

TRAVAIL
ET EMPLOI

Travail et Emploi

126 | avril-juin 2011
Varia

L'impact du risque prud'homal sur le recours aux contrats à durée déterminée : une analyse à partir des DMMO

Risk of legal disputes and the use of fixed-term contracts: an analysis using French establishment data

Cécile Bourreau-Dubois, Sabine Chaupain-Guillot et Olivier Guillot



Édition électronique

URL : <http://journals.openedition.org/travailemloi/5143>

DOI : 10.4000/travailemloi.5143

ISSN : 1775-416X

Éditeur

DARES - Ministère du Travail

Édition imprimée

Date de publication : 15 juin 2011

Pagination : 5-16

ISSN : 0224-4365

Référence électronique

Cécile Bourreau-Dubois, Sabine Chaupain-Guillot et Olivier Guillot, « L'impact du risque prud'homal sur le recours aux contrats à durée déterminée : une analyse à partir des DMMO », *Travail et Emploi* [En ligne], 126 | avril-juin 2011, mis en ligne le 24 juin 2014, consulté le 30 avril 2019. URL : <http://journals.openedition.org/travailemloi/5143> ; DOI : 10.4000/travailemloi.5143

L'impact du risque prud'homal sur le recours aux contrats à durée déterminée : une analyse à partir des DMMO

Cécile Bourreau-Dubois^(*), Sabine Chaupain-Guillot^(**), Olivier Guillot^(***)

Cet article s'intéresse aux déterminants du recours aux CDD, et plus particulièrement à l'impact du risque de contentieux prud'homal en matière de licenciement, à partir de données provenant des Déclarations de mouvements de main-d'œuvre (DMMO), pour la période 2002 – 2005. Dans le cadre de l'arbitrage entre CDD et CDI, le fait qu'un licenciement puisse être contesté devant les prud'hommes apparaît comme un élément qui accroît les coûts de séparation relatifs au CDI, rendant par là même plus attractif le recours aux contrats temporaires. Dans cette étude, qui porte sur les établissements de 50 salariés et plus ayant recruté dans l'année, le risque de contentieux est appréhendé à l'aide de deux indicateurs calculés au niveau départemental : un « indice de conflictualité » mettant en relation le nombre d'affaires portées devant les conseils prud'homaux et le nombre de licenciements dans le département d'implantation de l'établissement, et un « taux de jugements » visant à mesurer la probabilité qu'une affaire donne lieu à jugement. Ces deux indicateurs sont utilisés séparément, puis simultanément. D'après les résultats des estimations sur données en coupe (2005), le risque prud'homal semble jouer dans le sens attendu (i. e. positivement), mais l'effet est d'assez faible ampleur. En outre, lorsqu'on tient compte de l'incidence des facteurs inobservés (analyse sur données de panel), les indicateurs retenus n'apparaissent significatifs que dans les régressions à effets aléatoires.

S'inscrivant dans le prolongement d'une recherche menée pour la Dares (BOURREAU-DUBOIS *et al.*, 2008), cet article s'intéresse aux comportements d'embauche des entreprises. Dans une perspective d'économie du droit, il cherche à savoir si le risque de contentieux prud'homal en matière de licenciement a un impact sur la décision de recruter des salariés en contrat à durée déterminée (CDD) plutôt qu'en contrat à durée indéterminée (CDI).

Dans la littérature économique, le recours aux CDD est généralement vu comme un mode de recrutement efficace pour des entreprises qui doivent ajuster rapidement leurs effectifs afin de faire face aux fluctuations de leur activité. C'est l'hypothèse sur laquelle s'appuient les modèles dynamiques de demande de travail en environnement incertain (voir

par exemple BENTOLILA, SAINT-PAUL, 1992 ; MAURIN, 2000 ; PUCCI, VALENTIN, 2005 ; SAINT-PAUL, 1996)⁽¹⁾. Dans ces modèles, l'entreprise est supposée arbitrer entre embauches en CDD et embauches en CDI, sachant que ces deux types de contrat présentent des caractéristiques spécifiques en termes de coûts d'ajustement, de productivité et de rémunération.

Les coûts d'ajustement de la main-d'œuvre correspondent aux coûts d'embauche et de séparation. Bien évidemment, dans le cas du licenciement d'un salarié en CDI, le coût de séparation dépend principalement du montant des indemnités prévues par la loi ou la convention collective. On peut toutefois considérer que le risque de contentieux prud'homal est aussi un élément qui entre en compte. En effet, si le salarié conteste son licenciement devant le conseil des prud'hommes, l'entreprise peut être amenée, *in fine*, à lui verser des dommages et intérêts, ce qui renchérit d'autant le coût de rupture du CDI. En outre, quelle qu'en soit l'issue (*i. e.* favorable au salarié ou non), une telle procédure peut se révéler particulièrement coûteuse en temps (le règlement du conflit pouvant prendre plusieurs années en cas d'appel).

(*) BETA (CNRS, université de Strasbourg et université Nancy 2); Cecile.Dubois@univ-nancy2.fr

(**) BETA (CNRS, université de Strasbourg et université Nancy 2); Sabine.Chaupain@univ-nancy2.fr

(***) BETA (CNRS, université de Strasbourg et université Nancy 2); Olivier.Guillot@univ-nancy2.fr

Les auteurs remercient les participants au séminaire de la Dares sur l'analyse économique du droit de travail (Paris, 15 octobre 2008) et à la session « Emploi et prélèvements obligatoires » des 29^{es} Journées de l'Association d'économie sociale (Créteil, 18 septembre 2009) pour leurs remarques, ainsi que le Bureau des dispositifs statistiques et des études du Ministère de la Justice et des libertés pour l'accès à certaines données locales.

(1) Une autre interprétation est envisageable. En effet, dans le cadre d'une approche en termes de segmentation du marché du travail, le recours aux CDD serait avant tout le reflet d'un mode particulier de gestion de la main-d'œuvre au sein d'entreprises peu soucieuses de stabiliser leurs salariés (SAUZE, 2006).

La question du recours aux CDD a fait l'objet, en France, de plusieurs études théoriques (MAURIN, 2000 ; PUCCI, VALENTIN, 2005)⁽²⁾ et empiriques (BUNEL, 2006 ; COUTROT, 2000 ; SAUZE, 2006). Autant que l'on puisse en juger, aucune de ces études n'a introduit explicitement le risque de contentieux prud'homal dans l'analyse des comportements d'embauche⁽³⁾.

Cet article est organisé de la manière suivante. La première section propose une brève revue de littérature sur les liens entre coûts d'ajustement de la main-d'œuvre et dynamique du marché du travail. La deuxième fournit des éléments de cadrage sur le contentieux prud'homal en France et la troisième, présente la démarche retenue. La quatrième section expose quelques résultats descriptifs avant que les résultats de l'analyse menée à l'aide de modèles de régression ne soient présentés et commentés dans la cinquième et dernière section.

Revue de littérature

La législation de protection de l'emploi (LPE) désigne l'ensemble des réglementations encadrant les règles d'embauche et les modalités de licenciement des salariés. Les premières recouvrent notamment les conditions d'utilisation des contrats temporaires ; les secondes concernent principalement les indemnités de licenciement, les périodes de préavis obligatoires et les procédures à respecter en cas de licenciement. Depuis le début des années 1990 s'est développée une vaste littérature macro-économique concernant les effets de la protection de l'emploi sur les performances des marchés du travail, et plus particulièrement l'impact des règles de licenciement sur le taux et la durée de chômage, ainsi que sur les réallocations d'emploi (voir notamment BERTOLA, 1990 ; BENTOLILA, BERTOLA, 1990 ; MILLARD, MORTENSEN, 1997 ; GARIBALDI, 1998 ; MORTENSEN, PISSARIDES, 1999a et 1999b)⁽⁴⁾. Les travaux théoriques montrent que l'effet de la protection de l'emploi sur le taux de chômage est ambigu. D'une part, la protection de l'emploi – en augmentant le coût de la séparation – limite les licenciements, ce qui réduit les destructions d'emploi et donc les flux d'entrée au chômage. D'autre part, en diminuant les rendements attendus

des embauches, elle réduit les créations d'emplois et donc les flux de sortie du chômage. Par ailleurs, indépendamment de son action sur le taux de chômage, le renforcement de la protection de l'emploi conduit à un allongement de la durée moyenne du chômage. Une LPE plus sévère tend, en effet, à réduire la fréquence des épisodes de chômage de courte durée (en raison de la diminution du nombre de licenciements). Inversement, en limitant les sorties du chômage, elle a pour effet d'augmenter la fréquence des épisodes de chômage de longue durée. Enfin, lorsque coexistent deux types de contrats, à savoir des contrats à durée indéterminée (protégés par les règles juridiques sur les licenciements) et des contrats temporaires, la protection de l'emploi sur les contrats stables conduit à un marché du travail globalement moins flexible, où les ajustements se concentrent sur les travailleurs temporaires (CAHUC, POSTEL-VINAY, 2002 ; L'HARIDON, MALHERBET, 2003). Ces prédictions théoriques sont assez largement corroborées par les résultats des études empiriques. Celles-ci confirment notamment l'absence de lien fort entre le degré de protection de l'emploi et le taux de chômage, mais font apparaître une corrélation positive entre niveau de LPE et durée du chômage.

Les résultats de ces études doivent cependant être examinés avec prudence, les indicateurs utilisés pour mesurer la législation sur la protection de l'emploi, à savoir ceux construits par l'OCDE ou par la Banque mondiale, étant sujets à caution. La principale critique adressée à ces indicateurs est que ceux-ci mesurent des règles et non des pratiques. En particulier, on ne tient pas compte de la contribution des tribunaux à la mise en œuvre du droit du travail et donc de la réalisation effective de la protection de l'emploi. Comme l'indiquent Evelyne SERVERIN *et al.* (2008), les tribunaux participent à la formation des normes juridiques, que ce soit par le biais de positions jurisprudentielles ou par le biais des réponses apportées par les conseils de prud'hommes aux demandes formées par les salariés. Autrement dit, si l'on veut estimer correctement les coûts du licenciement, il convient de tenir compte de la façon dont les acteurs saisissent les règles du droit du travail ou dont les tribunaux interprètent ces règles⁽⁵⁾. La critique adressée aux travaux utilisant les indicateurs de LPE peut être étendue aux études empiriques proposant une estimation des coûts d'ajustement de la main-d'œuvre. L'étude menée par John M. ABOUD et Francis KRAMARZ (2003), à partir de données françaises⁽⁶⁾, suggère que les coûts d'embauche d'un salarié sont nettement plus faibles que

(2) Ces travaux ont analysé l'impact d'une variation des coûts de séparation sur le niveau d'emploi.

(3) Dans la récente étude conduite par Henri FRAISSE, Francis KRAMARZ et Corinne PROST (2011), c'est l'impact sur les flux d'emploi (destructions, créations) du contentieux prud'homal qui a été analysé, la question de l'arbitrage entre CDD et CDI n'étant pas envisagée.

(4) Des travaux plus récents mettent l'accent sur d'autres conséquences de la protection de l'emploi, à savoir ses répercussions en termes d'incitation sur les comportements des individus. En particulier, ces travaux visent à analyser l'impact des règles juridiques sur la résolution des litiges et sur la relation de travail avant l'apparition de ces litiges (pour une revue de littérature sur ce sujet, voir GABUTHY, LAMBERT, 2008).

(5) Une étude empirique conduite par Andréa ICHINO, Michel POLO et Enrico RETTORE (2003) montre que les juges italiens du travail sont sensibles au contexte macroéconomique. Ainsi, ils tendent à statuer plus fréquemment en faveur du salarié lorsque le taux de chômage est élevé.

(6) Les auteurs ont utilisé les trois sources suivantes (les données étant relatives à l'année 1992) : l'*Enquête Structure des salaires*, les *Déclarations de mouvements de main-d'œuvre* et l'*Enquête sur la structure des emplois*.

les coûts de licenciement : 847,60 €, en moyenne, contre 14 563,60 €. S'agissant des coûts de licenciement ont été prises en compte dans ce chiffre, non seulement les indemnités légales, mais également toutes les autres sommes éventuellement versées au moment de la rupture du contrat de travail. Toutefois, ces coûts estimés n'incluent pas, semble-t-il, les éventuels dommages et intérêts versés par l'employeur en cas de jugement prud'homal défavorable. Dominique Goux *et al.* (2001) ont affiné l'analyse en faisant la distinction entre les coûts liés aux CDI et ceux relatifs aux CDD⁽⁷⁾. Il apparaît, d'une part, qu'il est beaucoup plus coûteux de licencier des salariés en CDI que de les embaucher et, d'autre part, qu'il est beaucoup moins coûteux d'ajuster le nombre d'emplois en CDD que d'ajuster le nombre d'emplois en CDI. Les auteurs concluent que ces résultats contribuent à expliquer la part élevée d'embauches en CDD que l'on observe actuellement en France. À notre connaissance, aucune de ces études n'intègre de manière explicite les coûts judiciaires que l'entreprise peut avoir à supporter en cas de licenciement d'un salarié en CDI, ni n'évalue l'impact que pourraient avoir ces coûts spécifiques sur le recours aux CDD.

Depuis le début des années 2000, plusieurs rapports ont pourtant insisté sur le fait que dans l'estimation du coût de licenciement, il faut intégrer l'incertitude liée aux règles en vigueur en matière de protection de l'emploi. En effet, au coût direct des indemnités de licenciement peut s'ajouter – en cas de recours déposé par le salarié – un coût supplémentaire résultant des procédures judiciaires et des sanctions éventuelles, ce coût supplémentaire étant par ailleurs difficilement prévisible. Pour Olivier BLANCHARD et Jean TIROLE (2003) et Pierre CAHUC et Francis KRAMARZ (2005), ce risque judiciaire est particulièrement prononcé dans le cas des licenciements économiques. Et ces auteurs d'appeler à une sécurisation de l'environnement juridique des entreprises, qui pourrait être obtenue selon eux en substituant au système existant un mécanisme d'incitation financière en dehors de toute intervention du juge. Cela étant, dans ces travaux, la remise en cause du droit du travail reste extrêmement générale dans la mesure où l'on s'intéresse assez peu à la manière dont les acteurs économiques peuvent s'en saisir (BOURREAU-DUBOIS, DEFFAINS, 2009). Notre objectif, dans le présent article, est de tenter de déterminer si les entreprises sont sensibles au risque judiciaire lorsqu'elles recrutent.

(7) L'étude de Goux *et al.* (2001) s'appuie sur un panel d'entreprises françaises, constitué à partir de données issues des *Déclarations de mouvements de main-d'œuvre* et des *Déclarations fiscales sur les bénéfices industriels et commerciaux* (pour la période 1988-1992).

Le contentieux prud'homal

Le nombre d'affaires portées devant les conseils de prud'hommes est en baisse régulière depuis 2003. En 2007⁽⁸⁾, les juridictions du travail ont enregistré 192 000 affaires nouvelles, contre plus de 210 000 en 2003 (DE MAILLARD TAILLEFER, TIMBART, 2009). Ce contentieux est largement dominé par des litiges liés à un licenciement (une tendance qui s'est accentuée depuis le début des années 1990). Ainsi, les demandes liées à la rupture du contrat de travail ont représenté, en 2007, plus de 90 % du contentieux. Plus des trois quarts de ces demandes concernaient la contestation du motif de licenciement (DE MAILLARD TAILLEFER, TIMBART, 2009), aucune distinction ne pouvant être opérée, parmi ces demandes, entre celles qui émanent de salariés en CDI et celles qui sont le fait de salariés en CDD⁽⁹⁾.

En rapportant le nombre de contestations de licenciement au nombre total de licenciements, on obtient un *taux de recours*. Ce taux est bien plus élevé dans le cas des licenciements pour motif personnel (26 % en 2003) que dans le cas des licenciements économiques (2,6 %) (MUNOZ-PEREZ, SERVERIN, 2005)⁽¹⁰⁾.

En ce qui concerne la résolution des affaires portées devant les conseils de prud'hommes, on constate qu'environ la moitié d'entre elles ne donnent pas lieu à jugement, celles-ci se concluant par un accord entre les parties (conciliation, désistement, *etc.*) ou par un abandon de procédure (radiation, caducité, *etc.*) (DE MAILLARD TAILLEFER, TIMBART, 2009). Il convient de

(8) On dénombrait alors 270 conseils de prud'hommes.

(9) La connaissance des procédures civiles, dont celles relatives aux litiges du travail, repose sur une source unique et exhaustive, le Répertoire général civil (RGC) (SERVERIN, VALENTIN, 2009). Chaque demande introduite devant une juridiction du travail est obligatoirement enregistrée au RGC. Cette demande est décrite à l'entrée et à la sortie à l'aide de diverses nomenclatures. Ainsi, sont notamment enregistrées, à l'entrée, la nature de l'affaire, et à la sortie, la nature de la décision. S'agissant des litiges du travail, la nomenclature comporte 55 postes dédiés à la description de l'objet des demandes. Si cette nomenclature permet de faire la distinction entre les demandes d'indemnités liées à la rupture du contrat de travail pour motif personnel et celles liées à la rupture du contrat de travail pour motif économique, les litiges ayant trait aux ruptures de CDI ne peuvent être différenciés de ceux concernant les CDD.

(10) Comme l'indiquent Evelyne SERVERIN et Julie VALENTIN (2009), l'estimation du taux de recours est délicate dans la mesure où il est difficile de dénombrer avec précision les licenciements, la source administrative généralement utilisée pour effectuer ce dénombrement – à savoir les demandes d'emploi enregistrées (DEE) – ne fournissant pas systématiquement la raison de l'entrée au chômage et ne renseignant pas sur les salariés licenciés qui ne s'inscrivent pas à l'agence pour l'emploi. Les taux mentionnés ici pour l'année 2003 ont été établis à partir des demandes d'emploi enregistrées en catégorie 1 (recherche d'un emploi à durée indéterminée à temps plein). En incluant les catégories 2 et 3 (recherche d'un emploi à durée indéterminée à temps partiel ou d'un emploi à durée déterminée, temporaire ou saisonnier), les valeurs obtenues sont de 22 % et 1,5 %, respectivement (SERVERIN, VALENTIN, 2009, p. 136).

noter ici que, selon l'issue du conflit, la durée de la procédure est plus ou moins longue. Ainsi, en 2004, les affaires terminées sans examen des demandes au fond se sont achevées dans un délai moyen de 8,9 mois, tandis que les affaires terminées par décision statuant sur la demande ont duré en moyenne 14,7 mois (MUNOZ-PEREZ, SERVERIN, 2006). Pour ces dernières, la durée de la procédure peut être encore plus longue. En effet, les jugements prud'homaux rendus au fond sont soumis à un risque élevé de recours en appel (le taux d'appel oscillant autour de 60 % depuis le début des années 2000). En 2004, la durée moyenne des affaires ayant été examinées en appel était de 30,8 mois. Enfin, on peut souligner que dans 70 % des cas, les jugements de première instance sont en faveur des demandeurs (*i. e.* les demandes étant acceptées partiellement ou totalement), qui sont essentiellement des salariés (MUNOZ-PEREZ, SERVERIN, 2006).

L'entreprise qui licencie un salarié en CDI s'expose au risque d'avoir à gérer un conflit individuel du travail pouvant la mener devant les prud'hommes. Dans cette hypothèse, les coûts supportés par l'entreprise sont à la fois des coûts d'opportunité, d'autant plus importants que la procédure dure longtemps, et des coûts financiers directs (versement de dommages et intérêts en cas de perte du procès). Lorsqu'elle recrute un salarié en CDD, l'entreprise peut certes être également exposée à un risque judiciaire (licenciement contesté par le salarié, demande – par le salarié – de requalification du CDD en CDI et de dommages et intérêts pour licenciement sans cause réelle et sérieuse). Toutefois, on peut considérer que ce risque est bien plus faible que dans le cas d'un licenciement de salarié en CDI⁽¹¹⁾.

La démarche d'analyse

Les données utilisées dans cet article proviennent des *Déclarations de mouvements de main-d'œuvre (DMMO)* (*cf.* encadré). L'étude porte sur les établissements de 50 salariés et plus des secteurs marchands (hors agriculture) ayant recruté dans l'année.

Dans un premier temps, c'est une analyse en coupe, s'appuyant sur les données les plus récentes dont on dispose (à savoir celles relatives à l'année 2005), qui a été menée. Deux types de régressions ont été mises en œuvre : des régressions linéaires, visant à expliquer la part des embauches en CDD parmi l'ensemble des recrutements, et des régressions

logistiques, dont la variable dépendante est codée 1 lorsque l'établissement a fortement recours aux CDD – *i. e.* lorsqu'au moins 90 % des embauches se sont faites en CDD⁽¹²⁾ – (0 dans le cas contraire).

Source et champ de l'étude

Les déclarations de mouvements de main-d'œuvre (DMMO)

Cette source administrative mensuelle renseigne sur les entrées et les sorties d'emploi parmi l'ensemble des établissements de 50 salariés ou plus. S'agissant des embauches, une distinction peut être opérée selon le type de contrat (CDI ou CDD). Quant aux sorties, elles peuvent être ventilées selon le motif (transfert d'un salarié d'un établissement à un autre, licenciement économique, autre licenciement, fin de CDD, départ en retraite ou préretraite, fin de période d'essai, démission, autres cas).

Le champ de l'étude

On s'intéresse ici aux établissements des secteurs marchands (hors agriculture) ayant procédé à des recrutements dans l'année. L'analyse en coupe a été réalisée à partir des données de 2005. Pour l'estimation des régressions à effets fixes ou aléatoires, ce sont les données relatives aux années 2002 à 2005 qui ont été utilisées. Les échantillons comprennent respectivement 35 250 et 48 750 établissements. On notera que les établissements situés en Corse du Sud et en Haute-Corse ont été écartés du champ de l'étude, et ce, en raison des valeurs particulièrement élevées de l'indice de conflictualité qui ont été obtenues pour ces deux départements (la présence de ces points extrêmes pouvant affecter les résultats).

Dans un deuxième temps, afin de tenir compte de l'incidence des facteurs inobservés, l'analyse des comportements d'embauche a été réalisée à partir de données de panel (2002-2005)⁽¹³⁾. Là aussi, on a utilisé des régressions linéaires (à effets fixes et à effets aléatoires) et des régressions à variable dépendante qualitative. Il s'agit, dans ce dernier cas, de régressions de type *Probit* à effets aléatoires⁽¹⁴⁾.

L'impact éventuel du risque prud'homal, en cas de licenciement d'un salarié en CDI, a été appréhendé à l'aide de deux indicateurs, calculés au niveau départemental. Le premier est un « indice de conflictualité »,

(11) Le salarié en CDD, lorsqu'il est licencié, n'a guère intérêt à saisir les prud'hommes. En effet, lorsque le salarié a moins de deux ans d'ancienneté dans l'entreprise (ce qui est *a priori* le cas du titulaire d'un CDD), le droit ne prévoit pas de montant minimal aux dommages et intérêts. Par ailleurs, le juge tenant compte de l'ancienneté du salarié dans l'entreprise pour évaluer le préjudice, le montant des dommages et intérêts ne peut être que relativement faible.

(12) Ce qui correspond approximativement, dans l'échantillon étudié, au dernier quartile de la distribution.

(13) Le lien éventuellement mis en évidence, sur données en coupe, entre risque prud'homal et recours aux CDD pourrait n'être que le reflet de différences non observées entre établissements. L'exploitation en longitudinal des *DMMO* permet de prendre en compte cette hétérogénéité inobservée.

(14) Sur ces différents types de modèles, voir par exemple William H. GREENE (2003). On a renoncé à utiliser ici des régressions logistiques à effets fixes. En effet, l'estimation par la méthode du maximum de vraisemblance conditionnel obligerait à écarter de l'analyse tous les établissements pour lesquels la variable dépendante est toujours égale à 0 ou toujours égale à 1 (soit 37 501 sur 48 750).

qui vise à mesurer le risque pour l'employeur d'être assigné aux prud'hommes. Il s'agit du rapport entre la part des affaires portées devant les conseils de prud'hommes du département d'implantation de l'établissement dans le total des affaires nouvelles enregistrées en France métropolitaine au cours de l'année t (source : ministère de la Justice)⁽¹⁵⁾ et la part des licenciements survenus dans le département parmi l'ensemble des licenciements de l'année $t-1$ ⁽¹⁶⁾. À l'aide du second indicateur, c'est la probabilité pour l'employeur d'avoir à supporter un coût élevé une fois l'affaire portée devant les prud'hommes, c'est-à-dire la probabilité d'aller jusqu'au jugement, que l'on a cherché à évaluer⁽¹⁷⁾. Cet indicateur, que l'on désignera, dans la suite de l'article, sous le terme de «taux de jugements prud'homaux»⁽¹⁸⁾, est égal au nombre d'affaires jugées, selon la procédure ordinaire, dans les conseils de prud'hommes du département de l'établissement, rapporté au nombre total d'affaires nouvelles en procédure ordinaire devant ces conseils⁽¹⁹⁾.

L'indice de conflictualité et le taux de jugements peuvent varier sensiblement d'une année à l'autre.

(15) http://www.stats.justice.gouv.fr/dlactju1_web.htm

(16) Les licenciements comptabilisés ici sont ceux qui sont intervenus dans les établissements de 10 salariés et plus. Le nombre de licenciements dans chaque département a été estimé à partir des *DMMO*. Cette source ne couvrant que les établissements d'au moins 50 salariés, les chiffres bruts ont été redressés. On s'est appuyé sur les statistiques nationales de la Dares qui renseignent sur la répartition des licenciements entre établissements de 10 à 49 salariés et établissements de 50 salariés et plus (voir par exemple, pour les quatre trimestres de l'année 2002, RICHET-MASTAIN, TOMASINI, 2003). On a supposé que cette répartition pouvait s'appliquer à l'ensemble des départements. Les statistiques sur le contentieux prud'homal incluant des affaires qui concernent des établissements de moins de 10 salariés, on doit, en outre, faire l'hypothèse que la part des licenciements dans le département calculée parmi les établissements de 10 salariés et plus ne diffère pas de celle que l'on observerait sur l'ensemble des établissements.

(17) On entend ici par jugements les décisions qui statuent sur le fond de la demande. On parle alors d'affaires terminées par une décision au fond. Ces dernières doivent être distinguées des affaires terminées sans jugement (conciliation, désistement, radiation, etc.).

(18) Il aurait été intéressant de pouvoir introduire, comme le font FRAISSE, KRAMARZ ET PROST (2011), un taux de jugements favorables aux salariés. Malheureusement, les données dont nous disposons n'ont pas permis de construire un tel indicateur.

(19) Dans ces deux indicateurs, c'est donc l'ensemble des affaires portées devant les conseils de prud'hommes du département, et non pas seulement celles ayant trait au licenciement de salariés en CDI, qui ont été prises en compte. Le risque prud'homal, tel qu'on tente de l'appréhender ici, est dès lors quelque peu surestimé. On rappellera toutefois que les statistiques disponibles ne permettent malheureusement pas de se centrer sur le contentieux relatif aux ruptures de CDI. Par ailleurs, on notera que l'indice de conflictualité a également été calculé en ne retenant que les «demandes d'indemnités liées à la rupture du contrat de travail CDI ou CDD, son exécution ou inexécution» (rubrique 80A de la nomenclature des affaires civiles) – ce qui conduit, cette fois, à sous-estimer le risque prud'homal puisqu'on ne prend plus en compte les demandes sans contestation du motif de licenciement. Les résultats obtenus avec cette définition (disponibles auprès des auteurs) sont très proches de ceux que l'on présente ici.

Dans les régressions sur données en coupe, ce sont les moyennes observées au cours de la période 2001-2004 qui ont été prises en compte. Pour l'analyse sur données de panel, en revanche, les valeurs retenues sont celles relatives à l'année $t-1$. Ces deux variables étant positivement corrélées⁽²⁰⁾, celles-ci ont été introduites séparément (régressions 1.1, 1.2., 2.1, 2.2, 3.1, 3.2, 4.1, 4.2, 5.1 et 5.2), puis simultanément (régressions 1.3, 2.3, 3.3, 4.3 et 5.3). Une spécification alternative (régressions 1.4, 2.4, 3.4, 4.4 et 5.4) a consisté à croiser deux indicatrices, dérivées des variables précédentes, l'une prenant la valeur 1 lorsque l'établissement est situé dans un département où un indice de conflictualité supérieur à la moyenne a été enregistré (sur la période 2001-2004 ou durant l'année $t-1$, selon le cas), l'autre étant codée 1 lorsque le département d'implantation de l'établissement est caractérisé par un taux de jugements supérieur à la moyenne (l'objectif étant de distinguer différents niveaux de risque de contentieux).

Les autres variables explicatives sont les suivantes : l'année de création de l'établissement⁽²¹⁾ (variable qualitative à quatre modalités : avant 1990, 1990-1999, 2000-2005, information manquante), le secteur d'activité (industrie, construction, tertiaire), le nombre de salariés (moins de 100, de 100 à 199, 200 ou plus), la part des femmes dans l'effectif, la présence ou non de travailleurs intérimaires⁽²²⁾ et le taux de chômage dans la zone d'emploi⁽²³⁾.

On s'attend à observer un lien positif entre les deux variables d'intérêt et le recours aux CDD. En effet, d'après les éléments de discussion avancés plus haut, plus le risque d'être assigné aux prud'hommes et d'avoir à supporter un coût élevé en cas de licenciement d'un salarié en CDI est important, plus l'incitation à recruter en CDD plutôt qu'en CDI est susceptible d'être forte, et ce «toutes choses égales par ailleurs».

Le risque prud'homal est vu ici comme un possible déterminant du recours aux CDD. Toutefois, l'hypothèse d'une causalité inverse pourrait également être envisagée. Le fait que les entreprises fassent largement appel à ce type de contrats dans une zone géographique donnée pourrait en effet expliquer que le nombre de litiges y soit

(20) Le coefficient de corrélation entre les valeurs moyennes de l'indice de conflictualité et du taux de jugements est de 0,31. Dans l'échantillon utilisé pour l'estimation des régressions sur données de panel, la corrélation entre ces deux indicateurs est sensiblement plus faible (0,14).

(21) Ou l'année d'entrée dans le champ des *DMMO*.

(22) Cette caractéristique est potentiellement endogène (des facteurs inobservés pouvant jouer à la fois sur la part des embauches en CDD et sur le recours à l'intérim). On a néanmoins choisi de l'inclure comme variable de contrôle.

(23) Le taux de chômage local et l'indice de conflictualité n'ont pu être simultanément pris en compte, parce que trop corrélés (le coefficient de corrélation, dans les données individuelles, étant de l'ordre de 0,3). Cette dernière variable ne figure donc que dans les régressions 1.2, 2.2, 3.2, 4.2 et 5.2.

plus faible, les salariés ayant peu d'ancienneté étant moins enclins à saisir les prud'hommes lors de la rupture du contrat de travail, comme le soulignent SERVERIN *et al.* (2008). On rappellera toutefois que, dans cette étude, on s'intéresse à la part des CDD dans les embauches et non pas dans les effectifs, ce qui réduit, nous semble-t-il, le risque d'endogénéité.

Éléments descriptifs

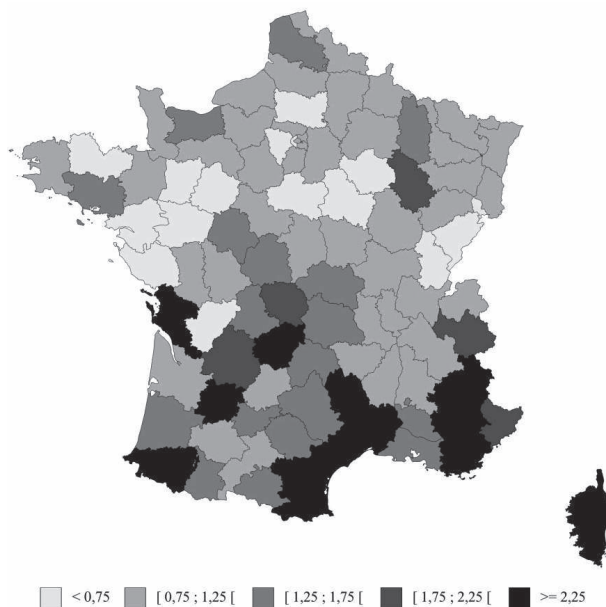
Parmi les établissements d'au moins 50 salariés qui ont embauché en 2005⁽²⁴⁾, plus de neuf sur dix (91,7 %) ont procédé à au moins un recrutement en CDD. La part moyenne des CDD dans les embauches s'élève à 59,9 % (l'écart type étant de 33,3 %). Dans un peu plus d'un quart des établissements, ce sont au moins 90 % des recrutements qui ont été effectués sous cette forme.

Lorsqu'on examine les caractéristiques de ces établissements ayant le plus recours aux CDD, on constate que ceux-ci appartiennent plus souvent au secteur tertiaire (71,6 % des cas, contre 59,8 % parmi les autres établissements), ce qui explique, au moins en partie, que la main-d'œuvre y soit bien plus féminisée (48,2 % contre 34,3 %). Il apparaît également que ces établissements, qui font moins appel à l'intérim (42,3 % contre 57,2 %), ont davantage recruté (111 embauches dans l'année, en moyenne, contre 41). En revanche, on notera que, dans ce sous-échantillon, les établissements de 200 salariés et plus ne sont pas surreprésentés.

L'indice de conflictualité, calculé sur la période 2001-2004, varie fortement selon les départements (*cf.* carte 1). C'est dans la moitié sud de la France que l'on enregistre les valeurs les plus élevées (l'indice, qui vaut 1,51 en moyenne, étant supérieur ou égal à 2,25 dans quatorze départements : Corrèze, Charente-Maritime, Lot-et-Garonne, Pyrénées-Atlantiques, Hautes-Alpes, Alpes-de-Haute-Provence, Var, les cinq départements de la région Languedoc-Roussillon et les deux départements de la Corse)⁽²⁵⁾. De même, on observe des écarts sensibles dans le taux de jugements prud'homaux (*cf.* carte 2). Celui-ci s'échelonne en effet de 34,2 % (Seine-Saint-Denis) à 71 % (Vosges), la moyenne étant de 51 %. Il apparaît, de manière assez peu surprenante, que ce taux est corrélé négativement au volume d'affaires

nouvelles à traiter⁽²⁶⁾. Cette relation négative pourrait s'expliquer par la surcharge des tribunaux. En effet, lorsque le volume d'affaires nouvelles est important, les délais de traitement sont plus longs et la probabilité que l'une des deux parties abandonne la procédure est plus forte. Ainsi, dans les vingt départements où moins de 500 affaires par an ont été portées devant les conseils de prud'hommes, le taux de jugements est, en moyenne, de 55,7 %. À l'autre extrême, parmi les onze départements où le nombre annuel d'affaires s'est élevé à plus de 3 500, c'est un taux de jugements moyen de 46,7 % qui est observé.

Carte 1 : Indice de conflictualité (2001-2004)



Source cartographique : Artique.

Source : Statistiques du ministère de la Justice et DMMO 2001-2004, Dares (calculs des auteurs).

La part des recrutements de 2005 effectués en CDD tend à croître avec l'indice de conflictualité. Les résultats d'une régression sur données agrégées au niveau des départements⁽²⁷⁾ montrent, en effet, qu'il existe une relation positive entre ces deux variables (*cf.* graphique 1). Un lien de même sens est mis en évidence entre la part des CDD (en 2005) et le taux de jugements prud'homaux (*cf.* graphique 2)⁽²⁸⁾. Par

(24) S'agissant du recours aux CDD, seuls les chiffres de 2005 sont mentionnés ici. Ces chiffres ne diffèrent guère de ceux relatifs aux trois années précédentes.

(25) Les valeurs obtenues pour les deux départements corses sont très éloignées de la moyenne (cet indice s'élevant à 9,6 en Corse-du-Sud et à 7,1 en Haute-Corse). Hors Corse, l'indice moyen s'élève à 1,35.

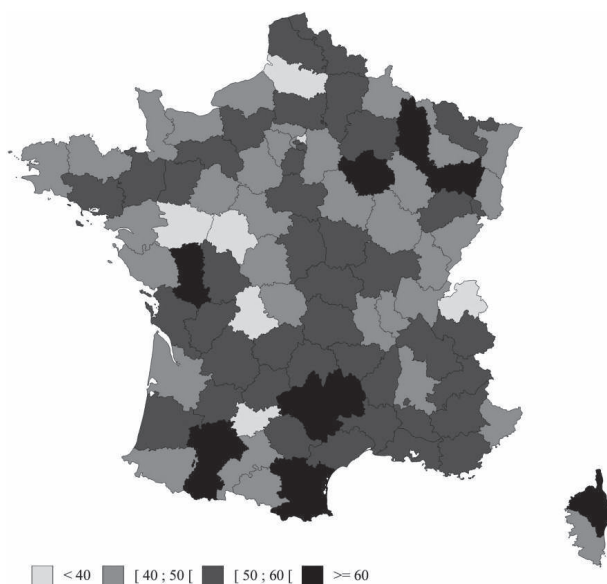
(26) Le coefficient de corrélation entre le taux de jugements et le nombre d'affaires nouvelles (sur la période 2001-2004) est de -0,182 (significatif au seuil de 10 %). Si l'on exclut Paris, où le nombre d'affaires est particulièrement élevé, ce coefficient s'élève à -0,311 (significatif au seuil de 1 %).

(27) Cette régression a été effectuée en excluant les deux départements corses.

(28) On s'est également intéressé au lien (au niveau départemental) entre la part des recrutements en CDD observée durant l'année t (et non plus seulement en 2005) et les variables prud'homaux mesurées en $t-1$ (plutôt que sur l'ensemble de la période 2001-2004). S'agissant de l'indice de conflictualité, pour chacune des quatre années prises en compte dans l'analyse sur données de panel (*i. e.* 2002, 2003, 2004 et 2005), on trouve une relation positive et significative. Dans le cas du taux de jugements, le lien est plus net en 2003 et 2004 qu'en 2001 et 2005.

ailleurs, on observe que les établissements les plus utilisateurs de CDD (*i. e.* pour au moins 90 % de leurs embauches) sont proportionnellement plus nombreux parmi ceux qui sont implantés dans des départements caractérisés par un indice de conflictualité supérieur à la moyenne (33,8 % des cas, contre 24,8 % parmi les autres établissements) ou/et par un taux de jugements prud'homaux supérieur à la moyenne (29,3 % contre 24 %). Ces premiers résultats semblent aller dans le sens de l'hypothèse avancée plus haut, quant à l'impact du risque de contentieux sur les comportements d'embauche. Il s'agit maintenant de vérifier si cet impact demeure significatif lorsque les effets d'un certain nombre de facteurs sont contrôlés.

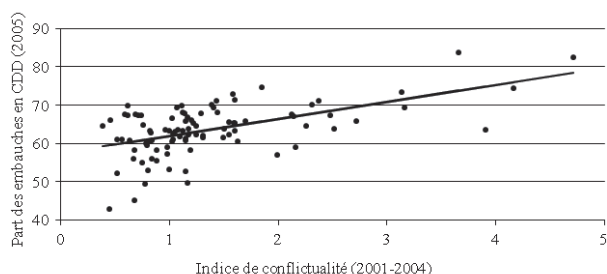
Carte 2 : Taux de jugements prud'homaux (2001-2004)



Source cartographique : Artique.

Source : Statistiques du ministère de la Justice (calculs des auteurs).

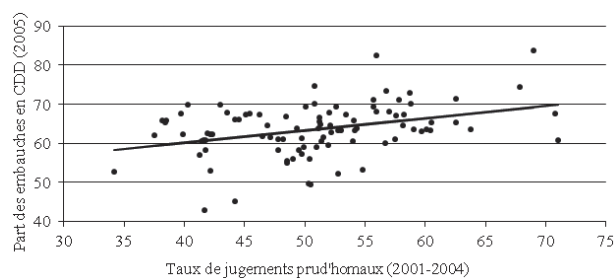
Graphique 1 : Relation entre l'indice de conflictualité et la part des embauches en CDD dans le département



Champ : Établissements d'au moins 50 salariés (hors agriculture), ayant recruté en 2005.

Source : Statistiques du ministère de la Justice et *DMMO*, Dares (calculs des auteurs).

Graphique 2 : Relation entre le taux de jugements prud'homaux et la part des embauches en CDD dans le département



Champ : Établissements d'au moins 50 salariés (hors agriculture et hors Corse), ayant recruté en 2005.

Source : Statistiques du ministère de la Justice et *DMMO*, Dares (calculs des auteurs).

Les résultats des estimations

On s'intéressera d'abord au lien entre risque de contentieux prud'homal et recours aux CDD, puis on commentera brièvement les résultats relatifs aux autres facteurs.

L'impact du risque de contentieux

Si l'on examine les résultats obtenus à partir des régressions linéaires sur données en coupe (*cf.* tableau 1, régressions 1.1 à 1.4), on constate que l'indice de conflictualité et le taux de jugements prud'homaux sont tous deux significatifs (y compris dans la régression 1.3, où ces deux indicateurs ont été inclus simultanément), les coefficients estimés étant de signe positif. Le risque prud'homal, tel qu'on l'appréhende ici, semble donc jouer dans le sens attendu. Toutefois, le lien mis en évidence est assez faible. Ainsi, au point moyen, l'élasticité de la part des embauches en CDD par rapport à l'indice de conflictualité est de 0,1 (que l'on se fonde sur la régression 1.1 ou sur la régression 1.3). Pour le taux de jugements prud'homaux, on obtient une élasticité de 0,2 lorsque cet indicateur est utilisé seul et proche de 0,1 lorsqu'on l'introduit conjointement avec l'indice de conflictualité.

Tableau 1 : Paramètres estimés des régressions linéaires et logistiques sur données en coupe

	Régressions linéaires				Régressions logistiques			
	1.1	1.2	1.3	1.4	2.1	2.2	2.3	2.4
Constante	41,153 ***	36,835 ***	36,608 ***	45,528 ***	-1,812 ***	-2,168 ***	-2,122 ***	-1,558 ***
Année de création								
Avant 1990	5,471 ***	5,696 ***	5,427 ***	5,576 ***	0,249 ***	0,264 ***	0,247 ***	0,252 ***
1990-1999	2,736 ***	2,790 ***	2,717 ***	2,746 ***	0,112 ***	0,116 ***	0,111 ***	0,112 ***
2000-2005	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.
Information manquante	4,431 ***	4,609 ***	4,380 ***	4,546 ***	0,158 ***	0,168 ***	0,154 ***	0,161 ***
Secteur d'activité								
Industrie	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.
Construction	-11,394 ***	-11,041 ***	-11,351 ***	-11,149 ***	-1,319 ***	-1,286 ***	-1,316 ***	-1,298 ***
Tertiaire	1,334 ***	1,648 ***	1,390 ***	1,523 ***	-0,063 **	-0,041	-0,060 *	-0,048
Nombre de salariés								
Moins de 100	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.
100 à 199	0,582	0,515	0,600 *	0,529	-0,068 **	-0,073 **	-0,067 **	-0,072**
200 ou plus	-0,165	-0,367	-0,142	-0,282	-0,169 ***	-0,181 ***	-0,168 ***	-0,175 ***
Part des femmes dans l'effectif (%)	0,303 ***	0,300 ***	0,301 ***	0,302 ***	0,014 ***	0,014 ***	0,014 ***	0,014 ***
Présence d'intérimaires dans l'établissement	-3,931 ***	-4,246 ***	-3,906 ***	-3,963 ***	-0,381 ***	-0,399 ***	-0,379 ***	-0,383 ***
Taux de chômage local (%)	-	-0,160 *	-	-	-	-0,006	-	-
Indice de conflictualité (x 100)	0,057 ***	-	0,053 ***	-	0,004 ***	-	0,003 ***	-
Taux de jugements prud'homaux (%)	-	0,246 ***	0,101 ***	-	-	0,017 ***	0,007 ***	-
Indice de conflictualité et taux de jugements prud'homaux								
Indice > 1,35 ; taux > 51 %	-	-	-	7,861 ***	-	-	-	0,548 ***
Indice > 1,35 ; taux ≤ 51 %	-	-	-	6,298 ***	-	-	-	0,486 ***
Indice ≤ 1,35 ; taux > 51 %	-	-	-	1,528 ***	-	-	-	0,115 ***
Indice ≤ 1,35 ; taux ≤ 51 %	-	-	-	Réf.	-	-	-	Réf.
R ² ajusté	0,119	0,112	0,119	0,117				
Logarithme de la vraisemblance					-18 993,6	-19 092,3	-18 987,7	-18 995,9
Pseudo-R ² de McFADDEN					0,062	0,057	0,062	0,062
Nombre d'observations	35 250	35 250	35 250	35 250	35 250	35 250	35 250	35 250

Lecture : *** : significatif au seuil de 1 % ; ** : significatif au seuil de 5 % ; * : significatif au seuil de 10 %.

Champ : Établissements d'au moins 50 salariés (hors agriculture et hors Corse), ayant recruté en 2005.

Source : DMMO 2005, Dares (calculs des auteurs).

Les variables indicatrices que l'on a fait figurer dans la dernière des quatre régressions estimées (régression 1.4) sont également apparues significatives. Toutes choses égales par ailleurs, dans les départements où le risque de contentieux semble être le plus marqué (*i. e.* où un indice de conflictualité supérieur à 1,35 et un taux de jugements de plus de 51 % ont été enregistrés), la part des recrutements en CDD est par exemple de 7 points plus élevée (par rapport à la situation de référence).

Les résultats des régressions logistiques sur données en coupe vont dans le même sens que ceux que l'on vient de présenter (*cf.* tableau 1, régressions 2.1 à 2.4). La probabilité d'un recours massif aux CDD (*i. e.* le fait que ces contrats représentent au moins 90 % des embauches) est positivement liée à l'indice de conflictualité et au taux de jugements, les élasticités au point moyen étant de l'ordre de 0,3

et 0,6 respectivement⁽²⁹⁾. Pour les établissements situés dans des départements où l'indice de conflictualité et le taux de jugements sont relativement élevés (*i. e.* supérieurs à 1,35 et à 51 %, respectivement), cette probabilité est de 10 points plus forte (probabilité de 0,32, contre 0,22 dans la situation de référence).

(29) Comme précédemment, lorsque les deux indicateurs sont introduits simultanément (régression 2.3), le taux de jugements joue plus faiblement (élasticité proche de 0,3).

Si l'on s'intéresse à présent aux estimations sur données de panel, on constate que les résultats des régressions avec effets individuels aléatoires – qu'il s'agisse des régressions linéaires ou des modèles de type *Probit* – corroborent ceux de l'analyse en coupe (cf. tableau 2, régressions 4.1 à 4.4, et tableau 3, régressions 5.1 à 5.4). En effet, comme dans les

modèles précédents, l'indice de conflictualité et le taux de jugements apparaissent jouer significativement (et positivement) sur le recours aux CDD. Les effets estimés sont cependant plus faibles que ceux mis en évidence à partir des données en coupe (élasticités de l'ordre de 0,1 ou inférieures).

Tableau 2 : Paramètres estimés des régressions linéaires sur données de panel

	Régressions linéaires à effets fixes				Régressions linéaires à effets aléatoires			
	3.1	3.2	3.3	3.4	4.1	4.2	4.3	4.4
Constante	-	-	-	-	48,011 ***	45,670 ***	47,181 ***	49,358 ***
Année de création								
Avant 1990	-	-	-	-	6,011 ***	6,269 ***	6,005 ***	6,021 ***
1990-1999	-	-	-	-	2,207 ***	2,300 ***	2,205 ***	2,198 ***
2000-2005	-	-	-	-	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.
Information manquante	-	-	-	-	5,808 ***	6,070 ***	5,801 ***	5,842 ***
Secteur d'activité								
<i>Industrie</i>	-	-	-	-	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.
Construction	-	-	-	-	-12,579 ***	-12,610 ***	-12,576 ***	-12,528 ***
Tertiaire	-	-	-	-	3,395 ***	3,320 ***	3,401 ***	3,344 ***
Nombre de salariés								
<i>Moins de 100</i>	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.
100 à 199	1,666 ***	1,641 ***	1,665 ***	1,664 ***	0,574 **	0,521 **	0,574 **	0,544 **
200 ou plus	3,582 ***	3,568 ***	3,583 ***	3,584 ***	0,995 ***	0,897 ***	0,999 ***	0,972 ***
Part des femmes dans l'effectif (%)	0,007	0,007	0,008	0,008	0,152 ***	0,151 ***	0,152 ***	0,152 ***
Présence d'intérimaires dans l'établissement	0,169	0,280	0,169	0,169	-2,368 ***	-2,357 ***	-2,365 ***	-2,371 ***
Taux de chômage local (%)	-	1,084 ***	-	-	-	0,490 ***	-	-
Indice de conflictualité (x 100)	-0,001	-	-0,001	-	0,023 ***	-	0,023 ***	-
Taux de jugements prud'homaux (%)	-	-0,001	-0,006	-	-	0,015 **	0,017 ***	-
Indice de conflictualité et taux de jugements prud'homaux								
Indice > moyenne ; taux > moyenne	-	-	-	-0,139	-	-	-	3,945 ***
Indice > moyenne ; taux ≤ moyenne	-	-	-	0,196	-	-	-	3,451 ***
Indice ≤ moyenne ; taux > moyenne	-	-	-	-0,014	-	-	-	1,011 ***
Indice ≤ moyenne ; taux ≤ moyenne	-	-	-	Réf.	-	-	-	Réf.
R ² ajusté	0,688	0,689	0,688	0,688	0,089	0,083	0,089	0,090
Nombre d'observations	136 244	136 244	136 244	136 244	136 244	136 244	136 244	136 244
Nombre d'établissements	48 750	48 750	48 750	48 750	48 750	48 750	48 750	48 750

Lecture : *** : significatif au seuil de 1 % ; ** : significatif au seuil de 5 % ; * : significatif au seuil de 10 %.

Champ : établissements d'au moins 50 salariés (hors agriculture et hors Corse), ayant recruté dans l'année.

Source : DMMO 2002-2005, Dares (calculs des auteurs).

Tableau 3 : Paramètres estimés des régressions de type *Probit* à effets aléatoires

	5.1	5.2	5.3	5.4
Constante	- 1,541 ***	- 1,825 ***	- 1,674 ***	- 1,457 ***
Année de création				
Avant 1990	0,271 ***	0,293 ***	0,270 ***	0,267 ***
1990-1999	0,102 ***	0,111 ***	0,102 ***	0,100 ***
2000-2005	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.
Information manquante	0,222 ***	0,243 ***	0,220 ***	0,220 ***
Secteur d'activité				
Industrie	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.
Construction	- 1,030 ***	- 1,040 ***	- 1,029 ***	- 1,024 ***
Tertiaire	- 0,044 **	- 0,049 **	- 0,043 **	- 0,040 *
Nombre de salariés				
Moins de 100	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.
100 à 199	- 0,109 ***	- 0,114 ***	- 0,109 ***	- 0,112 ***
200 ou plus	- 0,178 ***	- 0,186 ***	- 0,178 ***	- 0,179 ***
Part des femmes dans l'effectif (%)	0,009 ***	0,009 ***	0,009 ***	0,009 ***
Présence d'intérimaires dans l'établissement	- 0,325 ***	- 0,327 ***	- 0,325 ***	- 0,323 ***
Taux de chômage local (%)	-	0,040 ***	-	-
Indice de conflictualité (x 100)	0,002 ***	-	0,002 ***	-
Taux de jugements prud'homaux (%)	-	0,003 **	0,003 ***	-
Indice de conflictualité et taux de jugements prud'homaux				
Indice > moyenne ; taux > moyenne	-	-	-	0,392 ***
Indice > moyenne ; taux ≤ moyenne	-	-	-	0,233 ***
Indice ≤ moyenne ; taux > moyenne	-	-	-	0,113 ***
Indice ≤ moyenne ; ≤ moyenne	-	-	-	Réf.
ρ	0,695 ***	0,700 ***	0,695 ***	0,693 ***
Logarithme de la vraisemblance	- 63 338,1	- 63 398,6	- 63 327,8	- 63 271,0
Pseudo-R ² de McFADDEN	0,145	0,148	0,145	0,144
Nombre d'observations	136 244	136 244	136 244	136 244
Nombre d'établissements	48 750	48 750	48 750	48 750

Lecture : *** : significatif au seuil de 1 % ; ** : significatif au seuil de 5 % ; * : significatif au seuil de 10 %.

Champ : Établissements d'au moins 50 salariés (hors agriculture et hors Corse), ayant recruté dans l'année.

Source : DMMO 2002-2005, Dares (calculs des auteurs).

L'inconvénient de ce type de modélisation (*i. e.* à effets aléatoires) est que l'on doit faire l'hypothèse que les effets individuels ne sont pas corrélés aux variables explicatives. Aussi a-t-on également estimé des régressions linéaires à effets fixes⁽³⁰⁾. À la différence des modèles à effets aléatoires, ces régressions ne font apparaître aucun lien significatif entre l'indice de conflictualité ou le taux de jugements et la part des embauches en CDD (*cf.* tableau 2, régressions 3.1 à 3.4). Lorsqu'on tient compte de l'incidence des facteurs inobservés, le constat est donc plus incertain : l'impact du risque prud'homal ne demeure significatif que sous cette hypothèse d'absence de corrélation entre effets individuels et régresseurs⁽³¹⁾.

(30) Le recours à ce type de spécification permet d'estimer l'impact d'une variation de l'indice de conflictualité ou du taux de jugements, dans le département d'implantation de l'établissement, sur la variation du recours aux CDD dans l'établissement. Dans ces régressions, bien évidemment, l'année de création de l'établissement et le secteur d'activité n'ont pu être explicitement introduits, ces variables étant constantes au cours du temps.

(31) À en juger d'après les résultats du test de HAUSMAN (sur ce test, voir GREENE, 2003, pp. 301-302), c'est la spécification à effets fixes qui serait la plus appropriée.

Le rôle des autres facteurs

L'analyse montre par ailleurs que l'intensité du recours aux CDD (ou la probabilité de recourir massivement à ce type de contrat) augmente significativement avec l'ancienneté de l'établissement, un résultat difficile à interpréter⁽³²⁾. Le taux de féminisation semble également jouer positivement⁽³³⁾, une constatation qui rejoint celle faite par Thomas

(32) D'après l'étude réalisée par Patrick AUBERT (2003), les salariés âgés de 50 ans et plus sont proportionnellement plus nombreux dans les établissements les plus anciens. On le vérifie ici, de manière indirecte. En effet, si l'on prend l'exemple de l'année 2005, la proportion de départs en retraite ou préretraite parmi les sorties d'emploi est, en moyenne, plus élevée dans les établissements créés avant 1990 (12,3 % contre 7,7 % dans les plus récents). Le recours plus important aux CDD, dans ces établissements, ne semble toutefois pas s'inscrire dans une logique de rajeunissement de la main-d'œuvre, du moins si l'on en juge d'après la proportion de jeunes de moins de 25 ans (davantage concernés par les CDD) parmi les entrants (cette proportion étant peu différente de celle observée dans les établissements les plus récents : 36,2 %, en moyenne, contre 34,6 %).

(33) Cette variable s'est révélée significative dans les régressions sur données en coupe, ainsi que dans les estimations avec effets aléatoires. En revanche, dans les régressions logistiques à effets fixes, aucun effet n'est mis en évidence.

COUTROT (2000) à partir des données de l'enquête REPONSE de 1998.

S'agissant de l'impact du secteur d'activité, les résultats obtenus à partir des régressions linéaires et des régressions à variable dépendante qualitative ne sont pas totalement concordants. En effet, toutes choses égales par ailleurs, la part des embauches en CDD est, en moyenne, un peu plus élevée dans le tertiaire que dans l'industrie. D'après les résultats des régressions logistiques et de type *Probit*, en revanche, les établissements du tertiaire ont une plus faible probabilité que ceux du secteur industriel d'avoir largement recours aux CDD. Néanmoins, quelle que soit la variable considérée, ce sont les établissements du secteur de la construction qui apparaissent, et de loin, comme les moins utilisateurs de CDD.

Sur données en coupe, l'effet de la taille de l'établissement ne s'est révélé significatif que dans les régressions logistiques. On constate que les grands établissements (200 salariés et plus) sont moins susceptibles d'effectuer au moins 90 % de leurs embauches en CDD. Ce dernier résultat (que l'on retrouve dans l'estimation à partir des régressions de type *Probit* à effets aléatoires) semble être en contradiction avec ceux obtenus par Thomas COUTROT (2000) et Damien SAUZE (2006)⁽³⁴⁾. Les régressions linéaires sur données de panel (aussi bien les régressions à effets fixes que celles à effets aléatoires) font en revanche apparaître, comme dans ces deux études, un effet positif de la taille de l'établissement.

Les estimations en coupe montrent que la présence d'intérimaires est associée à un moindre recours aux CDD. Ce résultat n'est que partiellement confirmé par l'analyse sur données de panel⁽³⁵⁾. Enfin, on notera que le taux de chômage local joue positivement, du moins si l'on en juge d'après les résultats des régressions avec effets individuels.

*
* *

Cet article s'est intéressé, à partir de données issues des DMMO, aux déterminants de la décision d'embaucher en CDD plutôt qu'en CDI. La question que l'on a plus particulièrement cherché à explorer est celle de l'impact du risque de contentieux prud'homal en cas de licenciement, un

élément pouvant entrer en compte dans l'évaluation des coûts de séparation liés aux CDI. D'après les résultats des estimations sur données en coupe, ce facteur a un effet significatif (positif), mais d'assez faible ampleur, sur le recours aux CDD. L'analyse menée à l'aide de régressions à effets aléatoires vient corroborer ce constat. En revanche, dans les régressions à effets fixes, les indicateurs utilisés pour appréhender l'impact du risque prud'homal se sont tous deux révélés non significatifs.

Cette étude conserve un caractère exploratoire. En effet, il convient de souligner qu'un certain nombre de caractéristiques *a priori* déterminantes n'ont pu être introduites en tant que variables de contrôle (parce que non disponibles dans les données utilisées). On songe notamment au niveau de qualification de la main-d'œuvre (les études menées par Matthieu BUNEL (2006) et Thomas COUTROT (2000) ayant mis en évidence un lien négatif entre la proportion de cadres et l'intensité du recours aux formes temporaires d'emploi) et à la situation financière des établissements. Dans les estimations sur données de panel, toutefois, l'incidence de tels facteurs, ici inobservés, est *a priori* contrôlée. En second lieu, les indicateurs relatifs au contentieux prud'homal que l'on a retenus ne sont pas totalement satisfaisants. Ainsi, comme on l'a souligné plus haut, dans le calcul de ces deux indicateurs, toutes les affaires portées devant les conseils de prud'hommes ont été prises en compte, alors que certaines demandes n'ont pas trait au licenciement d'un salarié en CDI. En outre, aucune distinction n'a été introduite entre les différentes sections des conseils de prud'hommes (industrie, commerce, agriculture, activités diverses et encadrement)⁽³⁶⁾.

Un des prolongements de ce travail pourrait consister à analyser le recours aux CDD sur une plus longue période. La question de l'impact éventuel du risque prud'homal sur les comportements en matière de licenciement mériterait également d'être explorée.

(34) Il convient cependant de préciser que la variable dépendante retenue ici diffère sensiblement de celles utilisées par ces auteurs. En effet, c'est la part des CDD dans les effectifs de l'établissement, et non pas dans les embauches, que ceux-ci ont cherché à expliquer.

(35) Cette variable étant non significative dans les régressions avec effets fixes.

(36) On a cherché à affiner l'analyse en calculant des indices de conflictualité distincts pour l'industrie et le tertiaire (cette différenciation n'ayant pu être opérée dans le cas du taux de jugements, les statistiques disponibles ne renseignant pas sur les sections des conseils de prud'hommes pour les affaires jugées). D'après les résultats des régressions portant sur ces deux secteurs (résultats disponibles auprès des auteurs), le risque prud'homal aurait un plus fort impact dans le tertiaire que dans l'industrie.

Bibliographie

- ABOWD J.-M., KRAMARZ F. (2003), «The Costs of Hiring and Separations», *Labour Economics*, vol. 10, n° 5, pp. 499-530.
- AUBERT P. (2003), «Les quinquagénaires dans l'emploi salarié privé», *Économie et Statistique*, n° 368, pp. 65-94.
- BENTOLILA S., BERTOLA G. (1990), «Firing Costs and Labor Demand: How Bad is Eurosclerosis?», *Review of Economic Studies*, vol. 57, n° 3, pp. 381-402.
- BENTOLILA S., SAINT-PAUL G. (1992), «The Macroeconomic Impact of Flexible Labor contracts, with an Application to Spain», *European Economic Review*, vol. 36, n° 5, pp. 1013-1047.
- BERTOLA G. (1990), «Job Security, Employment and Wages», *European Economic Review*, vol. 34, n° 4, pp. 851-879.
- BLANCHARD O., TIROLE J. (2003), «Protection de l'emploi et procédures de licenciement», *Rapports du Conseil d'analyse économique*, n° 44, La Documentation française, Paris.
- BOURREAU-DUBOIS C., DEFFAINS B. (2009), «Économie et droit du travail : des discours concurrents mais non rivaux», *Travail et Emploi*, n° 120, pp. 9-16.
- BOURREAU-DUBOIS C., DEFFAINS B., DEMOUGIN D., CHAUPAIN-GUILLOT S., DORIAT-DUBAN M., FERREY S., GABUTHY Y., GUILLOT O., JANKELIOWITCH-LAVAL E., LAMBERT E.-A., LANGLAIS E., RAY J.-C. (2008), «Analyse économique du droit du travail», *Rapport final pour le compte de la Dares*, BETA, Nancy.
- BUNEL M. (2006), «L'utilisation des modes de flexibilité par les établissements français», *Travail et Emploi*, n° 106, pp. 7-24.
- CAHUC P., KRAMARZ F. (2005), *De la précarité à la mobilité : vers une Sécurité sociale professionnelle*, Rapport au ministre de l'Économie, des Finances et de l'Industrie et au ministre de l'Emploi, du Travail et de la Cohésion sociale, La Documentation française, Paris.
- CAHUC P., POSTEL-VINAY F. (2002), «Temporary Jobs, Employment Protection and Labor Market Performance», *Labour Economics*, vol. 9, n° 1, pp. 63-91.
- COUTROT T. (2000), «Les facteurs de recours aux contrats temporaires», *Premières Synthèses*, n° 25.3, Dares.
- FRAISSE H., KRAMARZ F., PROST C. (2011), «Labor Disputes and Labor Flows», IZA Discussion Paper, n° 5677, Institute for the Study of Labor, Bonn.
- GABUTHY Y., LAMBERT E.-A. (2008), «Incitations et licenciement individuel», *Revue française d'économie*, vol. 23, n° 1, pp. 3-50.
- GARIBALDI P. (1998), «Job Flows Dynamics and Firing Restrictions», *European Economic Review*, vol. 42, n° 2, pp. 245-275.
- GOUX D., MAURIN E., PAUCHET M. (2001), «Fixed-term Contracts and the Dynamics of Labour Demand», *European Economic Review*, vol. 45, n° 3, pp. 533-552.
- GREENE W.H. (2003), *Econometric Analysis* (5th Edition), Prentice Hall, Upper Saddle River.
- ICHINO A., POLO M., RETTORE E. (2003), «Are Judges Biased by Labor Market Conditions?», *European Economic Review*, vol. 47, n° 5, pp. 913-944.
- L'HARIDON O., MALHERBET F. (2003), «Protection de l'emploi et performance du marché du travail», *Revue française d'économie*, vol. 17, n° 4, pp. 21-69.
- DE MAILLARD TAILLEFER L., TIMBART O. (2009), «Les affaires prud'homales», *Infostat Justice*, n° 105.
- MAURIN E. (2000), «Les contrats à durée déterminée et les coûts de licenciement nuisent-ils à l'embauche stable?», *Annales d'Économie et de Statistique*, n° 57, pp. 267-291.
- MILLARD S.P., MORTENSEN D.T. (1997), «The Unemployment and Welfare Effects of Labour Market Policy. A comparison of the US and UK», in Snower D., de la Dehesa G. (eds), *Unemployment Policy : Government Options for the Labour Market*, Cambridge University Press, New-York, pp. 545-572.
- MORTENSEN D.T., PISSARIDES C.A. (1999a), «New Developments in Models of Search in the Labor Market», in Ashenfelter O., Card D. (eds), *Handbook of Labor Economics*, vol. 3, chapter 39, Elsevier, pp. 2567-2627.
- MORTENSEN D.T., PISSARIDES C.A. (1999b), «Job Reallocation, Employment Fluctuations and Unemployment», in Taylor J.-B., Woodford M. (eds), *Handbook of Macroeconomics*, vol. 1, chapter 18, Elsevier, pp. 1171-1228.
- MUNOZ PEREZ B., SERVERIN E. (2005), «Le droit du travail en perspective contentieuse – 1993 à 2003», Ministère de la Justice, Direction des affaires civiles et du sceau, Cellule études et recherches.
- MUNOZ PEREZ B., SERVERIN E. (2006), «Le sort des demandes prud'homales en 2004», *Infostat Justice*, n° 87.
- PUCCI M., VALENTIN J. (2005), «Le renchérissement des CDD peut être favorable à l'emploi : une analyse des décisions des entreprises en environnement incertain», *Annales d'Économie et de Statistique*, n° 78, pp. 164-187.
- RICHET-MASTAIN L., TOMASINI M. (2003), «Les mouvements de main-d'œuvre au quatrième trimestre 2002 : les démissions diminuent», *Premières informations et Premières synthèses*, n° 27.1.
- SAINT-PAUL G. (1996), *Dual Labor Markets : A Macroeconomic Perspective*, MIT Press, Cambridge, Mass.
- SAUZE D. (2006), *Le recours aux contrats de travail à durée déterminée en France : une analyse sur données d'entreprises (1985-2000)*, Thèse de doctorat en sciences économiques, Université Paris 1 Panthéon-Sorbonne.
- SERVERIN E., VALENTIN J. (2009), «Licenciement et recours aux prud'hommes, questions de mesure», in Gomel B., Meda D., Serverin E. (dir), *L'emploi en ruptures*, Presses Universitaires de Paris Ouest, Centre d'études de l'emploi et Dalloz, pp. 121-138.
- SERVERIN E., VALENTIN J., KIRAT T., SAUZE D., DALMASSO R. (2008), «Évaluer le droit du licenciement. Comparaison des droits et des procédures, mesure des actions», *Revue de l'OFCE*, n° 107, pp. 29-64.