



HAL
open science

Transitions CDD - CDI et différentiels de salaire : Résultats économétriques sur l'enquête Emploi

Mohamed Ben Halima, Jean-Yves Lesueur

► **To cite this version:**

Mohamed Ben Halima, Jean-Yves Lesueur. Transitions CDD - CDI et différentiels de salaire : Résultats économétriques sur l'enquête Emploi. 2007. hal-00196285

HAL Id: hal-00196285

<https://hal.science/hal-00196285>

Submitted on 17 Dec 2007

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

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



Centre National
de la Recherche
Scientifique

GATE
Groupe d'Analyse et de Théorie
Économique
UMR 5824 du CNRS



DOCUMENTS DE TRAVAIL - WORKING PAPERS

W.P. 07-21

Transitions CDD - CDI et différentiels de salaire:
Résultats économétriques sur l'enquête Emploi

Mohamed Ali Ben Halima, Jean-Yves Lesueur

Septembre 2007

GATE Groupe d'Analyse et de Théorie Économique
UMR 5824 du CNRS
93 chemin des Mouilles – 69130 Écully – France
B.P. 167 – 69131 Écully Cedex
Tél. +33 (0)4 72 86 60 60 – Fax +33 (0)4 72 86 60 90
Messagerie électronique gate@gate.cnrs.fr
Serveur Web : www.gate.cnrs.fr

Transitions CDD - CDI et différentiels de salaire: Résultats économétriques sur l'enquête Emploi

Mohamed Ali BEN HALIMA et Jean-Yves LESUEUR*

Septembre, 2007

Résumé

Nous présentons un modèle simple permettant d'interpréter la transition d'un CDD à un CDI à partir d'un mécanisme de tournoi dans lequel la promotion vers le CDI est basée sur une norme de productivité. Les propriétés d'équilibre du modèle montrent que l'écart de salaire entre CDI et CDD est positivement corrélé à l'incertitude qui accompagne la sélection sous le statut de CDD. Cette propriété est soumise à estimation économétrique à partir de l'enquête Emploi historique couvrant la période 1990 - 2002. Nous estimons un modèle d'équations de salaire à double régime (CDI - CDD) avec contrôle du biais de sélection qui caractérise le dépassement de la norme de productivité. Une décomposition des écarts de salaires permet d'identifier la contribution relative des inobservables ayant conditionné l'accès au CDI sur l'écart de salaire. Afin de contrôler l'influence de l'incertitude qui accompagne la compétition entre les salariés pour l'accès au CDI nous avons retenu comme variable proxy la taille de l'entreprise. Les résultats montrent que, dans les PME, les caractéristiques qui contribuent à la sélection tendent à compresser, toutes choses égales par ailleurs, la dispersion des salaires entre CDI et CDD. Dans les grandes entreprises en revanche, l'effet de la sélection augmente l'écart moyen de salaire entre CDI et CDD et ce de l'ordre de 9,3%. Ce résultat ne semble pas infirmer la propriété de statique comparative du modèle selon laquelle une augmentation de l'incertitude lors de la sélection conduit à un renforcement de l'écart de salaire entre promu et non - promu.

JEL : J31, J41, M51

Mots-clés : Contrat à durée déterminée, Tournoi, Transitions individuelles, Différentiel de salaire.

*GATE (Groupe d'Analyse et de Théorie Economique), UMR-CNRS n°5824, Université Lumière Lyon 2. 93, chemin des Mouilles - B.P.167 69131 - ECULLY cedex Téléphone +33(0) 472 86 60 60 Télécopie +33(0) 472 86 60 90 E-mail: benhalima@gate.cnrs.fr, lesueur@gate.cnrs.fr

1 Introduction

Les résultats des enquêtes Emploi montrent que le recours par les entreprises du secteur privé aux CDD a progressé en France de 1982 à 2002 de 186% contre 11% pour le secteur public. Dans la même période, les autres formes particulières d'emploi comme l'intérim ou les contrats aidés ont été multipliés par trois (cf. Givord [2006]). Les primo entrants sur le marché du travail et les travailleurs à faible expérience professionnelle sont particulièrement représentatifs de cette population à statut précaire. Ainsi, parmi les actifs dont l'ancienneté est inférieure à 5 ans sur le marché du travail, la part des CDD qui représentait 8,5% de la population active en 1982 est passée à 13,4% en 2002. Dans la même période et sous les mêmes critères d'ancienneté, la main d'œuvre intérimaire a suivi une trajectoire tout aussi marquée, passant de 1,4% de la population active en 1982 à près de 6% de la main d'œuvre en 2002. Cette accélération de la précarité de l'emploi n'est quasiment pas observée pour les actifs les plus expérimentés. En 2002, lorsque l'expérience professionnelle est comprise entre 5 et 10 ans, les CDD ne représentent que 3,8% de la population active et 1,3% celle de l'interim. Si la proportion moyenne des CDD dans la communauté européenne se situe à la fin des années quatre vingt dix à 12%, les observations dans ce domaine restent très contrastées selon les pays. En Espagne, le poids des emplois temporaires est parmi les plus élevés en Europe autour de 33,6% de la population active en 1996. La vulnérabilité à la précarité est également fortement corrélée dans ce pays avec le manque d'expérience professionnelle. Ainsi, sur la base des données de l'ECHP, Davia et Hernanz [2004] montrent que pour les actifs dont l'expérience professionnelle est inférieure à 5 ans, la part des CDD est de près de 66% chez les jeunes et de près de 59% chez les adultes. Au Royaume - Uni, la part des emplois temporaires qui se situait en 1985 aux environs de 7% est restée relativement stable pour atteindre 7,4% en 1997. Face à ces faits stylisés, deux interprétations sont régulièrement avancées par la littérature. Une première orientation consiste à interpréter le développement des formes particulières d'emploi comme une réponse au besoin de flexibilité des entreprises vis à vis de la législation du travail et la nécessité de s'adapter aux fluctuations de la conjoncture (Hunt [2000], Maurin [2000], Cahuc et Postel-Vinay [2002]). Dans cette optique les travailleurs affectés aux CDD pourraient souffrir d'une discrimination salariale voire d'une ségrégation qui les amèneraient à entrer durablement dans la précarité faute de ne pouvoir accumuler une formation spécifique. Blanchard et Landier [2002] évaluent ainsi à 20% l'écart salarial entre CDD et CDI en France et Booth, Francesconi et Frank [2002] à 6% pour les hommes et 10% pour les femmes en Angleterre. Toutefois si la plupart des études économétriques ne réfutent pas l'hypothèse d'une discrimination salariale à l'égard des CDD, les résultats obtenus

à partir des données espagnoles de l'ECHP remettent en cause ce résultat. A partir d'une décomposition des écarts de salaires à la Oaxaca et Blinder et en contrôlant les effets de sélection relatifs à la participation et à l'accès au CDI, Davia et Hernanz [2004] montrent qu'à caractéristiques identiques, les travailleurs sous CDD reçoivent une prime salariale variant de 11,2 à 21,8% selon l'âge par rapport à leurs homologues sous CDI. Ce résultat qui infirme l'hypothèse de discrimination, milite en revanche en faveur de l'hypothèse de différences de salaires égalisatrices. Sur les données de l'enquête 2001 sur les conditions de travail en Espagne, Albert, Garcia-Serrano et Hernanz [2005] alimentent ce débat. Ils montrent que d'une part les travailleurs sous contrats temporaires ont moins de chances d'être embauchés dans des firmes formatrices et que d'autre part, même s'ils accèdent à ce type de firme, leur probabilité d'être sélectionné pour suivre une formation est plus faible que celle des CDI. Ainsi en 2001, 40,6% des salariés sous CDI ont bénéficié d'une formation, contre seulement 16,5% des salariés sous contrats temporaires.

L'observation d'un recours massif à ces formes atypiques d'emploi, en particulier pour les actifs faiblement expérimentés, peut également nourrir l'hypothèse alternative selon laquelle les employeurs utilisent ces formes d'emploi pour sélectionner les candidatures à un contrat permanent. Dans le modèle de Loh [1994], les contrats à durée déterminée sont utilisés par les firmes comme mécanisme de filtre de sorte qu'une corrélation positive est attendue entre la qualité des travailleurs et le choix des contrats à durée déterminée. Mais le recours aux contrats à durée déterminée peut également viser à expérimenter les compétences des salariés avant de s'engager dans un contrat de long terme dont les coûts de rupture peuvent être élevés en cas de défaut d'appariement. Sur les données anglaises du BHPS, Booth et al.[2002] montrent que pour les femmes en particulier, le passage par un contrat à durée déterminée est un véritable tremplin pour l'accès au CDI. En effet, les femmes ayant suivi ce type de transition rattrapent au bout de 10 ans d'expérience professionnelle l'écart de salaire qui les différencie de leurs homologues ayant démarré leur carrière directement par un emploi permanent. La probabilité des femmes de sortir d'un CDD vers un CDI est par ailleurs fortement corrélée au volume d'heures supplémentaires non payées utilisées comme proxy de l'effort, résultat qui confirme selon les auteurs l'utilisation des CDD comme mécanisme de sélection pour l'accès au CDI. A partir de l'estimation d'équations de gains sur l'enquête Revenus des ménages de 2000 à 2002, Picchio [2006] confirme une telle interprétation du recours aux CDD pour l'Italie. A partir des données du panel socio-économique allemand sur la période 1985 à 2002, Hagen [2002] montre ainsi que la stabilité des emplois est plus élevée pour les actifs qui ont suivi une transition CDD - CDI par rapport à leurs homologues ayant débuté leur insertion par un CDI. Ainsi, au delà de la mise en place d'un mécanisme de sélection

fournissant un signal crédible sur la qualité des candidats au recrutement, la mise à l'essai des performances d'un travailleur par le recours à un CDD peut constituer un outil efficace pour expérimenter ses caractéristiques en vue d'un recrutement sur un CDI (Rosen [1994], Lazear [1995], Fougère et Kramarz [1997], Blanchard et Landier [2002]). Le CDD peut donc apparaître comme une phase probatoire révélant de façon plus précise les qualités d'un travailleur pour accéder à un emploi stable. C'est cette hypothèse que nous souhaitons tester dans cet article en étudiant les écarts de salaires observés selon que le mécanisme de sélection par le CDD a été suivi d'un accès au CDI ou d'un simple renouvellement du CDD. Pour présenter de manière simplifiée la concurrence à l'embauche pour l'accès au CDI nous présentons un modèle simple dont les propriétés d'équilibre permettent d'évaluer les déterminants de l'écart salarial entre les transitions CDD-CDI et CDD-CDD. Une telle interprétation conduit à affecter une partie des différences de salaires observées selon le type de contrat aux caractéristiques inobservables par l'économètre, mais qui ont pu présider à la sélection, comme notamment la performance relative de chaque candidat au CDI. Ainsi au delà de l'évaluation de la part de l'écart de salaire expliquée par un éventuel comportement de discrimination à l'égard des CDD, notre analyse centre l'éclairage sur la part de l'écart de salaire relative à la procédure de sélection et à sa sensibilité au degré d'incertitude du tournoi. Nous utilisons pour cela les transitions individuelles CDD - CDI observées à partir des données des enquêtes Emploi.

L'article est structuré comme suit. La deuxième section présente un modèle simple directement inspiré de la littérature sur les tournois et dont les prédictions de statique comparative offrent des pistes de test des facteurs explicatifs de l'écart de salaire obtenu lors du passage du CDD au CDI. Nous montrons qu'au delà de la prime de précarité assurée aux perdants du tournoi dont le CDD est renouvelé, les vainqueurs se voient attribuer une prime de stabilité dont l'ampleur est une fonction croissante du degré d'incertitude du tournoi et décroissante du facteur d'actualisation. Dans une troisième section, nous présentons les différentes transitions retenues dans l'analyse et construites à partir des enquêtes Emploi de 1990 à 2002. La quatrième section décrit le modèle économétrique dans lequel les équations de salaire associées aux deux types de trajectoires "CDD-CDD" et "CDD-CDI" sont estimées en contrôlant la règle de sélection sous-jacente à l'affectation des individus vers les CDI (Heckman [1979]). Les résultats des estimations obtenues sur l'échantillon global sont alors présentés dans une cinquième section. Dans une sixième étape nous complétons ces premiers résultats en appliquant, dans le prolongement de Oaxaca [1973] et Blinder [1973] la méthode de décomposition des écarts de salaires proposée par Neuman et Oaxaca [2004]. Cette méthode permet d'identifier, au point moyen de l'échantillon, des différences de salaires conditionnelles en ce sens qu'elles tiennent

compte de la contribution du biais de sélection. Cette méthode est également appliquée à une stratification de l'échantillon par taille d'entreprise dans laquelle a été obtenu le premier CDD. En effet, une augmentation de la taille peut être associée à un accroissement de la complexité de l'organisation rendant plus aléatoire le contrôle de la sélection.

2 La transition vers le CDI comme un mécanisme de tournoi

Dans la littérature relative à la théorie des tournois (Lazear et Rosen [1990], Malcolmson [1984], Eriksson [1999]), le principal met en compétition ses agents en leur promettant, d'une part des prix spécifiés à l'avance, et, d'autre part, en leur indiquant que l'attribution de ces prix ne dépendra pas de la valeur absolue de leur production, mais de la place qu'occupe cette production relativement à celle des autres compétiteurs. Nous nous inspirons de cette interprétation de la promotion basée sur une norme de productivité dans notre modèle où le prix est la transformation du contrat à durée déterminée en contrat à durée indéterminée.

Nous considérons une entreprise dans laquelle un nombre donné d'employés produisent individuellement une quantité $y = e + \epsilon$ où ϵ désigne une variable aléatoire normale centrée d'écart type σ et propre à l'individu considéré. Les employés sont tous embauchés à la date t sous un CDD et perçoivent un salaire fixe donné W_0 . Ils entrent en compétition pour être promus à la date $t + 1$ sous un CDI, auquel cas ils perçoivent un salaire W_I . Le principal annonce qu'il offrira un CDI aux personnes ayant réalisé les meilleures performances à un salaire W_I , et un renouvellement du CDD pour les autres au même salaire de départ W_0 . Pour ces derniers, une prime de précarité de fin de contrat, égale à αW_0 , leur sera versée conformément à la réglementation¹. Pour simplifier l'analyse nous supposons que tous les agents sont neutres au risque. La fonction d'utilité d'un agent s'écrit $U(W, e) = W - C(e)$, où le coût d'effort est mesuré par la fonction quadratique $C(e) = ke^2/2$. Quel que soit le niveau de production fourni à la première période, chaque agent aura un CDD à la deuxième période et percevra le salaire W_0 . En revanche, chaque agent peut accéder à un CDI rémunéré à un salaire W_I si et seulement si sa production est supérieure à \bar{Y} , soit $\epsilon \geq \bar{Y} - e$. On désigne par Φ la fonction de répartition de la variable aléatoire ϵ et ϕ sa fonction de densité. Le terme aléatoire permet de tenir compte du degré d'incertitude qui caractérise la compétition pour l'accès au CDI. La probabilité d'accéder au CDI est égale à $[1 - \Phi(\bar{Y} - e)]$ lorsqu'un employé fournit l'effort e .

¹A partir de 1998 cette prime est égale à 10% des rémunérations perçues lors d'un CDD.

L'utilité espérée du salarié durant le jeu est égale à la somme des gains actualisés au cours des deux périodes. En première période du jeu, le salarié perçoit un salaire sous un CDD égal à W_0 associé à un effort dont le coût est $C(e)$. Durant la deuxième période du jeu, le gain du salarié dépend de la probabilité de transition vers un CDI ou un autre CDD. Dans le premier cas, il recevra à la deuxième période un salaire W_I en réalisant un effort qui lui coûte $C(e)$. Dans le deuxième cas, le renouvellement du CDD lui garantit le salaire de la première période W_0 majoré de la prime de précarité αW_0 . Si le facteur d'escompte est δ , l'utilité espérée actualisée s'écrit:

$$E[U] = W_0 - C(e) + \delta \{ [1 - \Phi(\bar{Y} - e)] [W_I - C(e)] + [\Phi(\bar{Y} - e)] [W_0 + \alpha W_0 - C(e)] \} \quad (1)$$

Si \bar{U} est l'utilité de réserve du travailleur, alors la contrainte de participation s'écrit:

$$W_0 + \delta W_I - (1 + \delta) \frac{k e^2}{2} + \delta [W_0 (1 + \alpha) - W_I] \Phi(\bar{Y} - e) \geq \bar{U} \quad (2)$$

La condition du premier ordre permet de déterminer le niveau d'effort e^* qui maximise l'utilité espérée actualisée soit:

$$e^* = \frac{\delta [W_I - (1 + \alpha) W_0] \phi(\bar{Y} - e)}{k (1 + \delta)} \quad (3)$$

L'effort est donc une fonction croissante du différentiel de salaire et décroissante du coût marginal de l'effort (k). Toutes choses égales par ailleurs, une augmentation du taux de la prime de précarité (α) réduit le niveau d'effort.

Durant la première période du jeu, le profit de la firme est égal à la différence entre la production réalisée par le salarié mesurée par son effort e et le salaire. A la deuxième période, le gain de la firme dépend de la probabilité de promotion du travailleur en CDI. En cas de promotion du travailleur en CDI, la firme recevra un gain égal à la différence entre l'effort du travailleur et le salaire perçu sous un CDI. Dans le cas de réembauche en CDD, le coût de renouvellement du CDD est assorti du paiement de la prime de précarité et du salaire. Le profit espéré actualisé s'écrit donc:

$$E(\Pi) = e - W_0 + \delta \{ [1 - \Phi(\bar{Y} - e)] (e - W_I) + \Phi(\bar{Y} - e) (e - (1 + \alpha) W_0) \}$$

Soit encore après regroupement:

$$E(\Pi) = (1 + \delta)e - W_0 - \delta W_I - \delta [W_0(1 + \alpha) - W_I] \Phi(\bar{Y} - e) \quad (4)$$

Si l'on suppose que le salaire du CDD est exogène, l'employeur détermine le niveau du salaire W_I de manière à maximiser le profit, en tenant compte de la contrainte de participation (2) et de la contrainte d'incitation (3). Ce problème se résout simplement si l'on se restreint aux valeurs W_I et W_0 quiaturent la contrainte de participation. Sous cette condition, la fonction de profit espéré s'écrit:

$$E(\Pi) = (1 + \delta)e - (1 + \delta) \frac{k e^2}{2} - \bar{U} \quad (5)$$

La condition du premier ordre issue de la maximisation de l'espérance du profit de l'employeur nous permet de déterminer la valeur de l'effort à l'équilibre.

$$e^{**} = \frac{1}{k} \quad (6)$$

En égalisant la contrainte d'incitation du travailleur (3) et la valeur de l'effort à l'équilibre (6), on en déduit la valeur du salaire du CDI qui maximise le profit espéré de la firme, soit:

$$W_I^* = \frac{(1 + \delta)}{\delta \phi(\bar{Y} - e)} + W_0(1 + \alpha) \quad (7)$$

Une solution de e^* au voisinage de \bar{Y}^2 permet d'écrire l'écart de salaire à l'équilibre sous la forme:

$$W_I^* - W_0 = \frac{(1 + \delta) \sigma \sqrt{2\pi}}{\delta} + \alpha W_0 \quad (8)$$

La prime salariale qui accompagne la transition du CDD au CDI se décompose en deux éléments: une prime salariale de stabilité égale à $\frac{(1+\delta) \sigma \sqrt{2\pi}}{\delta}$ et une prime de précarité αW_0 , dont le niveau est conditionné outre par la réglementation (α) mais également par les attributs individuels qui conditionnent le niveau de salaire initial W_0 . Les propriétés de statique comparative du différentiel de salaire sont présentées dans le tableau 1.

Table 1: Propriétés de statique comparative des conditions d'équilibre du modèle

	σ	δ	α
variable endogène $W_I^* - W_0$	+	-	+

²Lorsque ϵ suit une loi normale, au voisinage de \bar{Y} , la fonction densité s'écrit: $\Phi(0) = \frac{1}{\sigma \sqrt{2\pi}}$.

Une plus forte pondération accordée au futur réduit toutes choses égales par ailleurs l'écart de salaire entre CDI et CDD. En accordant un poids plus important au statut d'insider associé à l'accès au CDI, les agents sont prêts à accepter des salaires plus faibles. Une augmentation du taux de la prime de précarité tend à augmenter l'écart de salaire afin de compenser son effet négatif sur l'effort. Enfin, le degré d'incertitude qui accompagne la compétition des travailleurs exerce un effet positif sur l'écart de salaire. On peut en effet remarquer d'après (3), qu'au voisinage de \bar{Y} l'effort d'équilibre s'écrit :

$$e^* = \frac{\delta [W_I - (1 + \alpha) W_0]}{k (1 + \delta) \sigma \sqrt{2\pi}} \quad (9)$$

Une augmentation de l'incertitude ne peut donc garantir un maintien du niveau d'effort qu'à condition que la firme augmente la valeur de la récompense à travers l'écart de salaire.

3 Description de la base de données et présentation des transitions

L'enquête exploitée dans ce travail est l'enquête Emploi réalisée annuellement par l'INSEE. Pour notre étude, nous avons utilisé la série 1990-2002 qui comporte 13 années d'enquêtes. Les recensements sont l'occasion de renouveler le questionnaire, les questions et de fait les variables sont susceptibles d'être modifiées d'une année sur l'autre. A chaque date de l'enquête, chaque individu est questionné sur sa situation actuelle et son historique, mois par mois, sur le marché de travail. A partir de ces calendriers, il a été possible de construire une trajectoire complète pour chaque individu (y_t, y_{t+1}, y_{t+2}) , où t est la date de la première observation. Pour l'estimation du modèle économétrique, on a constitué un échantillon composé des individus répondant au questionnaire trois fois consécutives et des individus occupant un contrat précaire à la date t . Cette catégorie regroupe à la fois les CDD, les contrats saisonniers et les contrats intérimaires. Dans la suite de l'article, cette catégorie sera dénommée CDD. Ce sont donc les individus questionnés pour la première fois entre 1991 et 2000 qui sont retenus dans l'échantillon. Les individus caractérisés par une histoire incomplète sur les trois périodes ont été exclus de l'échantillon³.

³Nous excluons les ménages questionnés uniquement deux ou trois fois. Cette exclusion est due à deux raisons. En premier lieu, si le ménage change d'adresse, aucune tentative de retrouver la nouvelle adresse de ce ménage n'est faite. Le ménage perdu est simplement remplacé par l'INSEE par les nouveaux habitants occupant l'adresse originale. Par conséquent, un ménage qui s'est

L'analyse statistique des transitions à la date $t + 1$ est menée sous deux critères: le statut de destination (CDI, CDD, Chômage) et le type de firme. Nous identifions ainsi les individus qui retrouvent un nouvel emploi dans l'entreprise où le CDD a démarré à la date t et les individus dont la trajectoire est caractérisée par un emploi dans une entreprise différente de celle où le CDD a débuté en t .

L'analyse du tableau 2 montre que 49% des travailleurs occupant un CDD à la date t sont amenés à renouveler un autre CDD mais dans une autre entreprise. En revanche 25% des individus de l'échantillon réussissent à obtenir un CDI après un CDD dans la même entreprise. Les trajectoires de sorties vers un CDI dans une autre entreprise que celle où a été effectué le CDD à la date t restent marginales puisqu'elles ne couvrent que 2,21% de l'échantillon. Enfin, plus de 14% des sortants de CDD entrent dans un épisode de chômage.

Table 2: Transitions à la date $t+1$

Transition à $t+1$	Dénominations	Effectifs	Fréquence (<i>en</i> %)
1	CDD, même firme	706	7.81
2	CDD, autre firme	4,474	49.46
3	CDI, même firme	2,331	25.77
4	CDI, autre firme	200	2.21
5	Chômage	1,334	14.75
Total		9,045	100.00

On peut également noter sur les tableaux 3 et 4 que la distribution des transitions types n'est pas affectée par une stratification par taille des entreprises du CDD initial.

déplacé entre la première et deuxième date d'enquête, est questionné seulement une seule fois. Un ménage qui s'est déplacé entre la deuxième et troisième date d'enquête, est questionné deux fois. En second lieu, même si un ménage demeure à la même adresse pendant toute la période d'observation, il peut refuser de participer à la deuxième et/ou à la troisième date d'enquête. Les ménages qui ne sont pas questionnés trois fois produisent des histoires inachevées

Table 3: Transitions à la date t+1 pour les PME

Transition à t+1	Dénominations	Effectifs	Fréquence (en%)
1	CDD, même firme	372	7.34
2	CDD, autre firme	2,489	49.12
3	CDI, même firme	1,340	26.45
4	CDI, autre firme	101	1.99
5	Chômage	765	15.10
Total		5,067	100.00

Table 4: Transitions à la date t+1 pour les entreprises de grande taille

Transition à t+1	Dénominations	Effectifs	Fréquence (en%)
1	CDD, même firme	334	8.40
2	CDD, autre firme	1.985	49.90
3	CDI, même firme	991	24.91
4	CDI, autre firme	99	2.49
5	Chômage	569	14.30
Total		3.978	100.00

4 Le modèle économétrique

Le modèle économétrique vise à estimer le différentiel de salaire entre CDD et CDI en contrôlant la règle de sélection endogène qui conditionne la distribution des individus entre les deux statuts contractuels du nouvel emploi occupé. A partir de la typologie des transitions identifiées dans les enquêtes Emploi mobilisées, nous retenons pour simplifier deux types de transitions possibles en t+1 à partir d'un état CDD à la date t:

- la transition vers un contrat à durée indéterminée en incluant dans cette situation les transitions vers le CDI dans la même entreprise que le CDD de départ mais également les accès au CDI dans une entreprise différente. Cette dernière catégorie qui ne représente que 2,2% des transitions recensées a été conservée

pour pouvoir identifier l'effet spécifique des transitions qui pourraient être apparentées à une compétition de type tournoi (accès à un CDI dans une même entreprise). En effet, comme le notent Booth et al. [2002], si l'hypothèse selon laquelle la période sous CDD est utilisée comme période de probation pour sélectionner les candidats au CDI prévaut, alors la probabilité d'accès au CDI devrait être, toutes choses égales par ailleurs, plus élevée lorsque le CDI est obtenu dans la même entreprise que lorsque cette promotion est assortie d'un changement d'entreprise;

- la transition vers un contrat de courte durée, transition dans laquelle outre le renouvellement du CDD nous incluons les contrats saisonniers et les contrats intérimaires. La littérature montre que les dynamiques qui animent les emplois de type CDD d'une part et les contrats saisonniers et intérimaires d'autre part ne sont pas de même nature. Nous avons toutefois regroupé par souci de simplification de l'analyse ces différentes formes particulières d'emploi dans une seule transition type. Elle doit être interprétée comme un *benchmark* à partir duquel on évalue le différentiel de salaire obtenu en cas de promotion vers un CDI. Eu égard à l'enjeu de l'étude, les transitions vers le chômage ou l'inactivité à la sortie d'un CDD ont été exclues de l'échantillon.

Dans le modèle présenté dans la section 2, au delà des caractéristiques observables qui conditionnent les niveaux de salaires pour chaque statut contractuel, certaines caractéristiques inobservables des candidats en compétition pour le CDI (leur effort pour atteindre la norme de production) comme l'environnement du tournoi (son degré d'incertitude notamment) peuvent affecter non seulement la règle de sélection mais également le différentiel de salaire entre CDD et CDI.

Nous adoptons ici la méthode de correction du biais de sélection proposée par Heckman [1979]. Elle consiste à spécifier une distribution jointe pour les termes d'erreurs de l'équation de sélection d'une part, et du processus de formation des salaires sous les deux statuts contractuels CDD et CDI. L'estimation économétrique d'un tel modèle à deux régimes (*switching*) peut être réalisée en une étape selon la méthode du maximum de vraisemblance, ou en deux étapes, si les hypothèses distributionnelles le permettent⁴.

La méthode en deux étapes consiste à contrôler le biais de sélection par l'introduction de l'inverse du ratio de Mills spécifique à chaque équation de salaire. Cette méthode d'estimation est toutefois susceptible de surestimer les écarts-types des variables explicatives du salaire. L'estimation d'un modèle à deux régimes avec traitement

⁴Pour plus de détails voir Maddala [1983] p.223-224.

de l'endogénéité en information parfaite en une seule étape est mieux à même de répondre à ce problème (Vella [1998]). Par référence à notre modèle, l'équation de sélection doit représenter l'impact des caractéristiques observables et inobservables qui conditionnent la promotion vers le CDI à l'issue du tournoi. Si l'on note P_i^* la variable latente partiellement observable (à travers le statut contractuel obtenu en $t+1$ par les travailleurs), alors eu égard aux hypothèses de notre modèle:

$$P_i^* = \gamma Z_i' + \mu_i \quad (10)$$

- L'individu transite vers un CDI (gagne le tournoi) si et seulement si son effort est supérieur ou égal au seuil de production fixé par l'employeur ($e^* \geq \bar{Y}$). Si l'on définit la variable latente $P_i^* = e_i^* - \bar{Y}$, alors la probabilité du gain du tournoi $P_i = 1$ est donc observée lorsque $\gamma Z_i' + \mu_i \geq 0$.
- L'individu perd le tournoi et transite vers un CDD si et seulement si son effort est inférieur au seuil de production fixé par l'employeur ($e^* < \bar{Y}$). Donc la probabilité de perte du tournoi $P_i = 0$ est observée si $\gamma Z_i' + \mu_i < 0$.

Z_i est un vecteur qui inclut toutes les caractéristiques individuelles susceptibles d'influencer le gain du tournoi, et γ est un vecteur de paramètres à estimer.

Les deux équations de gains de Mincer qui complètent le modèle correspondent aux deux régimes de transitions vers lesquels les individus peuvent être affectés:

$$\begin{aligned} \text{Rgime1} : \ln(W_{1i}) &= \beta_1 X_{1i}' + \varepsilon_{1i}, & \text{si } P_i = 1 \\ \text{Rgime2} : \ln(W_{2i}) &= \beta_2 X_{2i}' + \varepsilon_{2i}, & \text{si } P_i = 0 \end{aligned} \quad (11)$$

Nous cherchons à estimer en une seule étape deux variables W_{1i} et W_{2i} , représentant le salaire des individus sous un CDI et un CDD en fonction des caractéristiques individuelles X_i déterminantes du salaire de l'individu. Pour assurer l'identification du modèle, le vecteur Z_i est constitué de tous les déterminants du salaire contenus dans \mathbf{X} et des instruments supposés influencer la probabilité de transition vers un CDI mais pas les salaires. Nous avons également introduit dans l'équation de sélection une variable muette pour contrôler la spécificité des transitions vers un CDI qui se sont accompagnées d'un changement d'entreprise.

A l'instar de Lee [1978] la distribution jointe des termes d'erreurs des trois équations est supposée suivre une loi normale trivariée de moyenne nulle et de variance-covariance:

$$\Omega = \begin{bmatrix} \sigma_u^2 & \cdot & \cdot \\ \sigma_{u1} & \sigma_1^2 & \cdot \\ \sigma_{u2} & \cdot & \sigma_2^2 \end{bmatrix}$$

où σ_u^2 est la variance du terme d'erreur pour l'équation de sélection, σ_1^2 et σ_2^2 représentent les variances des erreurs pour les deux équations de salaires. σ_{u1} est la covariance entre μ_i et ε_{1i} , et σ_{u2} est la covariance entre μ_i et ε_{2i} . La covariance entre ε_{1i} et ε_{2i} est non définie puisque W_{1i} , W_{2i} ne peuvent pas être observés simultanément. Pour des raisons d'identification, on contraint l'écart type de μ à l'unité ($\sigma_u = 1$) car nous n'observons pas la variable latente P^* mais la réalisation P .

La vraisemblance de l'échantillon peut être séparée en deux parties: une pour les individus qui obtiennent un CDI ($P = 1$) et une autre pour ceux qui occupent encore un CDD ($P = 0$). La fonction de log-vraisemblance du système d'équations (10) et (11) s'écrit:

$$\ln L = \sum_{i=1}^N \begin{cases} P_i [\ln(\Phi(\eta_{1i})) + \ln(\phi(\varepsilon_{1i}/\sigma_1)/\sigma_1)] + \\ (1 - P_i) [\ln(1 - \Phi(\eta_{2i})) + \ln(\phi(\varepsilon_{2i}/\sigma_2)/\sigma_2)] \end{cases} \quad (12)$$

où Φ est la fonction de répartition de la loi normale, ϕ sa fonction de densité,

$$\rho_1 = \frac{\sigma_{21}^2}{\sigma_u \sigma_1} \quad \text{est le coefficient de corrélation entre } \mu \text{ et } \varepsilon_1,$$

$$\rho_2 = \frac{\sigma_{31}^2}{\sigma_u \sigma_2} \quad \text{est le coefficient de corrélation entre } \mu \text{ et } \varepsilon_2,$$

$$\eta_{ji} = \frac{(\gamma Z_i + \rho_j \varepsilon_{ji} / \sigma_j)}{\sqrt{1 - \sigma_j^2}} \quad \text{et} \quad \varepsilon_{ji} = \ln(W_{ji}) - X'_{ji} \beta \quad j = 1, 2.$$

La fonction de log-vraisemblance s'écrit alors :

$$\ln L = \sum_{i=1}^N \begin{cases} P_i \left[\ln \left(\Phi \left(\frac{(\gamma Z_i + \rho_1 \varepsilon_{1i} / \sigma_1)}{\sqrt{1 - \sigma_1^2}} \right) \right) + \ln(\phi(\varepsilon_{1i}/\sigma_1)/\sigma_1) \right] + \\ (1 - P_i) \left[\ln \left(1 - \Phi \left(\frac{(\gamma Z_i + \rho_2 \varepsilon_{2i} / \sigma_2)}{\sqrt{1 - \sigma_2^2}} \right) \right) + \ln(\phi(\varepsilon_{2i}/\sigma_2)/\sigma_2) \right] \end{cases}$$

5 Résultats

Les résultats de l'estimation du modèle à double régime avec sélection sont présentés dans le tableau 8. Les instruments introduits dans l'équation de sélection au delà des déterminants des salaires sont les catégories socio-professionnelles du père de l'individu et l'année de l'enquête de 1990 à 2002.

L'équation de salaire comprend l'âge, l'âge au carré, le statut marital, le niveau d'étude, la taille de l'entreprise, le temps du travail, ainsi que la catégorie socio-professionnelle de l'employé, le secteur d'activité, secteur public ou privé et une variable binaire (*Autre entreprise*) indiquant si l'employé retrouve le nouvel emploi dans la même entreprise que celle de l'emploi temporaire.

5.1 Analyse des résultats de l'équation de sélection

La probabilité de transition vers un CDI est plus élevée pour les hommes que pour les femmes, résultat conforme à ceux obtenus par Hagen [2002], Booth et al [2002] et Lazear et Rosen [1990] qui montrent une plus forte vulnérabilité à la précarité de la part des femmes. Les chances de posséder un emploi permanent sous un contrat à durée indéterminée sont également plus fortes pour les mariés, les veufs et les divorcés que pour les célibataires.

Les caractéristiques de signalement observables comme le niveau de diplôme et l'expérience professionnelle, mesurée par l'âge, ne manifestent pas d'effets significatifs sur la sélection pour l'accès au CDI. Concernant la taille de l'entreprise, par rapport aux entreprises employant plus de 500 salariés, les chances d'accès au CDI sont plus élevées dans les entreprises de taille moyenne (50 à 99 salariés). Les variables relatives à la catégorie socio-professionnelle de l'individu montrent que les employés privés, les cadres, les professions intermédiaires, les techniciens, et les contremaîtres ont une probabilité de transition vers un contrat à durée indéterminée plus élevée que les ouvriers non qualifiés.

L'obtention d'un CDI après un premier passage par un CDD diffère selon les secteurs d'activité. En effet, par rapport au secteur tertiaire, si les salariés de l'industrie ont plus de chances d'obtenir un CDI, en revanche, le secteur de la construction semble réduire les possibilités de transitions vers un CDI.

Le fait de travailler à temps partiel ne réduit pas l'accès à un emploi permanent. En effet, être sous un CDD à temps complet ou travaillant plus de 30 heures par semaines n'a pas d'incidence positive sur la probabilité de réussir le tournoi et transiter vers un CDI, par rapport à ceux travaillant moins de 15 heures par semaines. Ce résultat n'est pas en adéquation avec la plupart des résultats obtenus par la littérature et notamment ceux de Booth et al. [2002]. Par rapport à la méthode utilisée par ces auteurs, nous pouvons suspecter que la réunion des CDD et des autres formes d'emplois précaires dans une seule et unique catégorie dans notre étude soit à l'origine d'un tel résultat. Booth et al. [2002] montrent ainsi clairement que la probabilité d'accès à l'emploi permanent à partir d'un CDD est plus faible pour les travailleurs à temps partiel, cet effet étant particulièrement marqué pour les emplois

occasionnels et saisonniers.

Par référence aux ouvriers qualifiés, les employés du privé, les cadres, les professions intermédiaires et les techniciens manifestent une probabilité plus élevée d'accéder à l'emploi permanent. Les variables d'années d'enquête montrent que le passage d'un CDD à un emploi permanent est assez bien corrélé avec la conjoncture, manifestant un effet favorable au début des années 90 par rapport au début des années 2000.

Les individus dont le père exerce une profession libérale ou contremaître ou employé privé, ont une forte probabilité d'accès à un CDI par rapport aux individus dont le père est un ouvrier non qualifié. Le fait que le CDD ait été obtenu dans le secteur public réduit les chances d'accès à un CDI, résultat qui est obtenu également par l'étude de Booth et al. [2002] mais uniquement pour les actifs féminins.

La variable binaire (*Autre entreprise*) contrôlant le changement d'entreprise associé à la transition vers le CDI est statistiquement significative et négative. Ainsi, la probabilité d'accéder à un CDI est plus faible pour les travailleurs qui ont dû changer d'entreprise pour suivre cette transition. Ce résultat qui semble renforcer l'interprétation du CDD comme phase de sélection des candidatures par les entreprises, milite en faveur de l'hypothèse de "up or out contract" présentée par Waldman [2006]. L'échec de la sélection dans une entreprise pourrait ainsi générer un effet de stigmatisme auprès des autres firmes.

5.2 Analyse des résultats des équations de salaires

Le tableau 8 présente les équations de salaires. Pour les CDI comme pour les CDD, les résultats manifestent les effets attendus des attributs individuels comme l'âge, le genre, le niveau de formation. L'âge qui est utilisé comme une proxy de l'expérience professionnelle⁵ exerce un effet non linéaire significatif sur le salaire dans les deux équations de salaire.

Les salariés travaillant à temps complet ou à temps partiel (plus de 15 heures par semaine) enregistrent des salaires significativement plus élevés que ceux dont la durée du travail est inférieure à 15 heures par semaine. Des effets similaires, sur le salaire des CDI et des CDD, sont constatés selon la catégorie socio-professionnelle (CSP). Ainsi, par rapport aux ouvriers non qualifiés, la plupart des autres CSP introduites dans l'estimation bénéficient d'une prime salariale à l'exception des employés du secteur public ou du secteur privé pour ceux occupant un CDD.

⁵L'information disponible est insuffisante pour séparer les mesures de l'ancienneté et de l'expérience professionnelle sur le marché de travail.

En revanche, lorsque nous analysons les salaires des deux types de contrats de travail, des différences de revenus par secteur d'activité se creusent. En effet, les employés transitant vers un CDI dans l'industrie enregistrent des salaires significativement plus élevés par rapport au secteur tertiaire. Les transitions vers un CDD dans ce même secteur n'ont en revanche pas d'effet significatif sur le salaire alors que dans le secteur agricole, elles sont accompagnées d'une baisse significative des salaires. Enfin, quelle que soit la transition (CDD, CDI) l'accès au secteur public se concrétise par une réduction du salaire, témoignage d'un arbitrage en faveur de la sécurité d'emploi ou de la motivation intrinsèque.

Les coefficients de corrélation des termes d'erreurs sont statistiquement significatifs dans les deux équations de salaires et confirment l'intérêt du contrôle de la sélection endogène. Le coefficient de corrélation (ρ_1) entre le terme d'erreur de l'équation de salaire des CDI et l'équation de sélection est positif et statistiquement significatif. Cette corrélation positive implique que les caractéristiques inobservables (l'effort de l'employé par rapport à la norme de production fixée par la firme...) influençant positivement l'obtention d'un contrat à durée indéterminée sont également positivement corrélées avec celles augmentant le salaire. Par rapport à un individu tiré de manière aléatoire de l'échantillon, les facteurs d'hétérogénéité inobservables des individus affectés aux CDI les amènent à améliorer leurs performances salariales. Nous notons en revanche que le coefficient de corrélation (ρ_2) entre les termes d'erreurs de l'équation de salaire et de l'équation de sélection est négatif et statistiquement significatif. Ainsi, les caractéristiques inobservables qui influencent positivement l'obtention d'un contrat à durée indéterminée sont négativement corrélées avec celles augmentant le salaire du CDD.

6 Mesure de la discrimination dans l'écart de salaire entre les différentes trajectoires

Les articles d'Oaxaca [1973] et de Blinder [1973] ont ouvert la voie à de nombreux travaux empiriques visant à évaluer quel pourcentage d'un écart de salaire moyen entre deux groupes (hommes et femmes, nationaux et étrangers, syndiqués et non syndiqués, etc.) pouvait être attribué à une discrimination salariale, c'est-à-dire à un écart non justifié par des différences de composition de la main-d'oeuvre.

Oaxaca et Blinder ont proposé d'identifier les facteurs qui conduisent à cette inégalité en décomposant l'écart de salaire, au point moyen de l'échantillon, en une part provenant des différences de caractéristiques individuelles observables, ou " part expliquée ", et une " part inexpliquée ", qui résulte de différences dans le rendement

de ces caractéristiques (Oaxaca [1973] ; Blinder [1973]). On appelle alors " discrimination salariale " cette part de l'écart salarial moyen qui n'est pas attribuable aux différences observées entre les caractéristiques de ceux qui occupent un CDI ou un CDD. La validité de la décomposition dépend de la richesse des données et donc de la prise en compte du plus grand nombre possible de caractéristiques observables. L'estimation du modèle à deux régimes avec changement de statut endogène rend possible une évaluation des différences de salaires conditionnelles. Il s'agit en effet de tenir compte dans cette décomposition de toute l'information fournie par l'estimation du modèle, c'est à dire non seulement les variables explicatives X des équations de salaires mais également des instruments Z qui ont conditionné l'entrée dans le CDI. La partie expliquée de l'écart de salaire moyen est alors affectée d'une part à la contribution des observables qui affectent directement le salaire et d'autre part à la contribution des inobservables qui ont conditionnées l'accès au CDI. A travers cette contribution, intervient notamment l'influence des caractéristiques inobservables tant du côté du travailleur que de l'entreprise (caractéristiques du tournoi) qui ont pu contribuer à la sélection des individus vers le CDI.

Ainsi à partir de l'estimation du système d'équations avec sélection endogène (10-11), nous pouvons écrire l'expression des salaires estimés pour les deux régimes en tenant compte du terme de sélection pour chaque régime.

Le salaire estimé pour les employés promus en CDI s'écrit:

$$\begin{aligned}
 E(\ln W_i^{CDI} | Z_i^{CDI}, P_i = 1) &= \beta_{CDI} X_i^{CDI} + \rho_1 \sigma_1 \frac{\phi(\gamma Z_i^{CDI})}{\Phi(\gamma Z_i^{CDI})} \\
 &= \beta_{CDI} X_i^{CDI} + \theta_1 \lambda_{1i} (Z_i^{CDI} | P_i = 1)
 \end{aligned} \tag{13}$$

Le salaire estimé pour les employés transitant vers un CDD s'écrit:

$$\begin{aligned}
 E(\ln W_i^{CDD} | Z_i^{CDD}, P_i = 0) &= \beta_{CDD} X_i^{CDD} + \rho_2 \sigma_2 \frac{\phi(\gamma Z_i^{CDD})}{1 - \Phi(\gamma Z_i^{CDD})} \\
 &= \beta_{CDD} X_i^{CDD} + \theta_2 \lambda_{2i} (Z_i^{CDD} | P_i = 0)
 \end{aligned} \tag{14}$$

Pour décomposer l'écart de salaire en utilisant des équations de salaires avec correction du biais de sélection, nous utilisons la spécification proposée par Neuman et Oaxaca [2004] qui combine la méthode d'Oaxaca [1973] et la procédure de sélection de Heckman [1979]. Le calcul de l'écart salarial entre les CDI et les CDD s'écrit de la manière suivante:

$$\bar{W}_{CDI} - \bar{W}_{CDD} = \hat{\beta}_{CDI} (\bar{X}_{CDI} - \bar{X}_{CDD})' + \bar{X}'_{CDD} (\hat{\beta}_{CDI} - \hat{\beta}_{CDD}) + (\hat{\theta}_{CDI} \hat{\lambda}_{CDI} - \hat{\theta}_{CDD} \hat{\lambda}_{CDD}) \quad (15)$$

où \bar{W} représente le log du salaire moyen, pour les CDI et les CDD, \bar{X} correspondent aux moyennes des caractéristiques, et les $\hat{\beta}$ aux coefficients estimés dans une équation de gains à la Mincer, $\hat{\lambda}_{CDI}$ et $\hat{\lambda}_{CDD}$ correspondent à la moyenne de λ_1 et λ_2 . L'écart des salaires moyens (exprimés en logarithme) se décompose ici en une première partie représentant l'écart des rendements du capital humain des CDI et des CDD (H), une seconde partie qui correspond à la composante discriminatoire (D), et en une troisième partie représentant la contribution de la sélection (S).

6.1 Écart salarial entre les CDI et les CDD

Le tableau 5 présente la décomposition des écarts de salaires entre CDI et CDD effectuée pour la totalité de l'échantillon.

Table 5: Décomposition de l'écart salarial

Moyenne log salaire (CDI)	6.764	
Moyenne log salaire (CDD)	6.718	
Écart(R)	0.045***	(0.013)
Capital humain (H)	0.022**	(0.009)
Discrimination (D)	0.011***	(0.003)
Sélection (S)	0.012***	(0.004)
(%) Capital humain (H/R)	48.9	
(%) Discrimination (D/R)	24.5	
(%) Sélection (S/R)	26.6	

En considérant l'ensemble de la population, l'écart salarial estimé entre les individus qui ont transité vers un CDI ou vers un CDD à la date $t+1$ est de 4,5%. La part de la différence due aux caractéristiques observables X est de 48.9%. Le rapport entre la part discriminatoire et l'écart salarial nous permet de calculer le pourcentage de la discrimination selon le type de contrat de travail qui est égal à 24.5%. Enfin, la contribution des inobservables à la sélection explique plus de 26% de l'écart de

salaire entre les deux statuts du contrat de travail. Le modèle théorique que nous avons présenté dans ce chapitre montre qu'une augmentation de l'incertitude (σ) qui pèse sur la concurrence à l'accès au CDI à la première étape du jeu tend à augmenter le différentiel de salaire. L'incertitude, mesurée par la dispersion de l'aléa, tend nous l'avons vu à baisser l'effort inobservable des individus et conduit le principal à augmenter la prime de salaire associée au tournoi. Les données de l'enquête Emploi ne permettent pas, contrairement aux données habituellement exploitées pour tester l'hypothèse de tournoi, de disposer de mesures directes du degré d'incertitude associé à l'environnement du tournoi. Eriksson [1999] teste cette hypothèse sur les managers des entreprises danoises en régressant l'écart de salaire entre chaque manager postulant et le président de la compagnie, sur leur nombre, la taille de l'entreprise et le coefficient de variation des ventes. Il montre un effet statistiquement significatif et positif de ces trois variables et confirme par ce résultat l'influence positive de l'incertitude du tournoi sur l'écart de salaire. Nous utilisons ici dans notre étude uniquement l'information collectée sur la taille des entreprises dans lesquelles les individus ont obtenu le CDD initial comme variable proxy du degré d'incertitude. Baker, Jensen et Murphy [1988] soulignent en effet que les mécanismes de tournois ont de plus grandes chances d'être utilisés dans les entreprises de grande taille disposant d'un système de contrôle hiérarchique. Par ailleurs, le mécanisme de sélection dans les entreprises de grande taille est plus sensible à l'incertitude eu égard à la délégation des responsabilités, aux rapports d'influence voire au favoritisme plus ou moins accentué par la pression sociale (Garicano, Palacios et Prendergast [2005]). Nous appliquons la méthode de décomposition des salaires sur deux sous-échantillons, l'un relatif aux CDD initialement obtenus dans les petites et moyennes entreprises (effectifs inférieurs à 50) et ceux obtenus dans les grandes entreprises (plus de 50 salariés). Nous examinons en particulier les contributions respectives dans ces deux sous-échantillons du terme de sélection. Les résultats des estimations du modèle à deux régimes avec sélection pour les deux sous-échantillons sont présentés dans les tableaux 9 et 10 en annexe.

6.2 Écart salarial entre les individus transitant vers un CDI ou un CDD dans les PME

Le tableau 6 décompose l'écart salarial entre les individus qui retrouvent un CDI après avoir connu une période de CDD dans une PME (moins de 50 salariés).

Table 6: Décomposition de l'écart salarial dans une PME

Moyenne log salaire (CDI)	6.872	
Moyenne log salaire (CDD)	6.815	
Écart(R)	0.057***	(0.025)
Capital humain (H)	0.038**	(0.011)
Discrimination (D)	0.026**	(0.009)
Sélection (S)	-0.007	(0.004)
(%) Capital humain (H/R)	66.6	
(%) Discrimination (D/R)	45.6	
(%) Sélection (S/R)	-12.2	

L'écart salarial estimé entre les individus qui ont transité vers un CDI ou vers un CDD dans une PME de départ est de 5.7%. La part de la différence due à la dotation du capital humain représente plus de 66% de l'écart entre ces deux groupes d'individus. La contribution relative de la discrimination selon le type de contrat de travail (CDI/CDD) au sein des PME représente 45%. Le coefficient de corrélation des termes d'erreurs est statistiquement significatif et positif dans l'équation de salaire des CDD comme des CDI. Au point moyen de l'échantillon, il en résulte que les caractéristiques inobservables qui ont contribué à la sélection des individus vers le CDI manifestent une contribution négative à l'écart de salaire, l'insécurité d'emploi des CDD étant semble-t-il compensée dans les PME par une prime salariale. Ainsi, les inobservables qui contribuent à la sélection tendent dans les PME à compresser, toutes choses égales par ailleurs, la dispersion des salaires entre CDI et CDD.

6.3 Écart salarial entre les individus transitant vers un CDI ou un CDD dans une grande entreprise

Le tableau 7 présente la décomposition du différentiel de salaire entre les employés transitant vers un CDI après avoir passé une période sous un CDD dans une grande entreprise (plus de 50 salariés).

Table 7: Décomposition de l'écart salarial dans une grande entreprise

Moyenne log salaire (CDI)	6.842	
Moyenne log salaire (CDD)	6.788	
Écart(R)	0.054***	(0.054)
Capital humain (H)	0.034	(0.009)
Discrimination (D)	0.015**	(0.006)
Sélection (S)	0.005**	(0.006)
(%) Capital humain (H/R)	62.9	
(%) Discrimination (D/R)	27.8	
(%) Sélection (S/R)	9.3	

Nous remarquons que le poids de la discrimination est plus faible dans les grandes entreprises que dans les PME puisqu'elle ne contribue qu'à raison de 27,8% à l'écart de salaire entre CDI et CDD. En revanche, les caractéristiques inobservables qui ont sélectionné les individus vers les CDI tendent à augmenter dans les grandes entreprises l'écart moyen de salaire entre CDI et CDD et ce de l'ordre de 9,3%.

Au total, la comparaison des contributions relatives de la sélection sur les écarts moyens de salaire entre les deux échantillons, ne semble pas réfuter l'hypothèse selon laquelle l'écart de salaire associé aux inobservables qui ont conditionné la sélection est plus élevé dans les grandes entreprises ou l'incertitude du tournoi est plus forte.

7 Conclusion

Face aux faits stylisés qui animent la dynamique des transitions entre CDD et CDI sur le marché du travail, la littérature offre deux hypothèses alternatives. Selon la première, le besoin de flexibilité face à une réglementation rigide et la nécessité de s'adapter aux aléas de la conjoncture amène les entreprises à privilégier les formes particulières d'emploi comme les CDD ou les missions d'intérim. Dans cette orientation, l'éclairage est centré sur les risques de précarité et de récurrence des épisodes de chômage des actifs touchés par les CDD. Une autre piste de réflexion consiste à appréhender le recours aux CDD comme un moyen d'expérimenter la qualité des candidatures en vue d'un recrutement sous forme de CDI. C'est cette orientation qui est privilégiée dans cet article. Pour cela, nous interprétons la transition d'un CDD à un CDI comme étant issue d'un mécanisme de compétition de type tournoi dont la modélisation est inspirée de la littérature. Les propriétés d'équilibre du modèle mon-

trent que l'écart de salaire entre CDI et CDD est positivement corrélé à l'incertitude qui accompagne la compétition entre CDD. Cette propriété est soumise à estimation économétrique à partir de l'enquête Emploi historique couvrant la période 1990 - 2002. Nous estimons un modèle d'équations de salaire à double régime (CDI - CDD) avec contrôle du biais de sélection qui caractérise la réussite du tournoi. Une décomposition des écarts de salaires en appliquant la méthode de Neuman et Oaxaca [2004] permet d'identifier la contribution relative des inobservables ayant conditionné l'accès au CDI sur l'écart de salaire. Les résultats obtenus sur l'échantillon global montrent que l'effet de sélection attribuable au tournoi contribue à raison de 26,6% à l'explication des écarts de salaire entre CDI et CDD. Afin de contrôler l'influence de l'incertitude qui accompagne la compétition entre les salariés pour l'accès au CDI nous avons retenu comme variable proxy la taille de l'entreprise. En effet, la sélection des candidats dans les entreprises de grande taille est plus soumise à des phénomènes aléatoires eu égard aux problèmes posés par la délégation des responsabilités, les rapports d'influence ou le favoritisme, plus ou moins accentué par la pression sociale. L'application du modèle économétrique et de la décomposition des écarts de salaires aux deux sous échantillons fait apparaître des effets très discriminants de l'effet de sélection. Dans les PME, les caractéristiques qui contribuent à la sélection tendent à compresser, toutes choses égales par ailleurs, la dispersion des salaires entre CDI et CDD. Dans les grandes entreprises en revanche, l'effet de la sélection augmente l'écart moyen de salaire entre CDI et CDD et ce de l'ordre de 9,3%. Ce résultat ne semble pas infirmer la propriété de statique comparative du modèle selon laquelle une augmentation de l'incertitude lors de la sélection conduit à un renforcement de l'écart de salaire entre promus et non - promus.

Table 8: Modèle de switching avec sélection : échantillon global

Variable	Salaire CDI		Salaire CDD		Transition CDI	
	Coef	(Std. Err.)	Coef	(Std. Err.)	Coef	(Std. Err.)
Instruments						
CSP du père						
Agriculteur					0.068	(0.049)
Artisan					0.057	(0.064)
Commerçant					-0.021	(0.078)
Profession libérale					0.477**	(0.142)
Cadre					-0.020	(0.073)
Professeur					-0.304†	(0.172)
Ingénieur					-0.274**	(0.102)
Instituteur					-0.031	(0.100)
Profession intermédiaire					0.066	(0.065)
Technicien					-0.035	(0.089)
Contremaître					0.249**	(0.077)
Employé public					0.027	(0.066)
Employé privé					0.144*	(0.067)
Ouvrier qualifié					-0.046	(0.037)
Ouvrier non qualifié					REF	
Année de l'enquête						
1990					0.883**	(0.124)
1991					0.568**	(0.112)
1992					0.313**	(0.107)
1993					0.346**	(0.104)
1994					0.196†	(0.102)
1995					0.305**	(0.099)
1996					0.194*	(0.099)
1997					0.145	(0.098)
1998					0.106	(0.099)
1999					0.128	(0.100)
2000					0.239*	(0.098)
2001					-0.426**	(0.114)
2002					REF	
homme	0.226**	(0.023)	0.187**	(0.014)	0.079*	(0.037)
Age	0.096**	(0.034)	0.147**	(0.019)	0.043	(0.053)
Age ² /100	-0.210*	(0.092)	-0.336**	(0.052)	-0.098	(0.141)
Age ³ /1000	0.014†	(0.008)	0.024**	(0.004)	0.007	(0.012)
Statut marital						
Célibataire	REF		REF		REF	
Marié	0.034	(0.026)	0.037*	(0.016)	0.111**	(0.042)
Veuf	-0.148	(0.091)	-0.114†	(0.060)	0.382*	(0.153)
Divorcé	0.063	(0.049)	0.072*	(0.030)	0.153†	(0.079)
Français	0.082*	(0.040)	0.006	(0.026)	0.061	(0.066)

Suite page suivante...

... Suite du tableau 8

Variable	Salaire CDI		Salaire CDD		Transition CDI	
	Coef	(Std. Err.)	Coef	(Std. Err.)	Coef	(Std. Err.)
Taille du ménage	0.014 [†]	(0.007)	-0.016**	(0.005)	0.022 [†]	(0.012)
Niveau d'études						
Supérieur	0.359**	(0.047)	0.344**	(0.029)	-0.022	(0.079)
Baccalauréat + 2 ans	0.308**	(0.039)	0.249**	(0.025)	0.072	(0.065)
Baccalauréat	0.252**	(0.034)	0.182**	(0.021)	0.084	(0.055)
CAP, BEP	0.137**	(0.025)	0.069**	(0.016)	0.042	(0.041)
BEPC	0.195**	(0.042)	0.092**	(0.025)	0.033	(0.066)
Aucun diplôme	REF		REF		REF	
Taille de l'entreprise						
T1: [0,49]	-0.074**	(0.025)	-0.118**	(0.015)	0.014	(0.040)
T2: [50,99]	0.005	(0.040)	-0.089**	(0.027)	0.159*	(0.066)
T3: [100,499]	-0.013	(0.032)	-0.086**	(0.019)	-0.084 [†]	(0.051)
T4 : [500 , +]	REF		REF		REF	
Temps du travail						
Temps complet	1.104**	(0.051)	1.139**	(0.030)	-0.198*	(0.081)
T-partiel: [30h, + [0.844**	(0.065)	0.866**	(0.038)	-0.207*	(0.103)
T-partiel: [15, 29h[0.647**	(0.054)	0.627**	(0.032)	-0.036	(0.085)
T-partiel: [0, 15h [REF		REF		REF	
CSP de l'individu						
Cadre	0.649**	(0.078)	0.546**	(0.052)	0.317*	(0.130)
Professeur	0.516**	(0.066)	0.154**	(0.039)	0.133	(0.105)
Ingénieur	0.621**	(0.105)	0.364**	(0.071)	0.209	(0.176)
Instituteur	0.175**	(0.049)	0.100**	(0.028)	-0.015	(0.077)
Profession intermédiaire	0.330**	(0.040)	0.089**	(0.026)	0.168*	(0.066)
Technicien	0.269**	(0.060)	0.132**	(0.047)	0.333**	(0.105)
Contremaître	0.494**	(0.110)	0.296**	(0.109)	0.560**	(0.210)
Employé public	0.129**	(0.038)	-0.008	(0.022)	0.072	(0.060)
Employé privé	0.183**	(0.033)	0.021	(0.022)	0.150**	(0.054)
Ouvrier qualifié	0.110**	(0.030)	0.053**	(0.019)	-0.033	(0.049)
Ouvrier non qualifié	REF		REF		REF	
Secteur d'activité						
Agriculture	0.013	(0.085)	-0.209**	(0.056)	-0.217	(0.144)
Industrie	0.177**	(0.049)	-0.023	(0.055)	0.471**	(0.103)
Construction	-0.134	(0.084)	0.112	(0.087)	-0.367*	(0.167)
Tertiaire	REF		REF		REF	
Secteur Public/Privé						
Public	-0.064*	(0.027)	-0.047**	(0.016)	-0.180**	(0.042)
Privé	REF		REF		REF	
Autre entreprise	-0.074**	(0.025)	-0.001	(0.015)	-0.215**	(0.039)
Constante	3.579**	(0.428)	3.456**	(0.257)	-1.097	(0.681)
$\sigma_{1,2}$	0.550**	(0.014)	0.431**	(0.008)		
$\rho_{1,2}$	0.800**	(0.019)	-0.371**	(0.076)		

Suite page suivante...

... Suite du tableau 8

Variable	Salaire CDI		Salaire CDD		Transition CDI	
	Coef	(Std. Err.)	Coef	(Std. Err.)	Coef	(Std. Err.)
LR Test						
$\chi^2 (Prob > \chi^2)$		1285***				
N		7711				
Log-likelihood		-8735.549				
Seuil de Significativité :	† : 10%	* : 5%	** : 1%			

Table 9: Modèle de switching avec sélection : PME

Variable	Salaire CDI		Salaire CDD		Transition CDI	
	Coef	(Std. Err.)	Coef	(Std. Err.)	Coef	(Std. Err.)
Instruments						
CSP du père						
Agriculteur					-0.007	(0.059)
Artisan					0.084	(0.077)
Commerçant					-0.034	(0.092)
Profession libérale					0.676**	(0.177)
Cadre					0.024	(0.089)
Professeur					-0.186	(0.189)
Ingénieur					-0.157	(0.124)
Instituteur					-0.170	(0.119)
Profession intermédiaire					0.060	(0.080)
Technicien					-0.037	(0.115)
Contremaître					0.332**	(0.093)
Employé public					-0.011	(0.080)
Employé prive					0.070	(0.088)
Ouvrier qualifié					-0.046	(0.046)
Ouvrier non qualifié					REF	
Année de l'enquête						
1990					0.739**	(0.166)
1991					0.469**	(0.152)
1992					0.199	(0.147)
1993					0.312*	(0.144)
1994					0.142	(0.142)
1995					0.241†	(0.140)
1996					0.145	(0.138)
1997					0.072	(0.139)
1998					0.116	(0.140)
1999					0.146	(0.142)
2000					0.274*	(0.139)

Suite page suivante...

... Suite du tableau 9

Variable	Salaire CDI		Salaire CDD		Transition CDI	
	Coef	(Std. Err.)	Coef	(Std. Err.)	Coef	(Std. Err.)
2001					-0.238	(0.157)
2002					REF	
homme	0.244**	(0.036)	0.198**	(0.022)	0.123*	(0.049)
Age	0.118*	(0.052)	0.213**	(0.029)	0.006	(0.068)
Age ² /100	-0.267 [†]	(0.139)	-0.513**	(0.077)	0.034	(0.181)
Age ³ /1000	0.019	(0.012)	0.040**	(0.007)	-0.007	(0.015)
Statut marital						
Célibataire	REF		REF		REF	
Marié	0.043	(0.040)	0.019	(0.025)	0.138*	(0.056)
Veuf	-0.445**	(0.150)	-0.194*	(0.093)	0.468*	(0.211)
Divorcé	0.078	(0.073)	0.061	(0.045)	0.141	(0.101)
Français	0.071	(0.059)	0.001	(0.039)	0.043	(0.085)
Taille du ménage	0.023*	(0.011)	-0.027**	(0.007)	0.019	(0.016)
Niveau d'études						
Supérieur	0.293**	(0.071)	0.394**	(0.042)	-0.141	(0.102)
Baccalauréat + 2 ans	0.212**	(0.062)	0.267**	(0.039)	-0.074	(0.089)
Baccalauréat	0.211**	(0.053)	0.204**	(0.032)	-0.014	(0.074)
CAP, BEP	0.129**	(0.038)	0.082**	(0.025)	-0.015	(0.054)
BEPC	0.255**	(0.064)	0.116**	(0.039)	-0.019	(0.088)
Aucun diplôme	REF		REF		REF	
Temps du travail						
Temps complet	1.144**	(0.070)	1.149**	(0.042)	-0.153	(0.101)
T-partiel: [30h, + [0.824**	(0.093)	0.888**	(0.055)	-0.216 [†]	(0.130)
T-partiel: [15, 29h[0.680**	(0.073)	0.620**	(0.044)	0.020	(0.104)
T-partiel: [0, 15h [REF		REF		REF	
CSP de l'individu						
Cadre	0.709**	(0.133)	0.495**	(0.092)	0.450*	(0.193)
Professeur	0.507**	(0.103)	0.078	(0.059)	0.079	(0.141)
Ingénieur	0.624**	(0.172)	0.395**	(0.116)	0.167	(0.249)
Instituer	0.291**	(0.068)	0.109**	(0.038)	0.151	(0.093)
Profession intermédiaire	0.413**	(0.062)	0.017	(0.040)	0.162 [†]	(0.088)
Technicien	0.380**	(0.097)	0.227**	(0.078)	0.430**	(0.149)
Contremaître	0.524**	(0.185)	0.401*	(0.160)	0.344	(0.291)
Employé public	0.161**	(0.061)	-0.045	(0.035)	0.102	(0.082)
Employé privé	0.262**	(0.051)	0.019	(0.034)	0.206**	(0.073)
Ouvrier qualifié	0.167**	(0.046)	0.084**	(0.030)	-0.004	(0.065)
Ouvrier non qualifié	REF		REF		REF	
Secteur d'activité						
Agriculture	0.103	(0.117)	-0.211*	(0.083)	-0.081	(0.175)
Industrie	0.231**	(0.080)	-0.168 [†]	(0.090)	0.519**	(0.142)
Construction	-0.143	(0.111)	0.201 [†]	(0.105)	-0.299	(0.183)
Tertiaire	REF		REF		REF	

Suite page suivante...

... Suite du tableau 9

Variable	Salaire CDI		Salaire CDD		Transition CDI	
	Coef	(Std. Err.)	Coef	(Std. Err.)	Coef	(Std. Err.)
Secteur Public/Privé						
Public	-0.090*	(0.042)	0.001	(0.024)	-0.282**	(0.057)
Privé	REF		REF		REF	
Autre entreprise	-0.106**	(0.039)	-0.011	(0.024)	-0.164**	(0.053)
Constante	3.021**	(0.641)	2.334**	(0.378)	-0.791	(0.870)
$\sigma_{1,2}$	0.323**	(0.011)	0.361**	(0.014)		
$\rho_{1,2}$	0.226	(0.181)	0.468**	(0.149)		
Test d'indépendance						
$\chi^2 (Prob > \chi^2)$	815***					
N	4300					
Log-likelihood	-5330.422					
Significance levels : † : 10% * : 5% ** : 1%						

Table 10: Modèle de switching avec sélection : entreprises de grande taille

Variable	Salaire CDI		Salaire CDD		Transition CDI	
	Coef	(Std. Err.)	Coef	(Std. Err.)	Coef	(Std. Err.)
Instruments						
CSP du père						
Agriculteur					0.229**	(0.083)
Artisan					-0.050	(0.114)
Commerçant					-0.030	(0.143)
Profession libérale					0.072	(0.245)
Cadre					-0.018	(0.127)
Professeur					-0.611†	(0.327)
Ingénieur					-0.481*	(0.187)
Instituteur					-0.042	(0.166)
Profession intermédiaire					0.122	(0.112)
Technicien					-0.003	(0.143)
Contremaître					0.158	(0.136)
Employé public					0.010	(0.114)
Employé privé					0.281**	(0.106)
Ouvrier qualifié					-0.032	(0.062)
Ouvrier non qualifié					REF	
Année de l'enquête						
1990					1.134**	(0.195)
1991					0.718**	(0.180)
1992					0.385*	(0.167)

Suite page suivante...

... Suite du tableau 10

Variable	Salaire CDI		Salaire CDD		Transition CDI	
	Coef	(Std. Err.)	Coef	(Std. Err.)	Coef	(Std. Err.)
1993					0.214	(0.161)
1994					0.157	(0.156)
1995					0.326*	(0.150)
1996					0.161	(0.150)
1997					0.190	(0.148)
1998					-0.004	(0.146)
1999					0.079	(0.146)
2000					0.204	(0.144)
2001					-0.693**	(0.173)
2002					REF	
homme	0.215**	(0.025)	0.156**	(0.018)	0.098*	(0.036)
Age	0.044	(0.039)	0.052*	(0.026)	0.134	(0.084)
Age ² /100	-0.056	(0.104)	-0.090	(0.070)	-0.391 [†]	(0.225)
Age ³ /1000	0.001	(0.009)	0.004	(0.006)	0.036 [†]	(0.019)
Statut marital						
Célibataire	REF		REF		REF	
Marié	-0.002	(0.028)	0.045*	(0.020)	0.043	(0.063)
Veuf	-0.021	(0.093)	-0.103	(0.076)	0.393 [†]	(0.226)
Divorcé	-0.005	(0.056)	0.066	(0.041)	0.154	(0.125)
Français	0.095*	(0.046)	0.017	(0.033)	0.080	(0.106)
Taille du ménage	-0.001	(0.008)	-0.004	(0.006)	0.022	(0.018)
Niveau d'études						
Supérieur	0.452**	(0.053)	0.306**	(0.041)	0.082	(0.129)
Baccalauréat + 2 ans	0.375**	(0.042)	0.251**	(0.032)	0.195*	(0.099)
Baccalauréat	0.273**	(0.037)	0.183**	(0.026)	0.156 [†]	(0.084)
CAP, BEP	0.119**	(0.029)	0.072**	(0.020)	0.124 [†]	(0.064)
BEPC	0.094*	(0.046)	0.092**	(0.032)	0.083	(0.103)
Aucun diplôme	REF		REF		REF	
Temps du travail						
Temps complet	0.990**	(0.071)	1.155**	(0.047)	0.140	(0.164)
T-partiel: [30h, + [0.815**	(0.084)	0.884**	(0.056)	0.171	(0.191)
T-partiel: [15, 29h[0.547**	(0.075)	0.658**	(0.049)	0.203	(0.168)
T-partiel: [0, 15h [REF		REF		REF	
CSP de l'individu						
Cadre	0.527**	(0.076)	0.591**	(0.060)	0.188	(0.182)
Professeur	0.437**	(0.071)	0.241**	(0.054)	0.253	(0.165)
Ingénieur	0.510**	(0.107)	0.358**	(0.086)	0.240	(0.256)
Instituteur	-0.037	(0.073)	-0.072	(0.046)	-0.239	(0.156)
Profession intermédiaire	0.162**	(0.044)	0.150**	(0.034)	0.186 [†]	(0.103)
Technicien	0.090	(0.060)	0.034	(0.054)	0.240	(0.151)
Contremaître	0.333**	(0.107)	0.131	(0.144)	0.908**	(0.320)
Employé public	0.083*	(0.041)	0.018	(0.029)	0.045	(0.090)

Suite page suivante...

... Suite du tableau 10

Variable	Salaire CDI		Salaire CDD		Transition CDI	
	Coef	(Std. Err.)	Coef	(Std. Err.)	Coef	(Std. Err.)
Employé privé	0.088*	(0.036)	0.004	(0.027)	0.110	(0.082)
Ouvrier qualifié	0.041	(0.034)	0.027	(0.023)	-0.029	(0.076)
Ouvrier non qualifié	REF		REF		REF	
Secteur d'activité						
Agriculture	-0.110	(0.118)	-0.196*	(0.077)	-0.567*	(0.262)
Industrie	0.006	(0.051)	0.040	(0.063)	0.402**	(0.152)
Construction	-0.009	(0.123)	-0.154	(0.202)	-0.927*	(0.440)
Tertiaire	REF		REF		REF	
Secteur Public/Privé						
public	-0.047 [†]	(0.028)	-0.050*	(0.020)	-0.043	(0.064)
Privé	REF		REF		REF	
Autre entreprise	0.027	(0.029)	-0.023	(0.019)	-0.254**	(0.058)
Constante	4.621**	(0.492)	4.853**	(0.386)	-1.756	(1.153)
$\sigma_{1,2}$	0.650**	(0.021)	0.497**	(0.001)		
$\rho_{1,2}$	0.855**	(0.018)	-0.520**	(0.057)		
Test d'indépendance						
$\chi^2 (Prob > \chi^2)$	475***					
N	3411					
Log-likelihood	-3078.789					
Significance levels : † : 10% * : 5% ** : 1%						

Bibliographie

- [1] Albert, C., Garcia-Serrano, C., Hernanz, V. (2005) "Firm-provided training and temporary contracts." *Spanish Economic Review*, vol 7, pp. 67-88.
- [2] Baker, G. P., et Hall, B. J. (2004) "CEO Incentives and Firm Size." *Journal of Labor Economics*.
- [3] Baker G.P. , Jensen M.C. et Murphy K.J. (1988) "Compensation and incentives: Practice vs Theory", *The Journal of Finance*, vol. 43, No. 3 ,p. 593-615.
- [4] Blanchard, O. et Landier, A. (2002) "The Perverse Effects of Partial Labour Market Reform : Fixed-Term Contracts in France", *The Economic Journal*, 112, pp. 214-244.
- [5] Blinder, A.S. (1973), "Wage Discrimination: Reduced Form and Structural Estimates", *The Journal of Human Resources*, vol. 8, n° 4, pp. 436-455.
- [6] Booth, A.L., Dolado, J.J., Frank, J., (2002) "Introduction: symposium on temporary work." *Economic Journal* 112 (480), pp. 181-189.
- [7] Booth, A.L., Francesconi, M., Frank, J., (2002) "Temporary jobs: stepping-stones or dead ends?" *Economic Journal* 112 (480), pp. 189-213.
- [8] Cahuc, P. et Postel-Vinay, F. (2002) "Temporary Jobs, Employment Protection, and Labor Market Performance", *Labour Economics* 9, pp. 63-91.
- [9] Davia, M. A. et Hernanz, V. (2004) "Temporary employment and segmentation in the Spanish labour market: An empirical analysis through the study of wage differentials." *Spanish Economic Review*, vol 6, pp. 291-318.
- [10] Eriksson, T. (1999) " Executive compensation and tournament theory : empirical tests on Danish data. " *Journal of Labor Economics*, vol. 17, no.2 pp. 262-280.
- [11] Fougère, D. et Kramarz, F. (1997), "Le marché du travail en France: quelques pistes d'analyse." *Economie et Statistique*, 301-302, pp. 51-60.
- [12] Garicano L., Palacios I., Prendergast C. (2005)"Favoritism under social pressure" *Review of Economics and Statistics*, vol. 87, N°2.
- [13] Givord, P. (2006) "Formes particulières d'emploi et insertion des jeunes." *Économie et statistique* No.388-389 pp. 129-143.

- [14] Hagen, T. (2002) "Do Temporary Workers Receive Risk Premiums? Assessing the Wage Effects of Fixed-Term Contracts in West Germany by a Matching Estimator Compared with Parametric Approaches" *Labour*, vol 16, iss. 4, pp. 667-705.
- [15] Heckman, J.J. (1979) " Sample Specification Biases as a Specification Error" *Econometrica*, vol 47, pp.153-161.
- [16] Hunt, et Jennifer, (2000) "Firing Costs, Employment Fluctuations and Average Employment: An Examination of Germany " *Economica*, London School of Economics and Political Science, vol. 67(127), pp. 177-202.
- [17] Lazear, E.P. (1995) "Hiring Risky Workers" *NBER Working Paper*, 5334
- [18] Lazear, E.P. et Rosen, S.(1990) "Male-female wage differentials in job ladders" *Journal of Labor Economics* Vol 8 (1, pt.2), pp. 106-123.
- [19] Lee, L., (1978). "Unionism and Wage Rates: A Simultaneous Equations Model with Qualitative and Limited Dependent Variables." *International Economic Review*, vol 19, pp. 415-433.
- [20] Loh, E.S. (1994), "Employment Probation as a Sorting Mechanism", *Industrial and Labor Relations Review*, vol. 47 N°3, pp. 471-486.
- [21] Malcomson, J. M. (1984) "Work Incentives, Hierarchy and Internal Labor Market." *Journal of Political Economy*, Vol. 92, pp. 486-507.
- [22] Maddala, G., (1983) "Limited-Dependent and Qualitative Variables in Econometric", *Econometric Society Monographs* No. 3, Cambridge University Press, New York.
- [23] 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* No. 57, pp. 267-292.
- [24] Neuman, S. et Oaxaca, R. (2004). "Wage Decompositions with Selectivity Corrected Wage Equations: A Methodological Note," *Journal of Economic Inequality* vol.2, pp. 3-10.
- [25] Oaxaca, R.L (1973), "Male-Female Wage Differentials in Urban Labor Markets ",*International Economic Review*, vol. 14, No. 3, pp. 693-709.

- [26] Picchio, M. (2006) "Wage Differentials and Temporary Jobs in Italy." *Département des Sciences Économiques de l'Université catholique de Louvain*, Discussion Paper 2006-33.
- [27] Rosen, A. (1994) "Temporarily asymmetric information and labour contracts" *Labour Economics*, Vol. 1, Issues 3-4, pp. 269-287.
- [28] Vella, F. (1998) "Estimating Models with Sample Selection Bias: A Survey", *Journal of Human Resources*, vol. 33 No. 1.
- [29] Waldman, M. et Gibbons, R. (2006) "Enriching a Theory of Wage and Promotion Dynamics inside Firms." *Journal of Labor Economics*, Vol. 24, No. 1, pp. 59-107.