Journal of Law and Economics*, vol. 15, pp. 47-63.
- MILES (2000), « Common law exceptions to employment at will and us labor markets », *Journal of Law Economics & Organization*, vol. 16 (1), avril, 74-101.
- MORTENSEN D. et PISSARIDES C. (1994), « Job creation and job destruction in the theory of unemployment », *Review of Economic Studies*, vol. 61, pp. 397-415.
- MORTENSEN D. et PISSARIDES C. (1999), « New developments in Models of Search in the Labor Market », in Ashenfelter O. et Card D. (eds), *Handbook of Labor Economics*, Elsevier Science Publisher, vol. 3B, Chap. 39.
- MUNOZ-PEREZ B. et SERVERIN E. (2005), *Le droit du travail en perspective contentieuse, 1993-2004*, La Documentation Française, Paris.
- OCDE (1999), *Perspectives de l'emploi*, OCDE, Paris.
- OCDE (2009), *Perspectives de l'emploi*, OCDE, Paris.
- OCDE (2010), *Perspectives de l'emploi*, OCDE, Paris.
- PARSONS Lori S. (2001), « Reducing bias in a propensity score matched-pair sample using greedy matching techniques », *Working paper 214-26*, Ovation Research Group, Seattle.
- PISSARIDES C. (2000), *Equilibrium unemployment theory*, 2e édition, Cambridge, MIT Press.

- ROSENBAUM P. et RUBIN D. (1985), « Constructing a Control Group Using Multivariate Matched Sampling Methods That Incorporate the Propensity Score », *The American Statistician* vol. 39, pp. 33-38.
- ROSENBAUM, P. R. et RUBIN D. B. (1983), « The Central Role of the Propensity Score in Observational Studies for Causal Effects », *Biometrika*, vol. 70, pp. 41-55.
- RUBIN D. (1974), « Estimating Causal Effects of Treatments in Randomized and Non Randomized Studies », *Journal of Educational Psychology*, vol. 66, pp. 688-701.
- SERVERIN E. et VALENTIN J. (2009), « Licenciement et recours aux prud'hommes, questions de mesure », in MÉDA D., GOMEL B. et SERVERIN E. (dir.), *L'emploi en ruptures*, Paris, Dalloz, pp. 121-138.
- SHIVARDI F. et TORRINI R. (2008), « Identifying the Effects of Firing Restrictions Through Size-Contingent Differences in Regulation », *Labour Economics*, vol. 15, n° 2.
- SIGNORETTO C. (2011), « La recherche de l'accord du salarié dans la rupture pour motif économique », in KERLEAU M., LAGUERODIE S. et OUTIN J-L. (ed.), *Crise, inégalités et pauvretés*, pp. 115-130.
- VENN D. (2009), « Legislation, collective bargaining and enforcement: Updating the OECD employment protection indicators », *Document de travail n° 89 de l'OCDE sur les affaires sociales, l'emploi et les migrations*, Éditions de l'OCDE, Paris, juin.
- VON BELOW D. et THOURSIE P. (2010), « Last In, First Out? Estimating the Effect of Seniority Rules in Sweden », *Labour Economics*, vol. 17, pp. 987-997.

Annexes

Annexe 1 : Description de l'échantillon d'entreprises présentes entre 2006 et 2009

	2006	2007	2008	2009
<i>En %</i>	Secteur d'activité			
Construction	8,8	9,0	9,0	9,0
Industrie	49,1	48,5	48,4	48,0
Tertiaire marchand	42,1	42,5	42,6	43,0
<i>En %</i>	Taille d'effectifs			
10-49 salariés	1,4	0,9	1,0	2,5
50-99 salariés	49,1	48,8	47,9	47,5
100 salariés ou plus	49,5	50,4	51,1	50,0
<i>En moyenne individuelle</i>	Variables de gestion de la main-d'œuvre			
Taux de LME	0,4	0,3	0,3	1,6
Taux de LMP	2,1	2,1	2,2	2,0
Taux de démission	5,6	6,2	5,7	3,4
Taux de RC	0,0	0,0	0,0	0,6
Taux de fin de CDD	13,0	13,4	13,5	14,0
<i>En moyenne individuelle</i>	Flux d'emploi et de main-d'œuvre			
Taux de création d'emplois		4,0	3,6	2,5
Taux de destruction d'emplois		2,5	2,6	4,9
Taux de réallocation des emplois		6,5	6,3	7,4
Taux d'évolution de l'emploi	1,4	1,6	0,2	-3,8
<i>Nombre d'entreprises</i>	6302	6302	6302	6302

Source : calculs de l'auteur sur l'échantillon d'entreprises construites à partir des EMMO-DMMO et EAE.
 Champ : entreprises de plus de 10 salariés du secteur marchand hors agriculture.

Annexe 2 : Définition des variables d'intérêt et de caractérisation économique

- variation de l'emploi = $\Delta N = N_t - N_{t-1}$
- taux de création d'emplois = $\frac{\Sigma \Delta N}{0,5(N_{t-1} + N_t)}$ avec $\Delta N > 0$
- taux de destruction d'emplois = $\frac{\Sigma |\Delta N|}{0,5(N_{t-1} + N_t)}$ avec $\Delta N < 0$
- taux de réallocation des emplois = taux de création d'emplois + taux de destruction d'emplois
- taux de sortie = $\frac{\text{nombre total de sorties au cours de l'année}}{\text{effectif salarié moyen}}$
- taux de sortie hors transferts et hors fins de CDD = $\frac{\text{sorties} - (\text{transferts en sortie} + \text{fins de CDD})}{\text{effectif salarié moyen}}$
- taux de sortie de CDI = $\frac{\text{sorties pour démissions, licenciements et retraites}}{\text{effectif salarié moyen}}$
- taux de rotation en CDI = $\frac{\text{taux d'entrée en CDI} + \text{taux de sortie de CDI}}{2}$
- taux de rotation en CDD = $\frac{\text{taux d'entrée en CDD} + \text{taux de fins de CDD}}{2}$
- taux d'évolution de l'emploi = $\frac{\text{entrées} - \text{sorties}}{\text{effectif salarié moyen}}$
- taux de LME = $\frac{\text{nombre total de LME au cours de l'année}}{\text{effectif salarié moyen}}$
- taux de LMP = $\frac{\text{nombre total de LMP au cours de l'année}}{\text{effectif salarié moyen}}$
- taux de démission = $\frac{\text{nombre total de démissions au cours de l'année}}{\text{effectif salarié moyen}}$
- taux de profit = $\frac{\text{résultat net}}{\text{immobilisations corporelles en fin d'exercice}}$
- taux de marge = $\frac{\text{excédent brut d'exploitation}}{\text{valeur ajoutée}}$
- taux de rentabilité économique = $\frac{\text{Excédent brut d'exploitation}}{\text{immobilisations corporelles en fin d'exercice}}$
- taux de valeur ajoutée = $\frac{\text{valeur ajoutée}}{\text{chiffres d'affaires}}$
- log de la masse salariale par tête = $\log \frac{\text{salaires} + \text{charges sociales}}{\text{effectif salarié moyen}}$

Annexe 3 : Comparaison de la distribution entre les deux groupes d'entreprises avant et après l'appariement sur score de propension

Différences dans la distribution entre les entreprises utilisatrices et les entreprises non-utilisatrices selon plusieurs variables, avant et après appariement en 2009						
	AVANT APPARIEMENT			APRES APPARIEMENT		
	Non utilisatrices	Utilisatrices	Significativité	Non utilisatrices	Utilisatrices	Significativité
Taille d'effectifs en 2008						
10-49 salariés	1,2	0,6	0,0121	0,6	0,4	0,3447
50-99 salariés	51,1	39,9	<.0001	41,5	40,6	0,5836
100 salariés et plus	47,8	59,5	<.0001	57,9	59,0	0,4941
Secteur d'activité en 2008						
Industrie	46,2	53,9	<.0001	56,1	54,6	0,3601
Construction	9,8	7,1	0,0004	7,1	7,2	0,8443
Tertiaire marchand	44,0	38,9	0,0002	36,8	38,2	0,4035
Taux de profit en 2008						
Négatif ou nul	22,6	24,2	0,1874	25,3	24,3	0,5072
Positif	77,4	75,9	0,1874	74,7	75,7	0,5072
Taux de croissance du taux de marge entre 2008 et 2009						
Négatif ou nul	60,0	63,6	0,0078	64,2	63,9	0,8883
Positif et inférieur au q3	14,9	12,3	0,0047	12,2	12,3	0,9182
Positif et supérieur au q3	25,1	24,1	0,4198	23,6	23,8	0,9368
Taux de croissance du chiffre d'affaires entre 2008 et 2009						
Négatif ou nul	71,6	76,3	0,0001	75,9	76,5	0,6350
Positif	28,4	23,7	0,0001	24,2	23,5	0,6350
Taux de croissance du taux de profit en 2008 et 2009	-28,4	-63,0	0,4334	-62,3	-63,8	0,9821
Taux de croissance du taux de VA entre 2008 et 2009						
Négatif ou nul	39,6	38,5	0,4324	39,4	38,7	0,6535
Positif	60,4	61,5	0,4324	60,6	61,3	0,6535
Taux de rentabilité économique en 2008	-20,3	69,6	0,6379	238,1	67,1	0,3206
Taux de rotation en CDI en 2008	13,8	15,2	0,0253	13,6	14,9	0,1742
Taux de rotation en CDD en 2008	17,0	11,3	<.0001	10,4	10,7	0,7026
Log de la masse salariale par tête en 2008	3,6	3,8	<.0001	3,8	3,8	0,9128
Répartition des mouvements hors transferts et hors mouvements en CDD par PCS en 2008						
Cadres	14,0	23,0	<.0001	22,1	22,4	0,7759
Professions intermédiaires	14,4	18,3	<.0001	18,7	18,2	0,4815
Employés	20,7	14,5	<.0001	13,7	14,4	0,3614
Ouvriers	48,4	42,4	<.0001	43,1	43,1	0,9556
Répartition des mouvements hors transferts et hors mouvements en CDD par âge en 2008						
Jeunes	36,0	34,3	0,0036	33,6	34,2	0,4018
30-49 ans	44,4	48,0	<.0001	47,7	47,9	0,8069
50 ans et plus	17,5	16,7	0,0996	16,9	16,7	0,7846
Nombre d'entreprises	4509	1793		1760	1760	

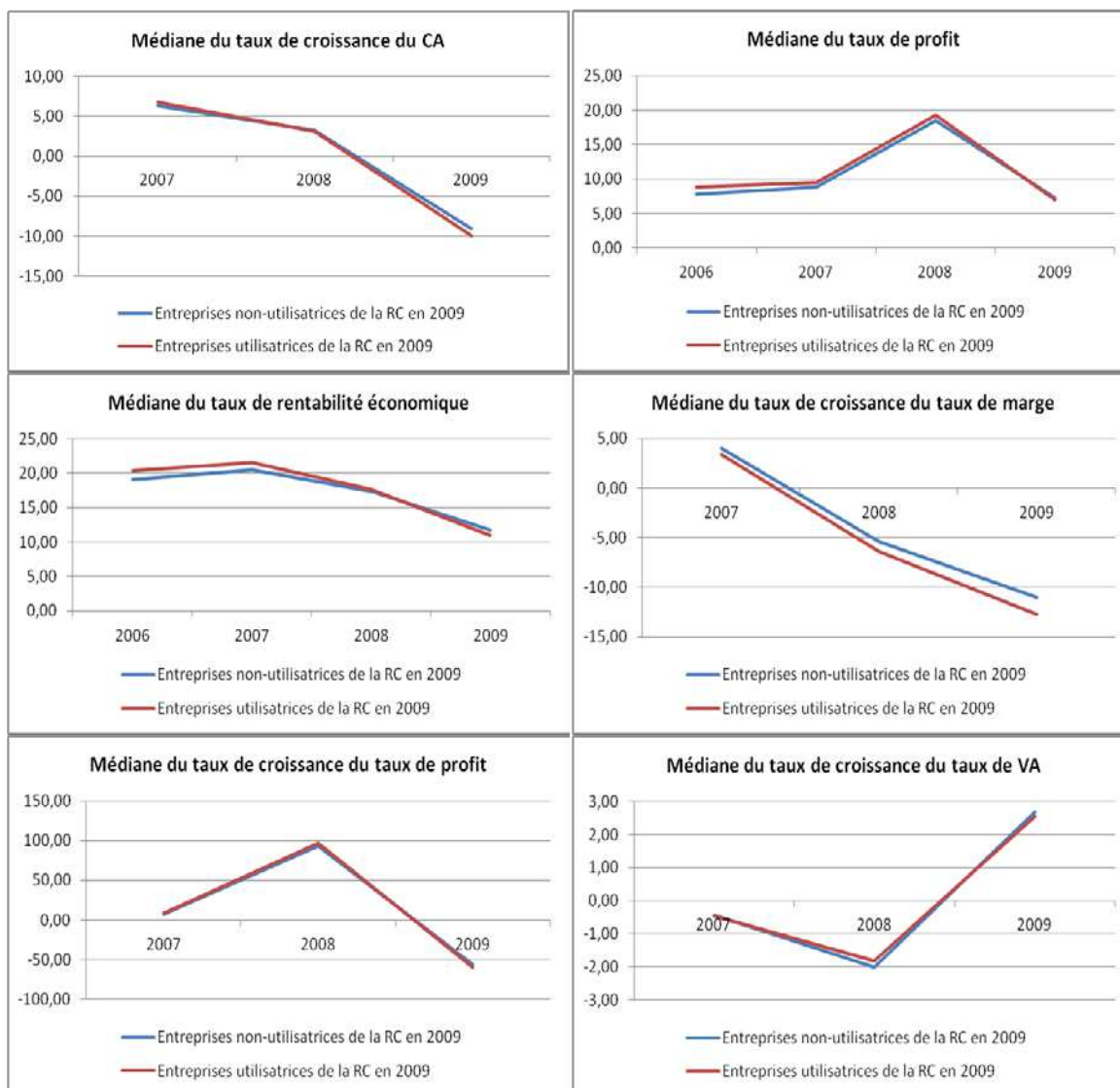
Source : calculs de l'auteur sur l'échantillon d'entreprises construites à partir des EMMO-DMMO et EAE, avant et après l'étape d'appariement sur score de propension.

Champ : entreprises de plus de 10 salariés du secteur marchand hors agriculture.

Note : méthode du t-test pour estimer la différence significative de moyenne ou de fréquence.

Lecture : avant appariement sur le score de propension, les entreprises non-utilisatrices de la RC étaient significativement plus souvent des entreprises du secteur tertiaire marchand que les entreprises utilisatrices. Après appariement, la proportion d'entreprises non-utilisatrices du secteur tertiaire marchand a diminué et ainsi elle n'est plus en moyenne différente de la part des entreprises utilisatrices.

Annexe 4 : Evolution de la médiane de variables économiques selon l'utilisation de la RC en 2009



Source : calculs de l'auteur sur l'échantillon d'entreprises construites à partir des EMMO-DMMO et EAE, après l'appariement sur score de propension.

Champ : entreprises de 10 salariés et plus du secteur marchand hors agriculture.

Note : le groupe des « entreprises non-utilisatrices de la RC en 2009 » correspond au groupe de contrôle construit après appariement, alors que le groupe des « entreprises utilisatrices de la RC en 2009 » correspond au groupe des traités après l'étape de vérification du support commun. Ces statistiques portent donc sur les deux groupes de 1 760 entreprises obtenues après appariement.

Annexe 5 : Estimateurs des doubles différences sans variables de contrôle

Moyenne annuelle selon le groupe d'entreprises	Entreprises non-utilisatrices de la RC en 2009				Entreprises utilisatrices de la RC en 2009				Estimateur des doubles différences sans variables de contrôle
	2006	2007	2008	2009	2006	2007	2008	2009	
Taux de LME	0,45	0,46	0,36	2,04	0,43	0,31	0,33	1,72	-0,295 (0,2585)
Taux de LMP	1,93	1,84	1,89	1,83	2,01	2,06	2,14	1,99	-0,083 (0,1271)
Taux de démission	4,70	5,18	4,90	2,59	4,99	5,70	5,28	3,02	0,061 (0,2281)
Taux de sortie	19,33	19,95	19,63	18,80	19,38	20,62	20,69	21,49	1,632 (1,3254)
Taux de sortie hors transferts et hors fins de CDD	10,03	10,65	10,31	9,45	10,23	10,99	10,77	11,33	1,428*** (0,5266)
Taux de sortie de CDI	6,97	7,56	7,85	7,27	6,89	7,67	8,12	8,78	1,241*** (0,4276)
Taux de création d'emplois		3,97	3,60	2,47		4,09	3,82	2,05	-0,633* (0,3333)
Taux de destruction d'emplois		2,71	2,87	5,02		2,35	2,39	5,42	0,871** (0,4147)
Taux d'évolution de l'emploi	1,08	1,49	0,30	-3,87	1,51	1,78	-0,08	-5,38	-1,121* (0,5822)

Source : calculs de l'auteur sur l'échantillon d'entreprises construites à partir des EMMO-DMMO et EAE, après l'appariement sur score de propension.

Champ : Entreprises de 10 salariés et plus du secteur marchand hors agriculture.

Note : Modèle de régression des moindres carrés ordinaires (MCO), n'intégrant aucune variable supplémentaire (de contrôle). Entre parenthèses sont notés les écarts types.

*** : significativité à 1 % ; ** : significativité à 5 % ; * : significativité à 10 %.

Annexe 6 : Résultats complets des estimateurs des doubles différences

Régressions MCO	Taux de création d'emplois	Taux de destruction d'emplois	Taux d'évolution de l'emploi	Taux de sortie	Taux de sortie hors transferts et hors fins de CDD	Taux de sortie de CDI
Constante	-8,8804*** (1,1193)	11,8557*** (1,3943)	-13,9965*** (1,9486)	16,0992*** (2,3121)	18,1665*** (1,6743)	13,7138*** (1,3921)
α_1 : effet année (ref : 2008)	-0,0545 (0,2375)	1,1182*** (0,2959)	-2,0817*** (0,4135)	-1,8149*** (0,4907)	-1,6956*** (0,3553)	-1,2030*** (0,2954)
α_2 : différence de moyenne de la variable d'intérêt entre les deux groupes (ref : groupe entreprises non-utilisatrices)	0,2390 (0,2270)	-0,4320 (0,2828)	-0,4173 (0,3952)	0,5876 (0,4690)	0,2572 (0,3396)	0,1427 (0,2824)
α_Did : estimateur des doubles différences	-0,6698** (0,3202)	0,9411** (0,3989)	-1,2102** (0,5574)	1,7180*** (0,6614)	1,5104*** (0,4790)	1,2768*** (0,3982)
Taille d'effectifs						
10-49 salariés	-1,8755** (0,7446)	14,5344*** (0,9277)	-12,3733*** (1,2964)	10,7674*** (1,5383)	10,9443*** (1,1140)	7,6590*** (0,9262)
50-99 salariés	-1,0745*** (0,1698)	1,1478*** (0,2115)	-1,4321*** (0,2956)	2,0600*** (0,3508)	2,4252*** (0,2540)	1,5484*** (0,2112)
100 salariés et plus	ref	ref	ref	ref	ref	ref
Secteur d'activité						
Industrie	-0,5227*** (0,1994)	0,3542 (0,2484)	-0,9547*** (0,3472)	-3,4578*** (0,4120)	-3,0384*** (0,2983)	-2,9103*** (0,2480)
Construction	-0,0885 (0,3524)	-1,1867*** (0,4390)	0,7173 (0,6135)	-1,9761*** (0,7280)	-1,8686*** (0,5272)	-2,2842*** (0,4383)
Tertiaire marchand	ref	ref	ref	ref	ref	ref
Taux de profit en 2008						
Négatif ou nul	ref	ref	ref	ref	ref	ref
Positif	0,0130 (0,1967)	-1,8967*** (0,2451)	2,5784*** (0,3425)	-2,6446*** (0,4064)	-2,3045*** (0,2943)	-1,9493*** (0,2447)
Taux de croissance du taux de marge entre 2008 et 2009						
Négatif ou nul	0,8976*** (0,2597)	-0,2669 (0,3235)	-0,0693 (0,4521)	-0,5079 (0,5364)	-0,2460 (0,3885)	-0,1925 (0,3230)
Positif et inférieur au Q3 de la distribution	ref	ref	ref	ref	ref	ref
Positif et supérieur au Q3 de la distribution	0,4251 (0,2887)	0,3933 (0,3596)	-0,9142* (0,5025)	1,1403* (0,5963)	0,7429* (0,4318)	0,4582 (0,3590)
Taux de croissance du chiffre d'affaires entre 2008 et 2009						
Négatif ou nul	ref	ref	ref	ref	ref	ref
Positif	2,6634*** (0,1815)	-2,0458*** (0,2261)	4,8203*** (0,3160)	-1,9492*** (0,3750)	-1,5594*** (0,2716)	-1,1914*** (0,2258)
Taux de croissance du taux de profit entre 2008 et 2009	-0,000003 (0,000005)	0,000004 (0,00001)	-0,00001 (0,00001)	0,000003 (0,00001)	0,000003 (0,00001)	0,00001 (0,00001)
Taux de rentabilité économique en 2008	0,00005*** (0,00002)	-0,00002 (0,00002)	0,0001** (0,00003)	-0,00002 (0,00003)	0,000002 (0,00002)	0,00001 (0,00002)
Taux de croissance du taux de VA entre 2008 et 2009						
Négatif ou nul	ref	ref	ref	ref	ref	ref
Positif	0,3570** (0,1753)	-1,0811*** (0,2183)	1,7094*** (0,3051)	-1,6030*** (0,3621)	-1,3400*** (0,2622)	-1,3482*** (0,2180)
Taux de rotation en CDI en 2008	0,0060*** (0,0030)	0,0055 (0,0038)	0,0026 (0,0053)	0,0719*** (0,0063)	0,0892*** (0,0046)	0,0646*** (0,0038)
Taux de rotation en CDD en 2008	0,0078** (0,0038)	0,0031 (0,0047)	-0,0053 (0,0066)	0,9939*** (0,0078)	0,0621*** (0,0056)	0,0333*** (0,0047)
Log de la masse salariale par tête en 2008	2,9139*** (0,2779)	-1,6208*** (0,3462)	2,4374*** (0,4839)	-0,9633* (0,5741)	-1,6167*** (0,4158)	-1,2091*** (0,3457)
Répartition des mouvements hors transferts et hors CDD par PCS (2008)						
Cadres	-0,0095** (0,0038)	0,0242*** (0,0048)	-0,0155** (0,0067)	0,0120 (0,0079)	-0,0043 (0,0057)	0,0091* (0,0048)
Professions intermédiaires	-0,0073* (0,0040)	0,0008 (0,0050)	-0,0080 (0,0070)	0,0113 (0,0083)	-0,0013 (0,0060)	-0,0001 (0,0050)
Employés	-0,0046 (0,0042)	-0,0100* (0,0052)	0,0141* (0,0072)	0,0518*** (0,0086)	0,0373*** (0,0062)	0,0292*** (0,0052)
Ouvriers	ref	ref	ref	ref	ref	ref
Répartition des mouvements hors transferts et hors CDD par âge (2008)						
Jeunes (moins de 30 ans)	0,0108** (0,0043)	-0,0233*** (0,0054)	0,0329*** (0,0075)	0,0150* (0,0089)	0,0221*** (0,0065)	0,01796*** (0,0054)
30-49 ans	ref	ref	ref	ref	ref	ref
50 ans et plus	-0,0268*** (0,0050)	0,0092 (0,0063)	-0,0169* (0,0088)	-0,0249** (0,0104)	-0,0277*** (0,0075)	0,0250*** (0,0063)
Nombre d'observations	7040	7040	7040	7040	7040	7040
R2	0,0903	0,1050	0,1263	0,7540	0,1836	0,1442

Source : calculs de l'auteur sur l'échantillon d'entreprises construites à partir des EMMO-DMMO et EAE, après l'appariement sur score de propension.

Champ : Entreprises de 10 salariés et plus du secteur marchand hors agriculture.

Note : Modèle de régression des moindres carrés ordinaires (MCO). En-dessous du coefficient est noté l'écart type entre parenthèses. *** : significativité à 1 % ; ** : significativité à 5 % ; * : significativité à 10 %.