

Du Contrat de Travail Temporaire
à l'Insertion sur le Marché du Travail :
Trois Applications Microéconométriques sur l'Enquête Emploi

Thèse de Doctorat (NR) en Sciences Economiques

Présentée et soutenue publiquement par

Mohamed Ali Ben Halima

Le 10 décembre 2007

A l'Université Lumière Lyon 2

JURY

Gérard BALLOT

Stephen BAZEN

Florence GOFFETTE-NAGOT

Jean-Yves LESUEUR

Catherine SOFER

Professeur à l'Université Panthéon-Assas - Paris II , ERMES

Professeur à Université de Savoie, IREGE, Rapporteur

Chargée de Recherche CNRS, GATE

Professeur à l'Université Lumière Lyon 2, GATE, Directeur de thèse

Professeur à l'Université Paris I - Panthéon-Sorbonne, CES-TEAM, Rapporteur



GATE

93, chemin des Mouilles - BP 167 - 69131 Ecully - France

Tel. + 33 (0) 472 86 60 60 - Fax: +33 (0) 472 86 60 90

Messagerie électronique : gate@gate.cnrs.fr – Serveur Web : www.gate.cnrs.fr

Du Contrat de Travail Temporaire
à l'Insertion sur le Marché du Travail :
Trois Applications Microéconométriques sur l'Enquête Emploi

Thèse de Doctorat (NR) en Sciences Economiques

Présentée et soutenue publiquement par

Mohamed Ali Ben Halima

Le 10 décembre 2007

A l'Université Lumière Lyon 2

JURY

Gérard BALLOT

Stephen BAZEN

Florence GOFFETTE-NAGOT

Jean-Yves LESUEUR

Catherine SOFER

Professeur à l'Université Panthéon-Assas - Paris II , ERMES

Professeur à Université de Savoie, IREGE, Rapporteur

Chargée de Recherche CNRS, GATE

Professeur à l'Université Lumière Lyon 2, GATE, Directeur de thèse

Professeur à l'Université Paris I - Panthéon-Sorbonne, CES-TEAM, Rapporteur



GATE

93, chemin des Mouilles - BP 167 - 69131 Ecully - France

Tel. + 33 (0) 472 86 60 60 - Fax: +33 (0) 472 86 60 90

Messagerie électronique : gate@gate.cnrs.fr – Serveur Web : www.gate.cnrs.fr

La faculté n'entend donner aucune approbation ni improbation aux opinions émises dans les thèses : ces opinions doivent être considérées comme propres à leurs auteurs.

Remerciements

Je tiens, tout d’abord, à remercier Jean-Yves Lesueur, qui a encadré cette thèse. De l’élaboration de la thèse à sa rédaction, j’ai pu bénéficier de son écoute, de ses conseils et suggestions toujours judicieux et de ses encouragements. La liberté qu’il m’a laissée s’est toujours accompagnée de ses avis éclairés m’invitant à toujours plus de rigueur dans la réalisation de mes travaux.

Mes remerciements vont également à Jean-Louis Rullière, ancien directeur du GATE et Marie-Claire Villeval, directrice actuelle du GATE, pour m’avoir accueilli au sein du laboratoire et pour m’avoir fourni des conditions de travail idéales pour mener à bien mon projet de thèse.

Tout au long du parcours qui s’achève avec la soutenance de cette thèse, j’ai rencontré des personnes extraordinaires pour leurs qualités humaines et scientifiques. Merci tout particulièrement au professeur Claude Montmarquette, qui m’a accueilli au sein du CIRANO lors de mes séjours au Canada. Je souhaite lui exprimer ici toute mon admiration et ma profonde gratitude. Qu’il trouve ici l’expression de ma sincère reconnaissance.

Je désire également remercier Stephen Bazen et Catherine Sofer d’avoir accepté d’être les rapporteurs de cette thèse ainsi que Gérard Ballot et Florence Goffette-

Nagot pour avoir accepté de faire partie du jury de thèse.

Ce travail doit beaucoup aux stages de recherche que j'ai effectués au CIRANO qui n'ont été possibles que grâce au soutien financier de la région Rhône-Alpes. Qu'ils soient remerciés de cette aide précieuse.

Je tiens à remercier chaleureusement à l'ensemble de l'équipe du GATE : Sylvain Boschetto (merci pour ton aide en matière informatique), Meriem Bouamoud, Carole Brunet, Tai Dao, Emilie Dargaud, Zied Ftiti, Nathalie Havet (merci pour la relecture de la version finale de ce document), Walid Hichri (merci pour ton coup de main des derniers instants), Matthieu Neveu, François Poinas, Sabrina Teyssier, Nelly Wirth.

Mes pensées vont enfin à l'ensemble de mes proches. Leur amour, leur confiance et leur soutien m'ont aidé à surmonter bien ses obstacles.

Je pense actuellement à mes parents si précieux. Ils m'ont toujours aidé et encouragé tout au long de ce parcours et bien au-delà. Les valeurs de travail et de ténacité qu'ils m'ont inculquées ne m'auront jamais été aussi utiles. Ils m'ont donné la force intérieure d'aller au bout de ce projet de recherche et ces quelques mots ne suffiront jamais à exprimer tout ce que je leurs dois.

Je remercie également mon frère Bassem pour son aide et le soutien qu'il m'a apporté. J'attends avec impatience sa fin de thèse en espérant lui être aussi utile qu'il a été pour moi.

Table des matières

Table des matières	iii
Table des figures	vi
Liste des tableaux	viii
Introduction générale	1
1 Déterminants et durée des contrats de travail temporaire	15
1.1 Introduction	15
1.2 Les fondements théoriques du recours aux contrats de travail temporaire	20
1.2.1 Les CTT solution au problème de l'aléa moral	20
1.2.2 Les CTT solution au problème de la sélection adverse	25
1.2.3 Les CTT solution au problème de l'appariement	33
1.2.4 Les CTT solution au problème de l'incertitude	36
1.3 Présentation de la base de données et déterminants des différents contrats de travail	39
1.3.1 Les données de l'Enquête Emploi historique	39

1.3.2	Présentation des statistiques descriptives de l'échantillon . . .	45
1.3.3	Spécification économétrique du Logit Multinominal	50
1.3.4	Les résultats économétriques	54
1.4	La durée des contrats de travail temporaire	59
1.4.1	Analyse non-paramétrique	59
1.4.2	Modélisation économétrique	62
1.4.3	Les résultats	65
1.5	Conclusion	74
2	Les transitions individuelles et mobilités vers les CDI	77
2.1	Introduction	77
2.2	Pourquoi choisir un contrat de travail temporaire?	81
2.3	Transitions entre emplois temporaires et emplois permanents	86
2.4	Évolution des contrats de travail temporaire dans l'emploi total . . .	89
2.5	Données de l'enquête emploi et constitution de l'échantillon	98
2.6	Analyse non paramétrique des transitions	102
2.7	Modélisation économétrique	106
2.8	Transition des contrats de travail temporaire	111
2.8.1	Transition des contrats temporaires dans le secteur privé . . .	112
2.8.2	Transition à partir d'un contrat de travail temporaire dans le secteur public	125
2.9	Conclusion	135
3	Transitions CDD - CDI et différentiels de salaire	138
3.1	Introduction	138

3.2	La transition vers le CDI comme un mécanisme de tournoi	143
3.3	Description de la base de données et présentation des transitions . . .	148
3.4	Le modèle économétrique	151
3.5	Résultats	155
3.5.1	Analyse des résultats de l'équation de sélection	156
3.5.2	Analyse des résultats des équations de salaires	162
3.6	Mesure de la discrimination dans l'écart de salaire entre les différentes trajectoires	163
3.6.1	Écart salarial entre les CDI et les CDD	166
3.6.2	Écart salarial entre les individus transitant vers un CDI ou un CDD dans les PME	176
3.6.3	Écart salarial entre les individus transitant vers un CDI ou un CDD dans une grande entreprise	177
3.7	Conclusion	178
	Conclusion générale	180
	Bibliographie	185
	A Annexe chapitre 1	194
A.1	Lois de distribution d'une variable de durée	194
A.2	L'estimation des durées par la méthode de Kaplan-Meier	195
	B Annexe chapitre 2	197

Table des figures

1.1	Fonction de survie selon le statut du contrat : CDD/CIN,SAISO . . .	60
1.2	Fonction de survie selon le statut du contrat : CDD/CIN/SAISO . . .	61
2.1	Évolution de la part de l'emploi temporaire dans les pays de l'OCDE Source : OCDE, 2002	78
2.2	Travail temporaire dans l'Union Européenne en fonction des raisons invoquées, 2002 (en % des travailleurs)	82
2.3	Évolution des contrats temporaires en France de 1990 à 2002	90
2.4	Évolution des contrats temporaires en France par sexe de 1990 à 2002	91
2.5	Évolution des contrats temporaires en France par classes d'âge de 1990 à 2002	92
2.6	Évolution des contrats temporaires en France par secteur d'activité de 1990 à 2002	93
2.7	Transition des contrats de travail temporaire vers un CDI	102
2.8	Transition des contrats temporaires vers un CDI par secteur : public- privé	103

2.9	Transition des contrats temporaires vers un CDI par genre dans le secteur privé	104
2.10	Transition des contrats temporaires vers un CDI par genre dans le secteur public	106

Liste des tableaux

1.1	Nombre d'observations et de variables par année d'enquête	43
1.2	Statistiques descriptives selon le statut de contrat de travail	46
1.3	Estimation économétrique du Logit Multinomial	57
1.4	Estimation économétrique du modèle	70
2.1	Statuts sur le marché de travail par année	95
2.2	Transition annuelle pour les individus sous un contrat temporaire . .	95
2.3	Transition selon les caractéristiques individuelles pour les individus sous un contrat temporaire	96
2.4	Répartition des CTT selon le genre dans le secteur privé et public . .	100
2.5	Modalités de chacune des caractéristiques prises en compte	113
2.6	Transition des contrats de travail temporaire du secteur privé par un modèle de Cox à hasard proportionnel	115
2.7	Transition des hommes sous un contrat de travail temporaire du sec- teur privé par un modèle de Cox à hasard proportionnel	119
2.8	Transition des femmes sous un contrat de travail temporaire du secteur privé par un modèle de Cox à hasard proportionnel	121

2.9	Transition des contrats à durée limitée du secteur public par un modèle de Cox à hasard proportionnel	129
2.10	Transition des hommes et des femmes sous contrat à durée limitée du secteur public par un modèle de Cox à hasard proportionnel	133
3.1	Propriétés de statique comparative des conditions d'équilibre du modèle	147
3.2	Transitions à la date $t+1$	149
3.3	Transitions à la date $t+1$ pour les PME	150
3.4	Transitions à la date $t+1$ pour les entreprises de grande taille	150
3.5	Modèle de switching avec sélection : échantillon global	157
3.6	Décomposition de l'écart salarial	166
3.7	Modèle de switching avec sélection : PME	168
3.8	Modèle de switching avec sélection : entreprises de grande taille	172
3.9	Décomposition de l'écart salarial dans une PME	176
3.10	Décomposition de l'écart salarial dans une grande entreprise	177

Introduction générale

Le développement des contrats de travail temporaire : Quelques faits stylisés :

Ces vingt dernières années, tous les milieux politiques, économiques et sociaux ont été préoccupés par l'ampleur des contrats de travail temporaire (CTT) et leurs rôle dans la politique d'insertion sur le marché du travail ¹. En effet, dans la plupart des pays industrialisés, le marché du travail a connu une évolution qui a détérioré le modèle de l'emploi à durée indéterminée laissant place à une multitude d'emplois temporaires. Plusieurs études statistiques mettent en évidence un accroissement des contrats à durée déterminée, des contrats intérimaires, et des contrats saisonniers. La croissance de ces formes temporaires d'emploi se développe aussi bien en France que dans les autres pays d'Europe. Ainsi, entre 1982 et 2002, si l'emploi a augmenté de 10 % sur la période pour atteindre 24 millions de personnes en 2002, la part des emplois de type particulier a, quant à elle, pratiquement doublé, passant de 6 % en 1982 à

¹Nous utilisons durant toute la thèse le terme générique de Contrat de travail temporaire (CTT) pour faire référence aux formes particulières d'emploi que constituent le contrat à durée déterminée, le contrat intérimaire et le contrat saisonnier

un maximum de 11 % en 2002. L'augmentation tendancielle de la part des emplois temporaires a été particulièrement marquée dans certains pays européens comme l'Espagne, la France, l'Italie, les Pays-Bas et le Portugal. Seuls des pays comme la Grèce et le Luxembourg faisant en revanche apparaître une régression de la part des emplois temporaires.

Cette émergence des formes d'emplois temporaires ne cesse de stimuler le dualisme du marché du travail entre les salariés à temps plein et sous contrat à durée indéterminée et ceux qui ne parviennent pas à accéder à ce type d'emploi. Malgré la précarité des emplois temporaires, plusieurs salariés se voient dans l'obligation d'accepter un contrat de travail temporaire espérant que celui-ci leur permettra de transiter vers un contrat à durée indéterminée procurant une certaine stabilité. Ainsi, en 2002, et selon les pays, entre un tiers et deux tiers des personnes occupant un emploi temporaire ont accédé à un emploi permanent dans un délai moyen de deux ans (OCDE, 2002). A contrario, près d'une personne sur quatre qui occupait un emploi temporaire évolue vers le chômage, et ils sont de plus en plus nombreux à occuper des emplois temporaires.

Le cadre institutionnel des contrats de travail temporaire en France :

Du point de vue du cadre juridique régissant les différents contrats de travail, coexistent actuellement en France quatre grands types de contrat de travail : le contrat à durée indéterminée (CDI), le contrat à durée déterminée (CDD), le contrat de travail occasionnel, forme particulière d'emploi temporaire recouvrant l'intérim et

le travail saisonnier.

Si les contrats de travail occasionnel sont d'apparition récente (dans les années 1950), les CDD et les CDI ont coexisté depuis l'apparition de la notion de contrat de travail au 19ème siècle. La montée progressive des règles de licenciement ² des CDI, pour lesquels les coûts des procédures de licenciement sont importants et partiellement imprévisibles, a conduit à multiplier les recours aux contrats de travail temporaire. Il a fallu attendre la loi de 1979, qui traite pour la première fois spécifiquement des CDD, relâche en partie les conditions de réintégration de CDD et l'autorisation, dans certaines limites, du renouvellement de ces contrats. L'ordonnance de 1982, vise, en sens inverse, à limiter le recours aux contrats temporaires en posant comme principe que le contrat de droit commun est le contrat à durée indéterminée, le recours aux contrats à durée déterminée étant, par nature, exceptionnel et circonscrit à des cas ou à des secteurs d'activités bien précis. En vue de lutter contre l'accroissement constant des contrats précaires (contrats à durée déterminée et contrats de travail temporaire), une nouvelle loi n° 90-613 du 12 juillet 1990 " favorisant la stabilité de l'emploi par l'adaptation des contrats précaires " a été adoptée en aboutissant par la suite à un accord interprofessionnel du 24 mars 1990.

Le cadre légal du recours au contrat à durée déterminée³ et au contrat intéri-

²Avant les années 1970, il revenait au salarié de prouver l'existence d'un licenciement abusif. En revanche, depuis les lois de 1973 relatives au licenciement pour motif personnel et de 1975 relatives au licenciement pour cause économique, il revient à l'employeur de justifier l'exercice de son droit du licenciement. L'employeur doit mettre en place une procédure d'information préalable et formuler une " cause réelle et sérieuse " justifiant le licenciement que le salarié peut contester devant le juge.

³Le contrat à durée déterminée (CDD) peut être conclu pour exécuter toute tâche précise et non-durable telles que le remplacement d'un salarié absent temporairement (maladie, maternité,

maire⁴ est apparemment très strict mais il ouvre, en fait, plusieurs possibilités d'embauche en emploi temporaire dans certains secteurs. Au vu du nombre important d'embauche en CTT⁵, le taux fréquent d'utilisation de ce type d'emploi excède largement (congrès, service national), dans le cas d'une suspension du contrat de travail, le CDD peut prendre effet avant l'absence du salarié à remplacer, contrats conclus au titre des mesures pour l'emploi ou lorsque l'employeur s'engage à assurer un complément de formation professionnelle du salarié engagé. La durée du contrat à durée déterminée peut varier suivant le cas de l'utilisation de ce contrat. Elle est de 24 mois dans le cas de remplacement d'un salarié dont le départ définitif précède la suppression de son poste. Le CDD peut durer 18 ou 9 mois lors d'un accroissement temporaire de l'activité de l'entreprise, de l'exécution de tâches occasionnelles définies et non-durables, et dans le cas d'emploi saisonnier.

⁴Un contrat de travail intérimaire (CIN) peut être conclu pour exécuter toute tâche précise et non-durable dans trois cas : remplacement d'un salarié absent temporairement (maladie, congés, service national, suspension du contrat de travail), accroissement temporaire de l'activité de l'entreprise. Il est interdit de recourir à des contrats temporaires afin de pourvoir des postes ayant fait l'objet d'un licenciement économique dans les six mois précédents. Toutefois, il est possible d'y recourir si le contrat n'excède pas 3 mois ou pour commande exceptionnelle à l'exportation, après consultation du comité d'entreprise ou des délégués du personnel. Il est également interdit de recourir à ce contrat pour remplacer un ou plusieurs salariés dont le contrat de travail est suspendu à la suite d'un conflit collectif du travail. Le CIN doit être conclu pour une durée minimale et prend fin au retour du salarié remplacé ou à l'issue du travail pour lequel il a été conclu. Le travail intérimaire se caractérise par l'établissement d'une relation triangulaire entre l'employeur (Entrepreneur du Travail Temporaire, ETT), le salarié en mission et l'entreprise utilisatrice. Il y a en réalité dédoublement de la notion d'employeur : l'ETT est l'employeur juridique (elle recrute, sélectionne, paye le salarié temporaire) mais elle délègue à l'entreprise utilisatrice les pouvoirs de direction et de contrôle pendant la durée de la mission.

⁵Pierre Cahuc et Francis Kramarz (2004) montrent dans leur dernier rapport " De la Précarité à la Mobilité Vers une Sécurité Sociale Professionnelle", qu'il y a chaque jour en France 30000 embauches, en grande partie en contrat à durée déterminée. Il y a aussi 30000 départs quotidiens

gement ce que prévoit la législation dans ce domaine. Ainsi, l'embauche en contrat de travail temporaire est fréquemment utilisée comme un substitut aux périodes d'essai des contrats en CDI, pratique qui n'est pas autorisée par la loi. Au total, de nombreuses entreprises préfèrent embaucher un nouveau salarié en CTT, à la place de la transformation du CTT en CDI de l'ancien salarié occupant le poste.

Face à la situation dans la quelle se retrouve les employés sous un CTT et l'évolution du cadre juridique dans lequel opèrent les entreprises, l'engagement de nouvelles réformes dans le but de concilier la flexibilité nécessaire aux entreprises et une sécurisation sociale du parcours professionnel est devenue indispensable. En effet, plusieurs rapports (Blanchard et Tirole, 2003 ; Cahuc, 2003 ; Cahuc et Kramarz, 2004) ont proposé la création d'un contrat de travail unique.

En réponse aux propositions des différents rapports, en août 2005, le gouvernement français a mis en place un nouveau type de contrat de travail afin de favoriser les embauches dans les petites entreprises comptant au plus vingt salariés : le contrat nouvelle embauche (CNE). Comportant une période de consolidation de deux ans, ce contrat est supposé apporter davantage de flexibilité à ces entreprises dans la gestion de leur main d'œuvre. Par rapport aux dispositifs précédemment mis en œuvre, le CNE présente une certaine originalité. Il constitue un intermédiaire entre le contrat de travail temporaire et le contrat à durée indéterminée classique. Il procède de la logique du CDI dans la mesure où sa durée est indéterminée, mais il peut être rompu sans justification pendant les deux ans que dure la période de consolidation ⁶. La

de l'emploi.

⁶Pendant la période de consolidation, la rupture du CNE n'a pas à être motivée lorsque l'employeur en est à l'origine et le salarié peut démissionner à tout moment sans préavis. Après ces deux premières années, ce sont les règles communes du CDI qui s'appliquent. En cas de rupture

flexibilité apportée par cette période peut permettre aux entreprises de l'utiliser de préférence aux CTT si leur activité n'est pas suffisamment prévisible.

Les fondements microéconomiques de la durée des contrats :

Du point de vue des fondements théoriques, deux interprétations du développement des formes temporaires d'emploi sont régulièrement avancées par la littérature. Une première voie d'analyse centre l'éclairage sur la dimension externe à l'entreprise (Canzoneri, 1980 ; Danziger, 1988 ; Gray, 1978). Dans cette orientation, la dimension temporaire de la relation de travail entre un employeur et un ou plusieurs travailleurs permet de s'adapter de manière efficiente à l'incertitude affectant l'environnement de l'entreprise, de faire preuve d'une plus grande flexibilité, de réagir aux pics de la demande, aux variations saisonnières et aux coûts de licenciement élevés tout en maîtrisant les coûts salariaux.

Une deuxième voie d'analyse appréhende en revanche la durée de la relation d'emploi de manière interne à l'entreprise (Cantor, 1990 ; Harris et Holmström, 1987 ; Jovanovic, 1979 ; Lazear, 1995 ; Mac Donald, 1982 ; Rosen, 1994). Généralement les précoce de la part de l'employeur, ce dernier doit verser au salarié des indemnités qui s'élèvent, sauf faute grave du salarié, à 8 % du montant total de la rémunération brute perçue depuis le début du contrat ; dans ce cas, l'employeur doit aussi verser 2 % du même montant aux Assedic pour financer des actions d'accompagnement du salarié par le service public de l'emploi. Dans une telle situation, le salarié bénéficie de l'assurance chômage selon les règles en vigueur. Si le contrat a duré au minimum quatre mois et que le salarié ne peut bénéficier de l'assurance chômage, une allocation spécifique est prévue pour une durée d'un mois.

travailleurs dans une même entreprise ne présentent pas les mêmes caractéristiques individuelles et n'ont pas la même capacité productive. Donc, l'employeur est confronté à une situation d'asymétrie informationnelle dans laquelle la durée du contrat peut relever d'une dimension stratégique. Lors d'une embauche par exemple, l'employeur ignore les capacités réelles du postulant à un poste vacant. Au delà, une fois le contrat conclu, il n'est pas capable d'observer parfaitement et directement le niveau d'effort consenti par celui-ci. Outre les problèmes d'aléa moral et d'antisélection que nous venons d'évoquer, le fait de postuler une hétérogénéité des agents et une imperfection de l'information permet d'introduire la problématique de l'appariement entre l'offre et le demandeur de travail. En effet, si les caractéristiques des salariés sont dissemblables, il est fort probable que leur productivité variera en fonction de l'emploi qu'ils occuperont. L'allocation du facteur travail sera dite optimale lorsque les employeurs sélectionnent des travailleurs pour un emploi donné qui leur fourniront, indépendamment de l'effort consenti, un niveau de productivité plus élevé. Toutefois, plusieurs réallocations risquent d'être nécessaires pour obtenir de nouvelles informations permettant de tendre vers un appariement efficient.

Face à ses sources d'inefficience productives, l'employeur doit mettre en place un mécanisme d'auto-sélection lui fournissant un signal crédible sur les vraies caractéristiques de l'agent, le niveau d'effort demandé et tendre vers un appariement efficient en minimisant les coûts d'agence. Le recours aux contrats de travail temporaire par les employeurs peut nourrir l'hypothèse selon laquelle les employeurs utilisent ces formes d'emploi comme mécanisme d'incitation et de révélation pour répondre aux différents problèmes déjà évoqués.

Le contrat de travail temporaire occupe donc une place à part dans le marché

du travail français, d'une part, du côté de l'employeur en lui permettant de s'adapter aux différents problèmes internes et externes à son entreprise, et d'autre part du côté de l'employé où le contrat de travail temporaire peut représenter un tremplin vers l'emploi permanent et une évolution de la précarité à une sécurité sociale professionnelle.

Les enjeux de la thèse :

La thèse mobilise trois axes de réflexions sur l'analyse des contrats de travail temporaire. Le premier axe consiste à étudier les principaux déterminants du recours aux contrats de travail temporaire. A partir des travaux de la littérature contemporaine, nous mettons en évidence en quoi les contrats de travail temporaire peuvent constituer un outil efficace pour s'adapter aux différents problèmes d'asymétrie informationnelle et d'incertitude auxquels est confronté l'employeur.

Le **chapitre 1** propose ainsi une revue de la littérature consacrée aux travaux portant sur le recours aux contrats de travail temporaire. Nous exposons quelques uns des modèles qui ont été développés dans la littérature économique pour expliquer le recours à ce type de contrat, en distinguant les différentes sources d'inefficience productives aux quelles sont confrontées les employeurs. Nous insistons en particulier sur les problèmes liés à l'aléa moral (Cantor, 1988 ; 1990), à l'antisélection (Rosen, 1994 ; Lazear, 1995 ; Harris et Holmström, 1987), à l'appariement (Jovanovic, 1979 ; Mac Donald, 1982), et enfin à l'incertitude affectant l'environnement externe de l'entreprise (Gray, 1978 ; Canzoneri, 1980 ; Danziger, 1988).

A partir de ces différents travaux théoriques, nous avons pu identifier un certain

nombre de déterminants de la durée des contrats de travail temporaire. La durée des contrats de travail est ainsi d'autant plus élevée que les coûts de contractualisation sont importants et que la part de la quasi rente revenant au salarié est forte. Enfin, plus les capacités productives du salarié sont faibles plus la durée du contrat sera courte et plus les employeurs seront incités à renégocier fréquemment. Ce cadre théorique nous conduit par la suite à l'évaluation économétrique des déterminants du recours aux CTT ainsi que des facteurs explicatifs de la durée des contrats. Nous cherchons tout d'abord à mettre en évidence les caractéristiques des individus qui influencent le recours aux contrats de travail temporaire afin de savoir si la précarité est concentrée sur certaines catégories particulières. Pour cela nous avons constitué un échantillon à partir des données de l'enquête Emploi 1990-2002 réalisée par l'INSEE qui comporte 13 années d'enquêtes. Cette enquête nous renseigne sur 672457 individus âgés de 16 à 64 ans dont 638257 travailleurs sous un CDI et 34200 travailleurs temporaires. Nous estimons les déterminants de la probabilité d'occuper un contrat à durée indéterminée (CDI), un contrat à durée déterminée (CDD), un contrat intérimaire (CIN) et un contrat saisonnier (SAISO) à partir d'un modèle logit multinomial. Nous nous intéressons ensuite aux déterminants internes et externes de la durée des contrats de travail avancés dans l'analyse théorique. L'évaluation économétrique des déterminants de la durée du contrat de travail temporaire se heurte au problème de la sélection des individus qui occupent un contrat temporaire. En effet, la variable durée de contrat n'est observée que pour ceux qui occupent un contrat de travail temporaire et la distribution des individus de l'échantillon entre les différents statuts de contrats de travail n'est pas aléatoire mais relève d'une règle de sélection endogène. Nous retenons une méthode d'estimation en une seule étape selon le maxi-

mum de vraisemblance permettant d'estimer conjointement la règle de sélection qui préside au choix du statut contractuel et la durée du contrat de travail temporaire. Les résultats de l'estimation économétrique confirment l'effet positif des coûts de contractualisation évoqués par la littérature sur la durée des contrats (Gray, 1978; Canzoneri, 1980). Ils montrent également que les caractéristiques inobservables qui influencent positivement l'obtention d'un contrat de travail temporaire sont négativement corrélées avec celles augmentant la durée de l'emploi, résultat qu'il est possible de rapprocher avec les prédictions du modèle de Harris et Holmström (1987).

Le deuxième axe de réflexion de la thèse propose d'évaluer la qualité de l'insertion professionnelle qui accompagne la mobilité des individus à partir d'un contrat de travail temporaire. Plus précisément, nous étudions les transitions individuelles d'un contrat de travail temporaire vers plusieurs issues sur le marché du travail : contrat à durée indéterminée, autre contrat de travail temporaire et enfin le chômage.

Le **chapitre 2** vise ainsi à tester l'hypothèse selon laquelle la transition par un contrat de travail temporaire pourrait se définir comme un tremplin vers un emploi permanent. Les principaux résultats des travaux empiriques sur les transitions des contrats de travail temporaire dans différents pays de l'OCDE sont tout d'abord présentés (Blanchard et Landier, 2002; Booth, Francesconi et Frank, 2002; D'Addio and Rosholm, 2005; Güell et Petrongolo, 2007). Ils montrent qu'en dépit de leur durée généralement courte, les contrats de travail temporaire manifestent une grande continuité dans l'emploi de sorte que, selon les pays, entre un tiers et deux tiers d'entre eux accèdent à un emploi permanent dans un délai de deux ans. Toutefois, près d'un travailleur temporaire sur quatre manifeste une transition vers le chômage, et ils sont plus nombreux encore à continuer d'occuper des emplois temporaires. Dans

le cadre de ce chapitre, nous exploitons un échantillon, issu de l'enquête Emploi 1990-2002 réalisée par l'INSEE, composé des individus répondant au questionnaire trois fois consécutives et des individus occupant un contrat de travail temporaire (CTT) ⁷ à la première date d'observation. Nous présentons, dans un premier temps, l'évolution des contrats de travail temporaire dans l'emploi total à partir de nos calculs sur l'enquête Emploi 1990-2002. Cette description est menée selon certaines caractéristiques individuelles et selon la répartition sectorielle.

Pour évaluer la qualité de l'insertion professionnelle à partir d'un emploi temporaire, nous étudions les durées passées dans les différentes formes d'emploi temporaire (contrat à durée déterminée, contrat intérimaire et contrat saisonnier) et les probabilités de passer d'un état à un autre. L'accent est donc mis sur le caractère longitudinal de l'insertion professionnelle et sur la nécessité d'étudier de manière approfondie les trajectoires d'insertion séparément dans le secteur privé et le secteur public et les enchaînements qui les caractérisent. En effet, la décomposition par statut au sein des CTT dans l'enquête Emploi n'est réalisée que pour les salariés du privé pour lesquels nous pouvons identifier le contrat à durée déterminée, le contrat intérimaire, le contrat saisonnier et leurs durées. Pour les salariés du public en revanche, nous disposons uniquement de l'information si l'individu est salarié de l'Etat ou d'une collectivité locale sous un contrat à durée limitée.

L'étude des transitions des CTT est donc réalisée, en premier lieu, sur l'échan-

⁷Une telle approche consiste à définir comme " travail temporaire " les individus en emploi sous CDD, intérim, saisonnier. Cette définition est d'ailleurs communément retenue lorsqu'il s'agit d'appréhender la précarité de l'emploi (Booth et al., 2002 ; Martin-Houssart, 2001 ; Fabre et Riccardis, 2007).

tillon des salariés du secteur privé en distinguant les travailleurs sous un contrat à durée déterminée et les travailleurs occupant un emploi occasionnel en tant qu'intérimaires ou saisonniers. En deuxième lieu, nous avons étudié les transitions sur l'échantillon des travailleurs sous un contrat de travail temporaire du secteur public. Ces estimations sont également réalisées par la suite séparément pour les hommes et les femmes, la littérature empirique ayant mis en évidence des effets de genre particulièrement marqués dans ce domaine.

Nous développons un modèle de transition à risque concurrent, de type Cox à risques proportionnels en distinguant trois issues de transition sur le marché du travail à partir d'un état initial sous un contrat de travail temporaire : l'accès au contrat à durée indéterminée (CDI), la poursuite d'un contrat de travail temporaire (CTT) regroupant les contrats à durée déterminée, les contrats intérimaires et les contrats saisonniers et enfin la sortie vers le chômage. Les résultats des estimations montrent que les individus sous un contrat de travail temporaire ne sont pas tous égaux tant dans l'accession à un poste de travail sous un contrat à durée indéterminée, que dans la conservation de celui-ci. En effet, la probabilité de transition vers un CDI est plus élevée dans le public que dans le privé et une embauche sous un CTT durant plus d'une année réduit significativement les chances de transiter vers un emploi permanent.

Enfin, le troisième axe de la thèse étudie l'impact des transitions individuelles à partir d'un CDD sur le salaire.

Le **chapitre 3** étudie ainsi les déterminants de l'écart salarial observé entre les transitions CDD-CDI et CDD-CDD ⁸.

⁸Dans ce chapitre, nous regroupons à la fois les contrats à durée déterminées, les contrats intéri-

Pour présenter de manière simplifiée la concurrence à l'embauche pour l'accès au CDI nous avançons un modèle simple de type tournoi (Eriksson, 1999 ; Lazear et Rosen, 1990 ; Malcomson, 1984) dans lequel le principal met en compétition ses agents à partir d'une norme de productivité et où le prix est la transformation du contrat à durée déterminée en contrat à durée indéterminée. 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 compétition entre 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 de la compétition.

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. Pour la décomposition des écarts de salaires, nous utilisons la méthode de Neuman et Oaxaca (2004) qui combine la méthode de la décomposition du différentiel de salaire et la procédure de sélection de Heckman (1979). Cette méthode permet d'identifier la contribution relative des inobservables maires et les contrats saisonniers du secteur privé, ainsi que les contrats à durée limitée du secteur public. Par la suite nous retenons comme notation CDD l'ensemble de cette classe de contrat temporaire.

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. L'application du modèle économétrique et de la décomposition des écarts de salaires aux deux sous échantillons des petites et moyennes entreprises (PME) et les grandes entreprises 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. Ce résultat ne semble pas infirmer la propriété de statique comparative du modèle.

Chapitre 1

Déterminants et durée des contrats de travail temporaire

1.1 Introduction

Le marché du travail des pays industrialisés a connu une évolution de la relation de travail au cours de ces deux dernières décennies. Plusieurs études statistiques mettent en évidence un accroissement des contrats à durée déterminée, des contrats intérimaires, et des contrats saisonniers. La croissance des formes temporaires d'emploi par rapport aux contrats à durée indéterminée se développe aussi bien en France que dans les autres pays d'Europe. Selon plusieurs indicateurs¹, la France est le pays industrialisé où le sentiment d'insécurité de l'emploi est le plus élevé soit par le type

¹Postel-Vinay et Saint Martin (2004) ont construit trois indicateurs du " sentiment de sécurité de l'emploi " pour un ensemble de 23 pays européens à partir de données subjectives de satisfaction au travail, issues du Panel européen et de l'enquête " Work Orientations II " de l'International Social Survey Programme.

de contrat de travail obtenu ou par sa durée. En contrepartie, pour faire face à la pression concurrentielle, les entreprises s'efforcent de faire preuve d'une plus grande flexibilité et de réagir aux pics de la demande, aux variations saisonnières et aux coûts de licenciement élevés tout en maîtrisant les coûts salariaux. La politique de gestion de main d'oeuvre est ainsi étayée sur une bonne gestion de la durée des contrats de travail, telle que le recours à une main-d'oeuvre temporaire dans le cadre de l'intérim et de contrats à durée déterminée, et la réduction de l'utilisation des contrats à durée indéterminée.

Face à ces faits stylisés, deux types d'étude du développement des formes temporaires d'emploi ont été simultanément avancés.

Une première voie d'analyse centre l'éclairage sur la dimension externe. Dans cette orientation, la dimension temporaire de la relation de travail entre un employeur et un ou plusieurs travailleurs permet de s'adapter de manière efficiente à l'incertitude affectant l'environnement extérieur de l'entreprise représentée par les chocs réels et monétaires et la volonté d'amortir les coûts de contractualisation.

Une deuxième voie d'analyse appréhende en revanche la durée de la relation d'emploi de manière interne à l'entreprise. Les travailleurs ne présentant pas les mêmes caractéristiques individuelles et n'ayant pas la même capacité productive, l'employeur est confronté à un problème d'asymétrie informationnelle à plusieurs niveaux. Avant la conclusion du contrat de travail, l'employeur ignore les capacités réelles du postulant à l'embauche. Après le recrutement d'un salarié, il n'est pas capable d'observer parfaitement et directement le niveau d'effort consenti par celui-ci. L'employeur doit donc faire face à deux problèmes largement débattus par les théoriciens des incitations (Laffont, 1984 et 1987 ; Rasmusen, 1989) : le problème de la sélection adverse

ou de l'antisélection et celui de l'aléa moral.

Dans le premier cas les employeurs sont confrontés au risque de recruter un salarié ayant des capacités productives plus faibles que les autres, car ce dernier peut le tromper sur son type. Afin de contrer ces comportements opportunistes précontractuels, l'employeur doit mettre en place un mécanisme d'auto-sélection lui fournissant un signal crédible sur les vraies caractéristiques de l'agent. Ce mode de sélection lui permettra de discriminer les travailleurs ayant des capacités plus faibles.

Dans le second cas l'employeur doit gérer des salariés qui chercheront systématiquement à fournir un niveau d'effort le plus faible possible, tout en lui faisant croire qu'ils mobilisent toutes leurs capacités. En effet, l'employeur ne connaît pas avec certitude quelle action l'agent a entrepris pour aboutir au résultat constaté. Les travailleurs sont donc incités à adopter ce comportement opportuniste post contractuel car leur utilité est une fonction décroissante du niveau d'effort. L'employeur devra mettre en place une procédure d'incitation encourageant le salarié à être plus productif. En économie du travail les modèles de tire au flanc qui traitent de ce problème, démontrent que l'employeur a intérêt à informer ses salariés que s'ils sont détectés comme ne fournissant pas le niveau d'effort donné, ils seront licenciés. Notons toutefois que dans tous les cas, le contrat doit être auto-exécutoire, ce qui signifie que les deux parties doivent avoir intérêt à sa réalisation.

Outre les problèmes d'aléa moral et d'antisélection, le fait de postuler une hétérogénéité des agents et une imperfection informationnelle permet d'introduire la problématique de l'appariement " job matching " entre l'offreur et le demandeur de travail (Jovanovic, 1979). En effet, si les caractéristiques des salariés sont dissemblables, il est fort probable que leur productivité variera en fonction de l'emploi qu'ils

occuperont. L'allocation du facteur travail sera dite optimale lorsque les employeurs sélectionnent des travailleurs pour un emploi donné qui lui fourniront, indépendamment de l'effort consenti, un niveau de productivité plus élevé. Mais cet optimum du fait de l'imperfection de l'information n'est pas spontané. Plusieurs réallocations risquent d'être nécessaires pour obtenir de nouvelles informations permettant de tendre vers un appariement efficient.

Ainsi au total, la littérature a mobilisé quatre axes de réflexion sur la durée des contrats liés à l'antisélection, à l'aléa moral, à l'appariement et enfin à l'incertitude affectant l'environnement externe de l'entreprise.

L'objectif de ce premier chapitre sera donc de démontrer à partir d'une revue de la littérature en quoi la décision de recours aux contrats de travail temporaire (CTT) peut constituer un outil efficace pour les parties contractantes en vue de s'adapter à ces différents problèmes. Cette revue de la littérature nous conduit ensuite à étudier à partir de l'enquête de l'Emploi Historique les déterminants du recours aux contrats de travail temporaire. Enfin, au delà des conditions d'accès aux CTT, nous étudions les facteurs explicatifs de la durée des contrats de travail déjà avancés par la littérature.

Le chapitre est structuré comme suit. La deuxième section met en évidence les fondements théoriques du recours aux contrats de travail temporaire. Nous présentons dans un premier temps les travaux de Cantor (1988, 1990) montrant que les contrats de travail temporaire sont solution au problème de l'aléa moral. Dans un second temps nous menons une présentation des travaux théoriques de Rosen (1994), Lazear (1995) et Harris et Holmström (1987) traitant le rôle des CTT dans un cadre de sélection adverse. Dans un troisième temps nous montrons l'intérêt que procure les CTT dans un contexte où l'appariement optimal n'est pas spontané à partir des tra-

vaux de Jovanovic (1979). Pour finir, nous analysons le rôle de la durée des contrats pour faire face à l'incertitude de l'environnement de l'entreprise à partir des différents travaux de Gray (1978) Canzoneri(1980) et Danziger (1988). La troisième section présente une analyse descriptive de l'échantillon retenu de l'enquête Emploi historique 1990-2002 réalisée par l'INSEE ainsi que les résultats de l'estimation économétrique d'un modèle logit multinomial où nous estimons les déterminants de la probabilité d'occuper un contrat à durée indéterminée (CDI), un contrat à durée déterminée (CDD), un contrat intérimaire (CIN) et un contrat saisonnier (SAISO). Dans une quatrième section, nous focalisons notre attention sur la durée des contrats de travail temporaire. Pour cela nous réalisons, tout d'abord, une analyse non paramétrique de la durée des contrats de travail temporaire par la méthode de Kaplan-Meier. Ensuite, nous mettons en évidence les problèmes économétriques rencontrés pour tester les déterminants micro-économiques de la durée des contrats de travail temporaire évoqués dans l'introduction. Enfin, nous présentons les résultats économétriques issus de l'estimation d'un modèle en une seule étape selon le maximum de vraisemblance permettant de prendre conjointement en compte la règle de sélection endogène qui préside aux choix du statut contractuel et la durée du contrat de travail temporaire. En conclusion de ce chapitre, une synthèse des principaux résultats est proposée.

1.2 Les fondements théoriques du recours aux contrats de travail temporaire

1.2.1 Les CTT solution au problème de l'aléa moral

Les contrats de travail temporaire représentent un moyen incitatif pour augmenter l'effort des salariés. En s'appuyant sur la théorie des jeux, plusieurs travaux (Leibenstein (1987) et Buttler et Walwei (1992)) reprennent implicitement ce principe en soulignant l'importance de la durée des contrats sur les comportements des agents et les résultats du jeu. Ils montrent que chacun des deux joueurs peut adopter soit une stratégie coopérative (effort élevé, salaire élevé) soit une stratégie non coopérative. Ainsi, les travaux de Cantor (1988, 1990) s'engagent dans la même voie en proposant une approche dynamique de la gestion des salariés à travers l'interdépendance contractuelle entre le contrat de travail temporaire et les contrats à durée indéterminée. Ils démontrent que la succession de contrats de courte durée pousse les agents à fournir l'effort attendu par le principal et à être plus coopératifs. Cette structure sera la solution efficace au problème de tire au flanc évoqué dans plusieurs travaux théoriques. Nous présentons dans cette section les apports des deux modèles de Cantor.

Lors de son étude en 1988, ce dernier adopte l'hypothèse que le salaire fixé par l'employeur est égal à la productivité marginale si le travailleur est embauché sous un contrat de durée Δ . Soit y la productivité du salarié. Il suppose que $y_t = a_t + e_t + z_t$. Avec a_t les capacités productives du travailleur, e_t représente le niveau d'effort et z_t correspond à une variable aléatoire représentant les chocs de productivité exogènes

affectant l'économie. Puisque l'employeur se trouve dans une situation d'information imparfaite, il anticipe alors la productivité du salarié et fixe le salaire. Dans cette situation, l'employeur ne peut observer que la production finale alors qu'il est incapable d'observer les trois autres composantes de la productivité (a_t , e_t et z_t). Nous obtenons donc le salaire fixé par l'employeur comme $W_t = E_0(y_t)$.

Dans ce cadre, le travailleur est incité à faire croire à l'employeur que l'augmentation de son effort parvient d'une amélioration de ses capacités productives et non d'un sur-coût de son effort. Cette stratégie permet aux salariés d'espérer un salaire plus élevé pour le prochain contrat et les conduira à tirer au flanc. Cantor (1988) fixe deux niveaux d'effort $e_t = 0$, en début de contrat et $e_t = 1$, au cours des k dernières périodes du contrat. Le salarié augmente son niveau d'effort à la fin du contrat puisque la date de négociation du nouveau contrat est proche.

Cet arbitrage entre l'espérance de gains futurs et la désutilité de l'effort est au cœur du modèle de Cantor, et permet de déterminer la stratégie adoptée par le travailleur. L'employeur intégrant cet arbitrage, fixera alors une durée de contrat dans laquelle la période où ses salariés font un effort relativement à celle où ils tirent au flanc est la plus importante. Selon Cantor seuls le taux de préférence pour le présent, ρ , et le coût associé à l'effort, $C(e)$, interviennent dans la détermination de la durée optimale. Lorsque ρ et $C(e)$ augmentent, la durée du contrat augmente.

Par rapport au premier modèle, le modèle proposé par Cantor (1990) avance des réponses à la question suivante : pourquoi les employeurs préfèrent les premières embauches en contrats de courte durée qu'aux contrats de longue durée ?

Pour ce faire, il se place dans un cadre où l'employeur et l'employé décident d'un niveau optimal d'investissement spécifique. L'employeur décide d'investir dans

la formation spécifique de ses salariés pour un montant I engendrant un coût $C(I)$. Face à cette situation, l'employé fait face à deux stratégies : coopérer avec l'employeur ou tirer au flanc. Dans le cadre d'une coopération, si l'effort fourni par le salarié génère une désutilité monétaire égale à E , en revanche, le capital humain spécifique obtenu suite à cette coopération génère une quasi rente pour les salariés, notée $F(I, t)$. La condition de participation du salarié à cette formation spécifique s'écrit alors :

$$F(I^*, t)e^{-\rho t} \geq C(I^*) + E$$

Cette contrainte montre que les gains actualisés obtenus suite à cette formation sont supérieurs aux coûts de participation à ce programme. L'entrepreneur ne peut pas observer l'effort consenti par ses salariés. S'il désire que ces derniers participent activement au programme de formation, il faut et il suffit qu'il fixe une part de la quasi rente, α , tel que les travailleurs ne retirent aucun bénéfice à tirer au flanc. La contrainte incitative s'écrit :

$$E \leq \int_0^H \alpha F(I, t)e^{-\rho t} dt \quad (1.1)$$

où α représente la part de la quasi rente revenant au travailleur ($\alpha \in]0, 1[$).

Présentons maintenant l'impact des différentes formes contractuelles sur le montant de l'investissement spécifique atteint à l'équilibre. Si les parties concluent une succession de contrats " spots " sur l'ensemble de la carrière des travailleurs, c'est à dire sur l'intervalle de $[0, H]$, les dépenses en formation issues de la maximisation privée, I^s , sont socialement inefficaces. Le niveau I^s est obtenu par la maximisation sous contrainte. Le programme de l'employeur est : $\Pi = \max \{0, A\}$ sous la

contrainte de l'équation (1.1), avec

$$A = \text{Max}_{\{I\}_{I>0}} \int_0^H (1 - \alpha)F(I, t)e^{-\rho t} dt - C(I)$$

On déduit I^s de la condition de premier ordre (CPO) de ce programme. Cette dernière s'écrit :

$$C'_I(I^s) = \int_0^H ((1 - \alpha) + \lambda\alpha)F'_I(I, t)e^{-\rho t} dt \quad (1.2)$$

avec λ le multiplicateur de Kuhn-Tucker. Par contre l'optimum social, I^* , des dépenses en formation est obtenu en égalisant le coût marginal et le bénéfice marginal d'un tel investissement, I^* est donc obtenu par l'équation suivante :

$$C'_I(I^*) = \int_0^H F'_I(I, t)e^{-\rho t} dt \quad (1.3)$$

En comparant les équations (1.2) et (1.3) il apparaît immédiatement que $I^s < I^*$ sauf si $\lambda = 0$.

Pour les contrats de longue durée avec salaire fixe, les employeurs ne peuvent inciter leurs salariés à faire des efforts puisqu'aucune pénalité ne peut leur être attribuée s'ils tirent au flanc. Les contrats à durée intermédiaire apparaissent alors comme une forme contractuelle médiane qui va s'avérer plus intéressante pour les parties. Soit T^* la durée optimale d'un tel contrat. La contrainte d'incitation s'écrit ici :

$$E \leq \int_{T^*}^H \alpha F(I^0, t)e^{-\rho t} dt \quad (1.4)$$

Elle signifie que la quasi-rente actualisée revenant au salarié après le contrat jusqu'à la fin de sa carrière, est supérieure à la désutilité générée par la participation active au programme de formation pendant la période du contrat. L'employeur ob-

tient donc le niveau de dépense optimale en formation, I^0 , en résolvant le programme $\Pi = \max \{0, B\}$ sous la contrainte de l'équation (1.4), avec

$$B = \max_{\{I\}_{I>0}} \left\{ \int_0^{T^*} F(I, t)e^{-\rho t} dt + \int_{T^*}^H (1 - \alpha)F(I, t)e^{-\rho t} dt - C(I) \right\} \quad (1.5)$$

La CPO de ce programme de maximisation nous permet de déduire I^0 .

$$C'_I(I^0) = \int_0^H F'_I(I^0, t)e^{-\rho t} dt - \int_{T^*}^H \alpha(1 - \lambda)F'_I(I^0, t)e^{-\rho t} dt$$

Nous obtenons alors $0 < I^s \leq I^0 \leq I^*$. Les contrats à durée intermédiaires ne permettent certes pas d'atteindre l'optimum social $I^0 = I^*$, sauf si $\lambda = 1$, concernant le niveau d'investissement spécifique, mais ils sont plus efficaces que les contrats " spot " ou les contrats de long terme.

Ce modèle permet de conclure que les salariés fourniront un effort élevé s'ils voient leurs contrats de durée limitée renouvelés en contrats de durée illimitée avec la même entreprise. En effet, l'équation (1.5) incorpore (à travers la seconde intégrale) le fait que suite au contrat à durée limitée le salarié est embauché pour le reste de sa carrière dans l'entreprise initiale où il a participé au programme de formation. Si les deux parties résiliaient leur relation à la période T^* , il ne pourrait pas bénéficier, au cours de période, $[T^*, H]$ de la quasi-rente générée par le capital humain spécifique créé. Donc, d'après le modèle de Cantor les travailleurs fourniront un effort important uniquement s'ils renouvellent, ou du moins s'ils pensent renouveler, leur contrat avec la même entreprise.

D'après l'équation (1.5), le modèle de Cantor permet d'identifier quelques déterminants de la durée optimale du contrat. En effet :

- Celle-ci aura tendance à diminuer lorsque le taux de préférence pour le présent augmente,
- si le coût en terme d'utilité associé à un même effort est plus important ;
- elle sera d'autant plus élevée que la part de la quasi rente revenant au salarié sera forte,
- que le statut contractuel après la phase d'emploi temporaire sera stable.

Dans cette sous-section, nous avons montré que les contrats de travail temporaire permettent de lutter contre le problème de l'aléa moral et d'inciter les salariés à fournir l'effort exigé par l'employeur. Or nous avons vu que l'asymétrie d'information pose une seconde difficulté liée à la sélection adverse. Dans la sous-section suivante, nous montrons comment les CTT peuvent présenter une aide aux employeurs afin de réussir l'identification du type du salarié.

1.2.2 Les CTT solution au problème de la sélection adverse

L'employeur se situe dans un cadre de sélection adverse où les salariés détiennent une information privée sur leur aptitude productive. L'enjeu pour l'employeur consiste à faire en sorte que le menu de contrats offert soit particulièrement discriminant pour évaluer par l'affectation des travailleurs aux différents contrats selon leurs types. L'employeur a l'initiative de proposer des contrats de travail temporaire avec une possibilité de transformation en contrat à durée indéterminée. Rosen (1994) et Lazear (1995) proposent un modèle où l'hétérogénéité de la qualité est caractérisée par deux types de travailleurs. Des travailleurs de hautes capacités productives (type β) et des travailleurs de faibles capacités productives (type α). Ils montrent que la succession d'un contrat de courte durée par un contrat de longue durée permet de

résoudre le problème de sélection adverse.

Leur raisonnement est le suivant. Au cours de la première période, l'employeur observe le niveau de production du salarié en lui offrant un salaire W_1 . L'employeur fixe une règle du renouvellement du contrat en fonction du niveau de productivité seuil \tilde{Y} fixé par l'employeur : si le salarié atteint le niveau de productivité, son contrat sera renouvelé. Dans ce cas, il recevra un salaire à la deuxième période, $W_2(Y)$, en fonction du niveau de productivité de la première période. Dans le cas d'échec d'atteinte du niveau de productivité seuil, le salarié aura un salaire \underline{W} . Ce salaire correspond au salaire proposé par les autres firmes présentes sur le marché du travail. L'utilité du salarié de type i , avec $i = \alpha, \beta$ s'écrit :

$$U_i = W_{1i} + \frac{1}{1 + \rho} \int_{X_1}^m W_{2i}(X) dF_i(X) + F_i(X_1) \underline{W}$$

Avec ρ le taux d'actualisation, et $F_i(X)$ la fonction de répartition du niveau de productivité d'un salarié i . Cette dernière est supposée être distribuée sur un intervalle $[1, m]$. Rosen (1994) et Lazear (1995) montrent que cette stratégie contractuelle fournit aux employeurs un mécanisme d'auto-sélection. Ce dernier consiste à empêcher les travailleurs de type α de postuler pour un poste de type β . Pour ce faire l'employeur peut d'une part fixer un niveau de productivité \tilde{Y} élevé, ou bien verser un salaire W_1 suffisamment faible.

Ce modèle permet de fournir une explication au fait que la majorité des embauches se font sous un contrat de travail temporaire. Ce type de contrat aurait pour principale fonction de révéler le niveau de productivité du salarié et d'éviter aux employeurs des coûts de licenciement excessifs dans le cadre d'un mauvais recrutement. En revanche ce modèle restent toutefois imprécis sur la durée des contrats

intermédiaires, celle-ci est posée simplement être de plus de deux périodes. En outre ils ne permettent pas de comprendre l'existence de l'hétérogénéité de la durée des CTT. Le modèle de Harris et Holmström (1987) apporte sur ce point un éclairage intéressant.

En plus de la coexistence des contrats de durée limitée et des contrats de durée illimitée, Harris et Holmström (1987) traitent dans leurs modèles² l'existence de l'hétérogénéité de la durée des contrats de travail temporaire.

Dans ce modèle les auteurs supposent que les salariés possèdent une information privée sur leurs capacités exactes. Seules les variables qui décrivent l'état du monde sont connaissance commune. Le travailleur peut posséder des capacités productives élevées, notées θ_H , ou faibles, notées θ_L . Soit e_t et $1 - e_t$ les probabilités associés respectivement à ces deux états.

L'employeur peut, dans une première alternative, connaître la vrai type du travailleur en payant un coût C . Dans ce cas, la vrai valeur de e_t devient connaissance commune pour la période t . Dans le cas où $e_t = l$, le travailleur possède de manière certaine de fortes capacités productives, soit $e_t = \phi$, avec $0 < \phi < 1$, dans ce cas ses capacités risquent d'être plus au moins faibles. La variable e_t est supposé suivre une chaîne de Markov des deux états l et ϕ . L'estimation de l'évolution de e pour la période $t + 1$ est donnée par les probabilités conditionnelles suivantes :

²Harris et Holmström (1987) proposent un modèle général sur la durée du contrat entre un emprunteur et un prêteur de capitaux. Nous avons décidé d'appliquer ce modèle au marché du travail, où le salarié correspond à l'emprunteur et l'employeur au prêteur. Ce modèle va nous permettre de démontrer que ce dernier a intérêt à signer des contrats à durée fixe uniquement avec certains travailleurs.

$$q_1 = Pr [e_{t+1} = l \mid e_t = l] \quad (1.6)$$

$$q_0 = Pr [e_{t+1} = l \mid e_t = \phi] \quad (1.7)$$

Dans une deuxième alternative, l'employeur peut également désirer ne pas vérifier la vraie valeur de e_t , afin d'éviter de payer le coût de contrôle C . Cette action sera notée $d_t = 0$. Il attribue dans ce cas en fonction des informations, I_t , qu'il dispose en t une probabilité subjective p_t à l'événement $e_t = l$, et une probabilité $(1 - p_t)$ au cas $e_t = \phi$. On a donc :

$$p_t = Pr [e_t = l \mid I_t]$$

On pose alors que

$$e(p_t) = p_t l + (1 - p_t) \phi \quad (1.8)$$

A partir de ces probabilités, l'évolution de e_t est déduite à la période suivante. L'employeur attribue à l'événement $e_{t+1} = l$ d'après ses croyances sur p_t , la probabilité conditionnelle suivante :

$$P(p_t) = Pr [e_{t+1} = l \mid p_t \text{ et } \theta_t = \theta_H]$$

On en déduit les probabilités prise par p_{t+1} :

$$p_{t+1} = P(p_t) \text{ avec une probabilité } e(p_t) \quad (1.9)$$

$$p_{t+1} = q_0 \text{ avec une probabilité } (1 - e(p_t)) \quad (1.10)$$

L'employeur et le travailleur mettent un terme au contrat courant dès que p atteint l'une des bornes d'un intervalle $[p_1, p_2]$. En effet d'après les équations (1.6), (1.7), (1.9) et (1.10), si aucun contrôle n'est effectué la variable p_t , croît ou décroît au cours du temps selon sa valeur prise initialement. D'après les simulations réalisées par Harris et Holmström p augmente au cours du temps lorsque $p > p_2$ et p diminue lorsque $p < p_1$.

Le programme de maximisation de l'employeur

Le profit est fonction de la production de la firme $y_t = F(\theta_t)$, le salaire versé W et le niveau de capacité productives du salarié θ_H, θ_L :

$$\pi_t(p_t) = e(p_t)F(\theta_H) + [1 - e(p_t)]F(\theta_L) - W$$

L'employeur est supposé maximiser son profit. A chaque période t il obtient alors :

$$V(p_t) = \text{Max} \{0; \pi_t(p_t)\} \tag{1.11}$$

Chaque fois que l'employeur décide de contrôler la variable e_t , celle-ci devient connaissance commune. Les anticipations des capacités productives du salarié sont alors modifiées. Afin d'intégrer celles-ci dans leurs stratégies l'employeur et le travailleur concluent un nouveau contrat à l'aune de ces nouvelles informations.

Le critère de décision d'une nouvelle contractualisation

Soit $v^*(p_t, k)$ la valeur obtenue suite à l'application de la politique optimale en fonction des informations détenues. $v^*(p_t, k) = \text{Max} \{A; B\}$, κ est un vecteur incluant les paramètres $C, \theta_L, \theta_H, w, \phi, q_0$, et q_1 . Dans la suite, nous allons spécifier A et B .

L'employeur obtient A s'il choisit $d_t = l$. Il paye alors C et constate avec une probabilité à priori de p_t que $e_t = l$, et une probabilité a priori $(1 - p_t)$ que $e_t = \phi$. Il obtient à la première période, d'après l'équation (1.11), $V(l)$ si $e_t = l$, et $V(\phi)$ si $e_t = \phi$. A partir des nouvelles informations acquises lors de la période t , il conclura un nouveau contrat. D'après (1.6) et (1.7) l'employeur obtient sur les deux périodes :

$$A = p_t V(l) + (1 - p_t) V(0) - C + \beta [p_t v^*(q_l, k) + (1 - p_t) v^*(q_0, k)] \quad (1.12)$$

L'employeur obtient B s'il choisit $d_t = 0$. Ne connaissant pas la vraie valeur prise par e_t , il obtient alors sur les deux périodes :

$$B = V(p_t) + \beta [e(p_t) v^*(P(p_t), k) + (1 - p_t) v^*(q_0, k)] \quad (1.13)$$

L'employeur conclut un nouveau contrat uniquement lorsque $A > B$, sinon l'ancien contrat est prolongé d'une période. D'après 1.12 et 1.13 le sens de l'inégalité entre A et B est fonction de la valeur prise par p_t . Le modèle de Harris et Holmström (1987) appliqué au marché du travail met en évidence que pour un coût de contrôle pas trop élevé, on obtient $A > B$, si la variable p_t prend une valeur médiane entre zéro et un. Si $p_t \in [p_1, p_2]$ l'offreur et le demandeur de travail concluent un contrat à durée finie et déterminé a priori, sinon elle est infinie.

Les bornes p_1 et p_2 sont déterminées à l'aide des éléments composant le vecteur κ . Les valeurs prises par les paramètres $C, \theta_L, \theta_H, w, \phi, q_0$, et q_1 vont donc spécifier l'étendue de cet intervalle. Elles correspondent respectivement aux coûts liés au contrôle, aux niveaux de productivités, au salaire versé, à la probabilité que le travailleur possède de faibles capacités productives, et aux probabilités d'évolution de

la variable e_t . Or ces variables peuvent varier d'un individu à l'autre. Notons que plus l'intervalle $[p_1, p_2]$ est étroit plus la durée des contrats sera longue. Dans le cas extrême où celui-ci devient vide, seuls des contrats à durée infinie seront conclus. C'est donc l'existence ou l'absence, ainsi que l'étendue de l'intervalle $[p_1, p_2]$ obtenus selon les caractéristiques du travailleur qui expliquent l'hétérogénéité des formes contractuelles.

Pour expliquer ces divergences il est donc nécessaire d'étudier l'impact des différents éléments de κ ainsi que du taux d'actualisation sur l'étendue de l'intervalle $[p_1, p_2]$, et donc sur la durée optimale du contrat. Notons que dans chacun des cas à partir d'un certain seuil des contrats à durée infinie seront obtenus.

Les résultats des simulations effectuées par Harris et Holmström à partir des équations 1.12 et 1.13 nous permettent d'identifier certains déterminants de la durée des contrats de travail temporaire :

1. Plus les coûts, C associés au contrôle sont élevés, plus la durée du contrat aura tendance à être longue. Notons que nous pouvons intégrer dans ces dépenses les coûts de contractualisation puisque tout contrôle implique une nouvelle renégociation.
2. Plus le taux d'actualisation est élevé, plus la durée du contrat sera courte. L'intuition qui soutient ce résultat repose sur le fait qu'effectuer une renégociation constitue un investissement en information. Donc plus β est proche de l'unité, plus l'investissement est attractif, et plus l'employeur est incité à recontracter.
3. L'impact des variables $\theta_L, \theta_H, \phi, q_0$, et q_1 constitue l'apport original de ce modèle. Ces dernières sont spécifiques à chaque travailleur et mettent en évidence le rôle de l'incertitude concernant les capacités productives.

- On obtient que plus que les probabilités conditionnelles q_0 et q_1 de l'évolution de e (voir les équations (1.6) et (1.7)) sont proches l'un de l'autre, plus la durée du contrat sera courte. C'est à dire que l'évolution de la probabilité e_t que le travailleur possède de fortes capacités productives est incertaine, plus les employeurs sont incités à renégocier fréquemment.
- En ce qui concerne l'écart entre les capacités productives élevées, θ_H , et faibles, θ_L , plus celui-ci est important plus la durée des contrats sera courte. Si l'employeur fait perdurer une relation avec un travailleur de type θ_L croyant que celle-ci est de type θ_H , il subira une perte potentielle croissante. Or cette perte sera d'autant plus importante que la différence entre θ_L et θ_H est grande. L'employeur est donc davantage incité à contrôler l'identité du travailleur.
- Enfin notons que plus le niveau de capacité productive du travailleur est faible (ϕ tend vers zéro), plus les salariés qui étaient supposés à l'origine posséder de faibles capacités productives, $p_0 = 0$, se verront proposer des contrats d'autant plus courts. Dans ce cas, le risque que le travailleur soit effectivement de type θ_L est d'autant plus grand. Afin d'éviter les pertes associées à ce risque, l'employeur a intérêt à contrôler rapidement son identité. Par contre les salariés dont les capacités étaient estimées élevées en début de période, $p_0 = 1$, obtiendront des contrats d'autant plus longs que ϕ tend vers zéro.

En conclusion de cette sous-section, nous constatons que bien souvent "les employeurs" se réfèrent au niveau de qualification comme d'un signal les informant sur les capacités productives du préposé à l'embauche. Dans ce cas p_0 est proche de zéro

pour les individus non qualifiés et p_0 tend vers l'unité pour ceux possédant une formation importante. Les relations proposés au point (3) impliquent donc bien que les travailleurs jeunes et non qualifiés seront ceux qui concluront relativement le plus de contrats à durée limitée. Par contre plus leur niveau de qualification augmentera, plus ils se verront proposer des contrats relativement plus longs, voir des CDI. Il en va de même pour les salariés relativement plus âgés.

1.2.3 Les CTT solution au problème de l'appariement

Nous nous intéressons ici à l'intérêt que procurent les contrats de travail temporaire, en tant que période de sélection, dans un contexte où l'appariement optimal n'est pas spontané et les coûts de licenciement dissuadent les parties de rompre leur relation.

La théorie de l'appariement proposé par Jovanovic (1979), et prolongé par MacDonald (1982), constitue le modèle de référence intégrant cette dimension du marché du travail. Selon ces auteurs, la possibilité de mauvais appariements entre offreurs et demandeurs de travail est supposée résulter du manque d'informations détenues par le travailleur sur les caractéristiques des emplois et par l'employeur sur le niveau de productivité du travailleur. La seule façon de réduire cette incertitude est alors d'occuper le poste pendant une certaine durée sous un contrat de travail temporaire. L'intérêt majeur de cette approche est d'offrir une formalisation de l'insertion en termes d'ajustement, supposant l'existence des périodes d'essai ou de tâtonnement. La fin du processus correspond, après une période de tâtonnement plus ou moins longue, au moment où d'une part, l'individu obtient un emploi adapté à ses compétences et à ses souhaits et, d'autre part, l'employeur obtient la norme de productivité

attendue.

Jovanovic (1979) part du principe que la productivité d'un salarié pour un emploi donné est composée de deux éléments : un niveau de productivité identique et commun à tous les salariés, noté σ , et une variable μ mesurant la qualité de l'appariement. L'évolution de la productivité, $X(t)$, au cours du temps est représentée par une fonction additive de la forme suivante :

$$X(t) = \mu t + \sigma Z(t)$$

avec $Z(t)$ une variable stochastique de moyenne zéro et de variance t . Les parties ne connaissent donc pas μ a priori. La seule manière qu'ils aient à leur disposition pour lever cette indétermination consiste à établir une relation de travail et à observer le travailleur pendant une certaine période pour l'emploi en question. L'histoire du travailleur et notamment son niveau de productivité passé dans une autre entreprise, ne peuvent servir à déterminer μ ³. La qualité de l'appariement dépend donc de la valeur prise par cette variable. Plus elle est élevée, plus la qualité de la relation sera bonne. Dans le cas contraire la rente associée à l'appariement devient nulle et les parties sont incitées à rompre leur relation en vue d'en rechercher une meilleure.

Toute fin d'une relation entre l'employeur et l'employé est due à l'initiative de ce dernier (Jovanovic, 1979). En effet, si les salariés anticipent l'obtention d'un emploi plus en adéquation avec leurs compétences de telle sorte que leurs contributions productives soient augmentées suffisamment pour compenser la perte du capital humain spécifique accumulé, il quittent alors de leur propre chef la firme formatrice. Par ailleurs les employeurs peuvent les inciter à prendre cette décision en diminuant

³On suppose que ce dernier est distribué selon une loi normale.

leurs salaires. C'est donc au moyen de la flexibilité salariale que les employeurs vont atteindre l'appariement optimal.

Ballot et Zénou (1996) proposent un autre mécanisme qui permet de tendre vers un meilleur appariement vu que la flexibilité salariale n'est pas la solution la plus adéquate. La solution proposée s'inspire du principe du modèle de tire au flanc. L'employeur effectue des contrôles aléatoires de la productivité de ses employés et lorsque cette dernière se situe en dessous d'un seuil donné le salarié est licencié.

Afin d'éviter de tels coûts les offreurs et les demandeurs de travail peuvent alors privilégier l'utilisation des contrats de travail temporaire au cours du processus d'appariement, quitte à se lancer ensuite dans une relation permanente en CDI. L'employeur est donc incité à conclure en premier lieu un contrat d'une durée T spécifiée a priori. La période $[0, T]$ correspond au temps anticipé supposé nécessaire pour évaluer le niveau de productivité du travailleur. En fonction du résultat obtenu soient les parties se lanceront dans une relation de longue durée, soit ils en resteront là.

Cette présentation nous permet de comprendre le développement des contrats de travail temporaire sur le marché du travail et pourquoi une grande proportion des premières embauches se font par des contrats à durée déterminées (CDD). En effet, l'employeur dispose avec un CDD d'une menace forte qui consiste à ne pas proposer de CDI au terme du CDD, si le salarié n'a pas fourni l'effort demandé⁴. Le CDD peut donc être utilisée comme mécanisme d'incitation à l'effort des salariés. Cela

⁴ La durée maximale du CDD renouvellement compris, est de dix-huit mois. Elle est ramenée à neuf mois dans certaines hypothèses, ou au contraire fixée à 24 mois pour certains cas de recours (code.travail.art.L.122-1-2-II). Le CDD peut être renouvelé une fois pour une durée déterminée qui, ajoutée à la première ne peut excéder la durée totale autorisée de 18, 9 ou 24 mois selon les cas. Donc, la poursuite du CDD après l'arrivée de son terme permet de le requalifier en CDI.

appuie l'idée que les CDD risquent de générer des relations d'emploi dans lesquelles les employeurs et les employés ont moins d'incitation à réaliser des investissements et des efforts que dans le cas d'un CDI.

Pénard, Sollogoub et Ulrich (2000) modélisent ainsi la relation d'emploi sous forme d'un jeu répété non coopératif dans lequel le salarié choisit à chaque période son niveau d'effort et l'employeur fixe les conditions de travail et de formation du salarié, sous la contrainte de respecter les minima spécifiés dans le contrat juridique. L'employeur et le salarié peuvent tirer partie de leur relation répétée pour s'engager dans une relation de coopération définie par des niveaux d'efforts et d'investissements élevés en intensité et en qualité. En effet, dans le cadre de relation non répétée, on se retrouve dans un cadre où aucune coopération n'est possible. L'employeur et le salarié ont un intérêt commun à s'engager dans une relation de qualité, mais chacun est individuellement incité à laisser l'autre contribuer seul aux efforts de coopération. Dans une relation répétée, les comportements opportunistes peuvent cependant être dissuadés par la possibilité de représailles dans les périodes suivantes.

1.2.4 Les CTT solution au problème de l'incertitude

Selon Gray (1978) et Canzoneri (1980), l'existence des contrats de courte durée est le résultat de l'adaptation de l'entrepreneur à deux types de contraintes : la volonté d'amortir les coûts de contractualisation et la recherche d'une production efficiente dans un environnement incertain. Les résultats montrent, d'une part, que plus le travailleur est sensible à des variations de salaires plus la longueur du contrat augmente. D'autre part, l'augmentation des coûts de contractualisation et l'indexation des salaires pour une entreprise inciteraient celle-ci à proposer des contrats d'une

durée plus longue. Ce résultat est à rapprocher des travaux précurseurs de W. Oi (1962) qui montre que plus les coûts d'embauche et de formation sont élevés, plus la probabilité de rompre la relation diminue, employeurs et travailleurs cherchant à amortir ce coût sur une durée plus longue.

Dans le cadre d'un environnement incertain, soit au niveau global, soit au niveau de l'industrie, la firme est incitée à mettre en place une succession de contrats relativement courts afin de rester flexible et de pouvoir s'adapter aux évolutions de la demande, aux innovations et aux chocs monétaires. C'est donc en vue d'atteindre une production efficiente que la firme est incitée à réduire la durée de ses contrats de travail.

Danziger (1988) se prolonge dans la même voie de Gray-Canzoneri en partant de deux faits stylisés. Il constate qu'il existe un nombre non négligeable de contrats de travail qui ont une durée fixe. Par ailleurs malgré l'accroissement de l'incertitude des chocs réels consécutifs aux deux chocs pétrolier de 1973 et 1978, la durée des contrats est restée relativement stable aux États-Unis. Si le modèle de Gray-Canzoneri permet d'expliquer le premier point, il bute sur le second. L'objectif de Danziger est donc de dépasser cette limite en reposant sur la recherche d'une production efficiente et d'introduire une force contrebalançant la volonté de réduire la durée des contrats de travail en cas d'augmentation de l'incertitude. Dans la modélisation de Danziger, l'économie est frappée par trois types de chocs : les chocs réels qui impliquent une augmentation de la productivité marginale du travail, les chocs nominaux provoquant une modification des prix des biens consommés, et enfin les chocs relatifs qui modifient le taux marginal de substitution technique entre les biens produits par la firme.

Les premiers travaux économétriques de Christofides et Wilson (1983), Christofides et Peng (2006) sur des données de contrats canadiens de 1976-2000 et de Vroman (1989) réalisées sur des données américaines de contrats de travail signés entre 1958 et 1984 dans l'industrie confirment l'hypothèse de corrélation négative entre la durée du contrat de travail et l'incertitude. Murphy (2000) teste l'hypothèse de Danziger (1988) sur 1876 contrats de travail de durée moyenne de 29.5 mois et signés durant la période 1977-1988. Il utilise des variables mesurant trois types d'incertitude : une incertitude réelle qui a un effet significatif positif sur la durée des contrats avec une élasticité de 0.17 (conforme aux prédictions théoriques de Gray (1978) et Danziger (1992)), une incertitude nominale qui a un effet négatif et significatif avec une élasticité égale à -0.46, et une incertitude relative qui exerce un effet négatif et significatif avec une élasticité de -1.42. Les travaux économétriques de Wallace et Blanco (1991) et Wallace (2001) contredisent la prédiction théorique et les résultats empiriques déjà trouvés concernant la relation entre l'incertitude et la durée des contrats. A partir des données américaines relatives aux contrats de travail négociés entre 1968 et 1980, ils constatent que l'incertitude a un effet sensiblement négatif sur la durée des contrats dans le secteur de l'industrie des biens non-durables, mais qu'elle a un effet positif, bien que non significatif, dans le secteur des biens durables.

1.3 Présentation de la base de données et déterminants des différents contrats de travail

1.3.1 Les données de l'Enquête Emploi historique

L'enquête exploitée dans cette thèse est l'enquête emploi réalisée annuellement par l'INSEE depuis 1950. L'enquête a lieu au mois de mars de chaque année, toutefois, elle est réalisée soit un peu plus tôt (1968, 1975, 1982), soit un peu plus tard (1990) lors des années de recensement. Les recensements sont l'occasion de renouveler le questionnaire et l'échantillon avant d'obtenir des séries homogènes. L'objectif de l'enquête est de décrire la situation de l'emploi en mars de chaque année. L'enquête permet d'étudier la structure et l'évolution de la population active, d'analyser le chômage et le fonctionnement du marché du travail.

La population interrogée a 15 ans et plus et réside en France métropolitaine. Les unités observées sont des ménages ordinaires⁵ et toutes les personnes qui leur sont rattachées. Les personnes des établissements hospitaliers, scolaires et hôteliers vivant en collectivité ainsi que les membres des communautés religieuses sont explicitement exclues du champ de l'enquête.

⁵L'ensemble des personnes résidant dans un logement est appelé conventionnellement ménage. Un ménage peut donc être constitué aussi bien par une personne vivant seule que par un ensemble plus complexe, non nécessairement lié par des liens de parenté (exemple : le père, la mère, le fils, la belle-fille et leurs enfants, un pensionnaire et une domestique). Depuis le recensement de 1968, la définition du ménage n'a pas varié (Un ménage ordinaire est constitué de l'ensemble des occupants d'une unité d'habitation privée - local séparé et indépendant - occupée à titre de résidence principale).

La méthode d'échantillonnage retenue est la méthode aréolaire avec renouvellement partiel (par tiers) chaque année. Chaque logement est enquêté 3 fois. La réserve d'aires est constituée à partir des recensements de la population (1968, 1975, 1982, 1990). Cette méthode équivaut, dans son principe, à stratifier les communes et agglomérations urbaines en 210 zones définies par le croisement des 21 régions et en 10 catégories de communes, à découper chacune d'elle en "groupes d'aires" de 200 logements environ, à tirer à un degré avec probabilité égale un groupe d'aires sur 60, puis à les diviser en 5 aires de 40 logements environ. Dans chacune des aires, tous les ménages sont recensés. La méthode d'échantillonnage aréolaire présente l'avantage d'éviter la sous-estimation de certaines catégories de personnes (sous-locataires, domestiques logés, personnes vivant en meublés) puisqu'elle facilite le repérage des logements marginaux. Toutefois, cette méthode d'échantillonnage génère un risque d'erreurs aléatoires et des effets de grappe pour les répartitions par activité économique et pour certaines catégories socio-professionnelles.

Le taux de sondage est de 1/100 pour l'enquête de 1968⁶ et de 1/300 par la suite. La réalisation de l'enquête s'étale généralement sur 4 semaines (à l'exception de l'enquête de 1968 qui s'est étalée sur près de 3 mois), et les taux de refus fluctuent entre 1,2% et 3,1% pour la série 1969 - 1974 et entre 2 et 3% pour les séries ultérieures. Le redressement des non réponses se fait par remplacement d'un logement défaillant par un logement présentant des caractéristiques similaires. Le redressement des er-

⁶Les effets de grappe sont importants. Ils sont particulièrement sensibles pour les répartitions par activité économique, la population active agricole, et la population étrangère. Ils sont relativement importants pour les répartitions par catégorie socio-professionnelle. De plus, à partir d'un certain seuil variable suivant les sous-populations, l'effet de grappe s'accroît en fonction de l'effectif. Il est par contre très faible pour les variables relatives au chômage.

reurs aléatoires se fait par utilisation des données du recensement et les coefficients d'extrapolation appliqués sont repris chaque année.

L'enquêteur n'est pas obligé d'interroger personnellement chacun des membres du ménage; une des personnes présentes dans le logement peut répondre pour les autres.

Le questionnaire s'organise autour de deux pôles d'information :

1. Le niveau de logement

- Catégorie et type de logement
- Liste de toutes les personnes occupant le logement
- Pour chaque habitant (y compris de moins de 15 ans) : information socio-démographique (lien avec le chef de ménage, sexe, nationalité, état matrimonial, date de naissance, et à partir de 1990 département ou pays de naissance)
- Présence de domestique ou de pensionnaire

2. Le niveau individuel

- Occupation principale à la date de l'enquête (emploi, sans emploi, étudiant, militaire du contingent, retraité)
- Activité professionnelle principale
- Activité professionnelle marginale (à partir de 1990)
- Activité professionnelle antérieure (à partir de 1990)
- Recherche d'emploi (nature de l'emploi recherché, disponibilité, mode de recherche d'emploi...)
- Formation
- Mobilité professionnelle

Pour notre étude, nous avons utilisé la série 1990-2002 qui comporte 13 années

d'enquêtes (cf. tableau 1.1)⁷. Comme les recensements sont l'occasion de renouveler le questionnaire, les questions et le nombre des variables sont susceptibles d'être modifiées d'une année à l'autre.

⁷Sur les 13 années, nous regroupons l'ensemble des individus présents trois fois et nous considérons chaque individu comme une observation différente.

TAB. 1.1 – Nombre d’observations et de variables par année d’enquête

Enquête emploi	Nombre d’observations	Pourcentage	Enquête	Nombre de variables
1990	168 883	7.22		382
1991	170 407	7.28		383
1992	174 797	7.47		385
1993	181 762	7.77		398
1994	187 326	8.01		370
1995	186 482	7.97		368
1996	185 590	7.93		368
1997	183 417	7.84		368
1998	183 072	7.82		349
1999	182 155	7.78		345
2000	182 066	7.78		345
2001	178 143	7.61		349
2002	175 939	7.52		348
Total	2340039			

Sur les treize vagues d'interrogation de l'enquête emploi historique (1990 à 2002), près de 94% des individus actifs occupent un emploi sous un CDI et les autres occupent un emploi précaire sous un contrat à durée déterminée ou un contrat intérimaire ou un contrat saisonnier. Ces emplois précaires sont de durée moyenne de 12 mois pour les contrats à durée déterminée et entre 4 et 5 mois pour les contrats saisonniers et les contrats intérimaires.

On dispose des informations sur les caractéristiques individuelles des individus et les caractéristiques de l'emploi qu'il occupent, ainsi que le salaire de l'emploi. Les variables prises en compte sont les suivantes :

- Age
 - Sexe
 - Nationalité
 - Niveau d'études
 - Catégorie socio-professionnelle (CSP) de l'individu
 - Secteur d'activité
1. Secteur 1 : Agriculture, sylviculture et pêche
 2. Secteur 2 : Industries
 3. Secteur 3 : Construction
 4. Secteur 4 : Commerce et réparations
 5. Secteur 5 : Services aux entreprises⁸
 6. Secteur 6 : Services aux particuliers
 7. Secteur 7 : Éducation, santé, transports

⁸Les intérimaires sont classés dans les services aux entreprises.

8. Secteur 8 : Administrations

- Quartiles de salaire
- Taille de l'entreprise
- Année de l'enquête de 1990 à 2002
- Durée de l'emploi précaire

1.3.2 Présentation des statistiques descriptives de l'échantillon

Dans cette sous-section, nous nous intéressons, tout d'abord, à la répartition des différents contrats de travail pris en compte tout au long de la démarche économétrique selon plusieurs caractéristiques : le sexe, l'âge, le niveau d'études, la catégorie socio-professionnelle de l'individu, le secteur d'activité de l'emploi occupé, les quatre quartiles du salaire, la taille de l'entreprise et enfin la répartition de ces contrats de travail durant les années de l'enquête pour analyser l'effet de la conjoncture.

Le tableau 1.2 présente une analyse descriptive de notre échantillon selon les différents statuts de contrat de travail retenu :

1. *CDI* : contrat à durée indéterminée.
2. *CDD* : contrat à durée déterminée⁹.
3. *SAISO* : contrat saisonnier.
4. *CIN* : contrat intérimaire.

⁹Les salariés de l'état et/ou d'une collectivité locale ayant un contrat de courte durée sont inclus dans la catégorie des CDD.

Nous remarquons que les hommes sont plus représentés dans les contrats à durée indéterminée (54%) et les contrats intérimaires (72%). Par contre, 56% des contrats à durée déterminée sont occupés par des femmes. La répartition des différents contrats de travail par classe d'âge montre que 44% des CDI sont détenues par les individus de la deuxième classe d'âge (de 25 à 39 ans). Mais, c'est la première classe d'âge (de 16 à 24 ans) qui est la plus représentée pour les CDD (52%) et les CIN (49%). L'examen du statut marital montre que 67% des CDI sont détenues par les individus mariés, alors que les célibataires détiennent 58% des CDD et 62% des contrats intérimaires.

L'analyse des différents types de contrats occupés par les individus selon leurs niveaux d'éducation se caractérise par des proportions variées des individus selon les diplômes pour les quatre types de contrats. Plus de 27% des individus de l'échantillon occupant un CDI ont un diplôme d'enseignement supérieur et 30% ont un diplôme équivalent au baccalauréat ou un brevet professionnel. Près de 43% des individus ayant un contrat saisonnier n'ont aucun diplôme ou l'équivalent d'un CEP. En revanche, plus de 70% des intérimaires ont un diplôme inférieur au baccalauréat.

TAB. 1.2 – Statistiques descriptives selon le statut de contrat de travail

Variables	CDI	CDD	CIN	SAISO
Age				
AGE16-24	0,053	0,529	0,494	0,205
AGE25-39	0,446	0,269	0,314	0,467
AGE40-49	0,306	0,143	0,149	0,221
AGE50-59	0,179	0,054	0,042	0,094
AGE60-64	0,016	0,005	0,001	0,013

Suite page suivante ...

... suite du tableau

Variabales	CDI	CDD	CIN	SAISO
Femme	0,455	0,569	0,276	0,669
Homme	0,545	0,431	0,724	0,331
Européen	0,949	0,935	0,916	0,908
Statut matrimonial				
Marié	0,677	0,353	0,322	0,354
Célibataire	0,296	0,589	0,629	0,505
Veuf ou divorcé	0,027	0,058	0,049	0,141
Nombre d'enfants	1,238	1.161	0.044	0.052
Niveau d'études				
Diplôme supérieur	0,274	0,148	0,024	0,028
Baccalauréat + 2 ans	0,116	0,133	0,091	0,049
Baccalauréat	0,309	0,171	0,149	0,107
CAP, BEP	0,127	0,263	0,362	0,298
BEPC seul	0,075	0,068	0,067	0,086
Aucun diplôme ou CEP	0,099	0,217	0,307	0,432
CSP de l'individu				
Cadres	0,045	0,021	0,003	0,001
Professeurs, professions scientifiques	0,023	0,314	0,001	0,005
Ingénieurs	0,024	0,012	0,003	0,001
Instituteurs et assimilés	0,027	0,074	0,002	0,032
Professions intermédiaires	0,114	0,102	0,031	0,038
Techniciens	0,036	0,027	0,044	0,089
Contremaîtres, agents de maîtrise	0,282	0,004	0,007	0,003
Employés publics	0,086	0,127	0,002	0,031
Employés privés	0,142	0,106	0,145	0,198

Suite page suivante ...

... suite du tableau

Variab les	CDI	CDD	CIN	SAISO
Ouvriers qualifiés	0,143	0,102	0,289	0,189
Ouvriers non qualifiés	0,078	0,111	0,473	0,413
Secteur d'activité				
Secteur 1	0,013	0,082	0	0,323
Secteur 2	0,235	0,024	0	0,091
Secteur 3	0,061	0,192	0	0,012
Secteur 4	0,131	0,046	0	0,093
Secteur 5	0,101	0,082	1	0,025
Secteur 6	0,112	0,121	0	0,248
Secteur 7	0,232	0,308	0	0,168
Secteur 8	0,115	0,145	0	0,04
Quartiles de salaire (Euros)				
Salaire : Premier quartile [90, 590[0,225	0,567	0,327	0,639
Salaire : Deuxième quartile [590, 1000[0,221	0,249	0,428	0,235
Salaire : Troisième quartile [1000, 5000[0,323	0,117	0,207	0,103
Salaire : Quatrième quartile [5000, 8500]	0,231	0,067	0,038	0,023
Taille de l'entreprise				
T1 : [0 , 49]	0,512	0,585	0,323	0,783
T2 : [50 , 99]	0,067	0,068	0,085	0,094
T3 : [100 , 499]	0,152	0,149	0,241	0,117
T4 : [500 , +]	0,269	0,198	0,351	0,006
Année de l'enquête				
Année 1990	0,079	0,046	0,047	0,047
Année 1991	0,083	0,048	0,037	0,055
Année 1992	0,082	0,059	0,043	0,058

Suite page suivante ...

... suite du tableau

Variab les	CDI	CDD	CIN	SAISO
Année 1993	0,083	0,072	0,131	0,073
Année 1994	0,082	0,069	0,046	0,093
Année 1995	0,083	0,087	0,072	0,085
Année 1996	0,083	0,091	0,073	0,102
Année 1997	0,081	0,095	0,087	0,106
Année 1998	0,072	0,089	0,096	0,098
Année 1999	0,067	0,083	0,093	0,062
Année 2000	0,069	0,091	0,085	0,077
Année 2001	0,068	0,087	0,109	0,075
Année 2002	0,068	0,083	0,081	0,069
Variab les continues				
Durée emploi précaire (mois)	-	12.623	4.749	5.758
Nombre d'observations	638257	26778	5566	1856

Concernant la catégorie socio-professionnelle (CSP) de l'individu, plus de 47% des contrats intérimaires sont détenus par les ouvriers non qualifiés. Dans une proportion quasi-équivalente, ces derniers occupent un contrat saisonnier (41%). Le contrat à durée déterminée concerne surtout les professions scientifiques (31%) et les employés publics (12%).

L'analyse sectorielle des différents contrats de travail se caractérise par une domination des contrats à durée indéterminée dans le secteur industriel (secteur 2) et le secteur regroupant l'éducation, la santé et le transport (secteur 7). Ces deux secteurs représentent environ 46% de l'emploi permanent. Le secteur agricole reste assez modeste en terme d'emploi stable (uniquement 1% des contrats à durée indéterminée). Le secteur de construction (secteur 3) représente près de 19% des CDD.

En revanche, la part de l'industrie dans les CDD compte seulement 2%. Dans l'emploi sous un contrat à durée déterminée, le secteur des services occupe une part importante qui atteint les 70%. La structure sectorielle des contrats saisonniers fait apparaître comme on pourrait s'y attendre une forte représentativité du secteur agricole (32% des contrats saisonniers)

L'examen des quartiles de salaires pour chaque classe de contrat de travail nous fait apparaître une répartition assez homogène pour les CDI. En revanche, un peu plus de la moitié (56%) des CDD perçoivent un salaire appartenant au premier quartile (salaire inférieur à 590 Euros). Une répartition assez semblable est constatée pour les contrats saisonniers où plus de 63% des saisonniers ont un salaire assez faible.

Concernant la répartition des contrats de travail selon la taille de l'entreprise, plus de 78% des contrats saisonniers sont utilisés par les petites entreprises de moins de 50 salariés. Nous remarquons un même taux d'utilisation des contrats à durée déterminée dans les petites entreprises (58%).

1.3.3 Spécification économétrique du Logit Multinominal

Notre démarche consiste à calculer la probabilité d'occuper un contrat à durée indéterminée (*CDI*), d'occuper un contrat à durée déterminée (*CDD*), d'occuper un contrat saisonnier (*SAISO*), et enfin être embauché sous un contrat intérimaire (*CIN*) par un modèle Logit Multinominal. Supposons que chaque individu i ait à choisir entre les quatre modalités ; avec $j = 0, 1, 2, 3$:

$0 = CDI$: contrat à durée indéterminée.

1 = *CDD* : contrat à durée déterminée.

2 = *SAISO* : contrat saisonnier.

3 = *CIN* : contrat intérimaire.

Nous associons à chaque modalité j une utilité $Y_{ij}^* = X_i' \beta_j + U_{ij}$ où les perturbations U_{i0}, \dots, U_{i3} sont statistiquement distribuées de façon indépendante et identique selon une distribution weibull¹⁰. La variable latente Y_{ij}^* décrit la propension de l'individu i d'être embauché sous le contrat de type j . Ces propensions captent à la fois ce qui relève des préférences des individus envers les états et ce qui relève des contraintes d'accès aux différents états qu'ils subissent comme par exemple les phénomènes de discrimination ou de signal sur le marché du travail. Le contrat observé Y_{ij} , est supposé être celui qui correspond à la propension maximale :

$$Y_{ij}^* = \max(Y_{i0}^*, \dots, Y_{i3}^*)$$

$$Y_{ij}^* > Y_{ik}^* \quad \forall k \neq j \iff U_{ik} < -X_i'(\beta_k - \beta_j) + U_{ij} \quad \forall k \neq j$$

Le modèle Logit Multinomial spécifie donc la probabilité de chaque modalité comme suit :

$$Pr(Y_i = j) = \frac{\exp(x_i(\beta_j - \beta_0))}{\sum_{k=0}^3 \exp(x_i(\beta_k - \beta_0))}$$

Comme dans tout logit multinomial seuls les coefficients $\beta_j - \beta_0$ sont identifiables, donc on normalise à zéro le vecteur de paramètre β_0 correspondant à l'état de référence, soit ici le CDI. La probabilité que l'individu i soit embauché sous un contrat de type j a pour expression :

$$Pr(Y_i = j) = \frac{\exp(x_i \beta_j)}{1 + \sum_{k=1}^3 \exp(x_i \beta_k)}$$

¹⁰ $F(U) = \exp(-\exp(-u))$ et $f(u) = F'(u) = e^{-u} F(u)$.

Il est important à garder à l'esprit l'interprétation des paramètres estimés comme des écarts au référentiel (modalité de référence). Un signe positif signifie que la variable explicative augmente la probabilité de la modalité associée relativement à la modalité de référence.

L'estimation du modèle Logit multinomial s'effectue alors en maximisant la log-vraisemblance par rapport aux vecteurs de paramètres $(\beta_1, \beta_2, \beta_3)$:

$$\log(L) = \sum_{i=1}^N \{Y_{i1} \log p_{i1} + Y_{i2} \log p_{i2} + Y_{i3} \log p_{i3} + Y_{i0} \log p_{i0}\}$$

$$\text{où } p_{ij} = \frac{\exp(x_i \beta_j)}{1 + \sum_{k=1}^3 \exp(x_i \beta_k)}, j = 1, 2, 3 \text{ et } p_{i0} = \frac{1}{1 + \sum_{k=1}^3 \exp(x_i \beta_k)}$$

La log-vraisemblance s'écrit encore :

$$\log(L) = \sum_{i=1}^N \sum_{k=1}^3 y_{ik} x_i \beta_k - 4 \sum_{i=1}^N \log \left(1 + \sum_{k=1}^3 \exp(x_i \beta_k) \right)$$

Le modèle Logit multinomial que nous avons spécifié, offre des avantages non négligeables en terme de facilité d'estimation mais est toutefois basé sur l'hypothèse d'indépendance des alternatives non pertinentes (IIA)¹¹. Ainsi, sous cette hypothèse, le rapport des deux probabilités associées à deux événements particuliers est indépendant des autres événements, le rapport p_j/p_k est indépendant des autres possibilités de choix¹².

¹¹Le terme anglo-saxon est "independence of irrelevant alternatives".

¹²Pour montrer dans quelle mesure cette hypothèse peut s'avérer inadéquate dans certains cas, nous allons reprendre l'exemple de choix de transport développé par McFadden (1974) connu sous le nom de "bus bleu, bus rouge". Supposons qu'un individu ait le choix entre deux moyens de transport : le train ou un bus bleu, et notons p_m et p_b les probabilités respectives de ces deux

L'hypothèse d'IIA est commode pour ce qui est des estimations, mais elle ne constitue pas nécessairement une restriction pertinente. Il est ainsi important de tester une telle restriction dans le cadre de notre estimation. Le test d'Hausman sera ainsi mis en oeuvre ¹³.

Hausman et McFadden (1984) suggèrent que si les alternatives sont réellement indépendantes alors son omission ne devrait impliquer que peu de conséquences sur les résultats du modèle. Ainsi, en réalisant une estimation du modèle Logit multinomial avec toutes les alternatives et une estimation du même modèle restreint d'une de ces alternatives nous devons pas avoir d'effet sur l'estimation des paramètres. Ce test repose sur la différence de l'estimation du modèle complet (c) et de l'estimation du modèle restreint (r), c'est-à-dire en ayant troqué l'ensemble des choix possibles d'une modalité. La statistique à tester est de la forme :

$$H = \left(\hat{\beta}_r - \hat{\beta}_c \right)' \left[\hat{v}_r - \hat{v}_c \right] \left(\hat{\beta}_r - \hat{\beta}_c \right)$$

événements. L'hypothèse d'IIA suppose que le rapport de la probabilité que l'individu prenne le train sur la probabilité que l'individu prenne le bus p_m/p_b reste le même en rajoutant une alternative et ce quelle que soit cette alternative. Supposons maintenant que l'individu se voit proposer une troisième alternative, un bus rouge. La probabilité que l'individu choisisse le bus est la somme de la probabilité que l'individu choisisse le bus bleu et de la probabilité qu'il choisisse le bus rouge. Ainsi, si nous supposons que la couleur n'est pas déterminante, cette probabilité sera égale à $2 * p_b$. Si l'hypothèse d'IIA est validée, cela suppose que nous retrouvions dans ce modèle le même rapport entre la probabilité de prendre le train et la probabilité de prendre le bus. Ici, ce rapport est égal à $p_m/2p_b$: ce rapport est différent de celui obtenu précédemment dans le modèle sans l'alternative "bus rouge", l'hypothèse d'IIA n'est donc pas respectée.

¹³A ce niveau, il est toutefois important de rappeler que McFadden (1974) souligne que l'expérience empirique montre que le modèle Logit multinomial est relativement robuste dans de nombreux cas même lorsque la propriété d'IIA est théoriquement peu plausible.

l'indice r implique que les estimateurs sont basés sur l'estimation du modèle restreint d'une alternative alors que l'indice c fait référence au modèle complet. Les termes \hat{v}_r et \hat{v}_c sont les estimations des matrices de covariances asymptotiques. Cette statistique suit une loi du χ^2 à k degré de liberté, k étant la dimension du vecteur des paramètres.

Le test d'Hausman nous conduit à valider l'hypothèse d'IIA pour notre estimation.

1.3.4 Les résultats économétriques

Les résultats de l'estimation du logit multinomial sont données dans le tableau 1.3. Les résultats économétriques obtenus confirment ce qui a été observé par la statistique descriptive.

Le contrat à durée déterminée, le contrat saisonnier et le contrat intérimaire concernent surtout les travailleurs les plus jeunes (16-24 ans) puisque la plupart des jeunes se retrouvent sur le marché du travail sans expérience professionnelle, et sont donc obligés d'accepter toute condition de travail même si elles sont précaires. Ce résultat est conforme à ceux de Booth, Francesconi et Frank (2002) sur des données anglaises. Cependant, les individus les plus âgés appartenant aux autres classes d'âge sont plus concernés par les CDI.

Hagen (2002), Booth et al (2002) et Lazear et Rosen (1990) montrent que les femmes occupent plus souvent un contrat temporaire. Ce résultat est confirmé pour certains types de contrats de travail temporaire. Les résultats nous montrent une faible tendance des femmes à accéder à un emploi permanent. Elles sont davantage exposées que les hommes au risque d'emploi temporaire, soit sous un CDD ou sous un contrat saisonnier. Par contre, nous remarquons que le fait d'être une femme a un

impact négatif et significatif sur la probabilité d'être sous un contrat intérimaire. Les chances de posséder un emploi permanent sous un contrat à durée indéterminée sont plus élevées pour les Européens que pour les individus de nationalité non Européenne.

Nous constatons, par ailleurs, que les travailleurs qui n'ont pas poursuivi leurs études au delà de la fin du deuxième cycle de l'enseignement supérieur ont de faibles chances d'occuper un contrat à durée déterminée, par rapport à ceux ayant un diplôme supérieur, ce qui inciterait davantage à conclure à l'existence d'un phénomène de survie dans l'emploi temporaire. Les résultats relatifs au niveau du diplôme montrent que les individus n'ayant aucun diplôme sont plus concernés par l'emploi intérimaire. Ce résultat est en concordance avec les résultats de Storrie (2002) sur les données du panel européen.

Les individus dont le père est un professeur, instituteur, employé public ou exerce une profession libérale, ont une probabilité positive d'accéder à un CDD par rapport aux individus dont le père est un ouvrier non qualifié. En revanche, les enfants des agriculteurs et des commerçants sont les plus touchés par les contrats saisonniers, alors que les contrats intérimaires rencontrent plus de succès auprès des enfants d'ouvriers qualifiés.

L'examen de la significativité des années de l'enquête d'emploi sur la probabilité d'occuper les différents contrats de travail nous a permis de remarquer que pour les années 90, la probabilité d'obtenir un CDD ou un CIN est négative et significative. En revanche, cette probabilité devient positive et significative à partir de l'année 2000. Ceci peut s'expliquer par l'augmentation des facteurs d'incertitude sur le marché du travail évoqués dans l'introduction et la recherche par l'entreprise de plus de flexibilité pour faire face à la mauvaise conjoncture durant ces années.

Le taux de chômage exerce un effet positif et significatif sur la probabilité de détenir un contrat à durée déterminée ou un contrat intérimaire. En effet, plus le nombre de chômeurs sur le marché du travail augmente, plus les individus sont susceptibles d'obtenir un contrat de courte durée. L'augmentation du taux de chômage a aussi une incidence sur la multiplication du nombre d'offres d'emplois précaires. Les entreprises se trouvent dans une situation paradoxale dans la mesure où il y a une volonté de flexibilité via les contrats de travail précaire d'une part, et un besoin d'implication durable de la main d'œuvre d'autre part. C'est pourquoi les individus se trouvent confrontés à des emplois précaires qu'ils ne peuvent qu'accepter pour espérer une meilleure insertion sur le marché du travail.

Après avoir identifié les déterminants des contrats de travail temporaire, nous allons étudier les déterminants de la durée du contrat de travail temporaire en procédant tout d'abord à une analyse non paramétrique par la méthode de Kaplan-Meier et ensuite en proposant un modèle économétrique modélisant la durée du contrat de travail temporaire en tenant compte de la règle de sélection endogène qui préside à l'accès à cette classe de contrat de travail.

TAB. 1.3: Estimation économétrique du Logit Multinomial

Variable	CDD		CIN		SAISO	
	Coef	Écart-Type	Coef	Écart-Type	Coef	Écart-Type
AGE16-24	REF		REF		REF	
AGE25-39	-1.297***	(0.017)	-1.311***	(0.035)	-0.993***	(0.067)
AGE40-49	-2.081***	(0.024)	-2.007***	(0.051)	-1.392***	(0.085)
AGE50-59	-2.455***	(0.033)	-2.665***	(0.077)	-1.716***	(0.107)
AGE60-64	-2.518***	(0.088)	-3.378***	(0.337)	-1.466***	(0.220)
Femme	0.470***	(0.013)	-0.657***	(0.031)	0.612***	(0.048)
Européen	0.434***	(0.084)	-0.013	(0.0493)	-0.165*	(0.098)
Statut matrimonial						
Marié	-0.318***	(0.029)	-0.458***	(0.066)	-0.137	(0.098)
Célibataire	0.353***	(0.030)	0.363***	(0.068)	0.657***	(0.104)
Veuf ou divorcé	REF		REF		REF	
Nombre d'enfant	0.031***	(0.006)	0.099***	(0.011)	0.099***	(0.019)
Diplôme						
Diplôme supérieur	REF		REF		REF	
Baccalauréat + 2 ans	-0.516***	(0.025)	0.915***	(0.099)	0.172	(0.174)
Baccalauréat	-0.400***	(0.024)	1.186***	(0.096)	0.828***	(0.158)
CAP, BEP	-0.637***	(0.023)	1.232***	(0.093)	1.183***	(0.150)
BEPC seul	-0.534***	(0.031)	1.157***	(0.104)	1.354***	(0.163)
Aucun diplôme	-0.419***	(0.024)	1.513***	(0.094)	1.834***	(0.149)
CSP du père						
Agriculteurs	-0.131***	(0.026)	-0.561***	(0.064)	0.356***	(0.071)
Commerçants	-0.013	(0.035)	-0.366***	(0.089)	0.265**	(0.117)
Profession libérale	0.261***	(0.058)	-0.733***	(0.270)	0.417	(0.274)
Cadres	-0.006	(0.033)	-0.344***	(0.096)	-0.313*	(0.178)
Professeurs	0.277***	(0.064)	-0.825***	(0.320)	-0.153	(0.453)
Ingénieurs	0.007	(0.044)	-0.101	(0.122)	-0.418	(0.272)
Instituteurs	0.120***	(0.044)	-0.152	(0.126)	0.289	(0.190)
Profession intermédiaire	0.012	(0.030)	-0.096	(0.069)	0.053	(0.120)
Techniciens	0.063	(0.041)	0.064	(0.089)	-0.053	(0.185)
Contremaîtres	-0.079**	(0.036)	0.034	(0.074)	-0.285*	(0.154)

Suite page suivante...

... Suite du tableau 1.3

Variable	CDD			CIN			SAISO		
	Coef	Écart-Type	Écart-Type	Coef	Écart-Type	Écart-Type	Coef	Écart-Type	Écart-Type
Employés publics	0.072**	(0.031)	(0.067)	-0.054	(0.067)	(0.140)	-0.411***	(0.140)	(0.140)
Employés privés	-0.140***	(0.031)	(0.069)	-0.271***	(0.069)	(0.127)	-0.357***	(0.127)	(0.127)
Ouvriers qualifiés	-0.014	(0.018)	(0.034)	0.067**	(0.034)	(0.064)	-0.156**	(0.064)	(0.064)
Ouvriers non qualifiés	REF			REF			REF		
Taux de chômage	0.223***	(0.005)	(0.013)	0.138***	(0.013)	(0.022)	-0.034	(0.022)	(0.022)
Année 1990	-0.611***	(0.036)	(0.076)	-0.954***	(0.076)	(0.141)	-0.833***	(0.141)	(0.141)
Année 1991	-0.563***	(0.035)	(0.082)	-1.144***	(0.082)	(0.133)	-0.656***	(0.133)	(0.133)
Année 1992	-0.555***	(0.034)	(0.078)	-1.092***	(0.078)	(0.132)	-0.476***	(0.132)	(0.132)
Année 1993	-0.743***	(0.035)	(0.088)	-1.433***	(0.088)	(0.138)	-0.134	(0.138)	(0.138)
Année 1994	-0.821***	(0.037)	(0.085)	-1.222***	(0.085)	(0.140)	0.181	(0.140)	(0.140)
Année 1995	-0.461***	(0.034)	(0.073)	-0.699***	(0.073)	(0.133)	0.059	(0.133)	(0.133)
Année 1996	-0.515***	(0.035)	(0.075)	-0.746***	(0.075)	(0.135)	0.278**	(0.135)	(0.135)
Année 1997	-0.444***	(0.035)	(0.073)	-0.502***	(0.073)	(0.136)	0.382***	(0.136)	(0.136)
Année 1998	-0.210***	(0.033)	(0.067)	-0.170**	(0.067)	(0.128)	0.413***	(0.128)	(0.128)
Année 1999	REF			REF			REF		
Année 2000	0.349***	(0.030)	(0.057)	0.429***	(0.057)	(0.120)	0.155	(0.120)	(0.120)
Année 2001	0.321***	(0.030)	(0.056)	0.544***	(0.056)	(0.120)	0.141	(0.120)	(0.120)
Année 2002	0.056*	(0.031)	(0.061)	0.694***	(0.061)	(0.126)	0.101	(0.126)	(0.126)
N	26778			5566			1856		
Log-Likelihood	-139945.241								
Pseudo R2	0.1091								
Wald χ^2 (<i>dl</i>)	34291.359								
Seuil de Significativité :	* : 10%	** : 5%	** * : 1%						

1.4 La durée des contrats de travail temporaire

1.4.1 Analyse non-paramétrique

Pour analyser la durée des contrats de travail temporaire, nous avons estimé le taux de survie dans l'état de l'emploi temporaire en appliquant l'analyse non paramétrique proposée par l'estimateur de Kaplan-Meier¹⁴. Ces estimations ont été réalisées une fois éliminés les individus occupant un CDI. Dans notre échantillon, la durée de l'emploi précaire est renseignée par 34200 individus. Deux estimations non paramétriques de la fonction de survie sont réalisées. Dans la figure 1.1, nous distinguons deux classes de contrats de travail : les contrats à durée déterminée (CDD) et les contrats de travail occasionnel regroupant les contrats intérimaires et les contrats saisonniers (CIN,SAISO). Pour la figure 1.2 nous étudions la survie dans l'emploi temporaire en stratifiant par rapport aux trois classes de contrats de travail (CDD/CIN/SAISO).

Nous pouvons comparer la survie dans l'emploi pour les deux types de contrats de travail (CDD/CIN,SAISO). La figure 1.1 montre que la fonction de survie des individus ayant un contrat à durée déterminée est toujours située au-dessus de celle des individus possédant un contrat de travail occasionnel (contrat intérimaire ou contrat saisonnier)¹⁵.

¹⁴Une présentation détaillée de la méthode Kaplan-Meier est dans l'Annexe 1.

¹⁵Un premier test de Wilcoxon a été réalisé pour tester l'égalité des deux fonctions de survie (CDD/CIN+SAISO). La valeur du test $\chi^2(1) = 1616.53$ permet de rejeter l'hypothèse nulle et l'acceptation de la différence significative entre les deux fonctions de survie.

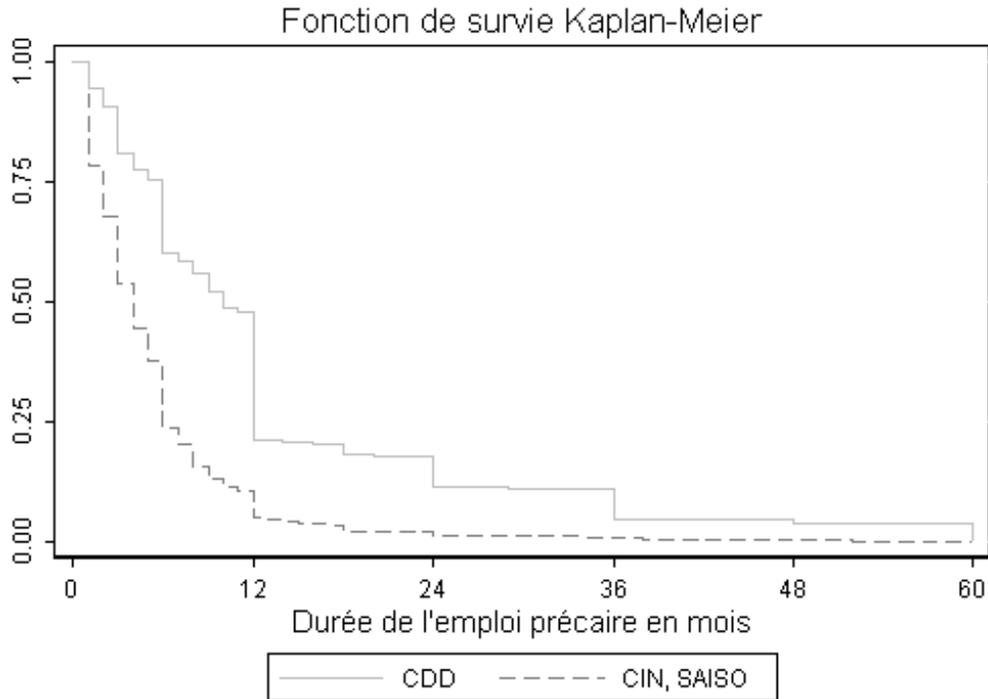


FIG. 1.1 – Fonction de survie selon le statut du contrat : CDD/CIN,SAISO

La probabilité de survie des individus occupant des contrats saisonniers est parfois supérieure à celle obtenue sous des contrats intérimaires jusqu’au 6^{ème} mois, mais au-delà, ce sont les intérimaires qui survivent plus longtemps dans l’emploi que les saisonniers¹⁶ (c.f figure 1.2) . Ceci peut être expliqué par le fait que la spécificité du travail saisonnier ne dépasse pas en général 6 mois, contrairement aux missions des individus sous un contrat intérimaire qui peuvent durer plus d’une année dans

¹⁶Un deuxième test de Wilcoxon a été réalisé aussi pour tester l’égalité des trois fonctions de survie (CDD/CIN/SAISO). La valeur du test $\chi^2(2) = 1734.29$ permet de rejeter l’hypothèse nulle et l’acceptation de la différence significative entre les trois fonctions de survie.

l'entreprise utilisatrice. Le graphique montre qu'après le 6ème mois, le phénomène de survie dans l'emploi s'inverse puisque les intérimaires ont une fonction de survie supérieure aux saisonniers. Malgré la précarité des emplois intérimaires, ils persistent plus dans l'emploi que les saisonniers.

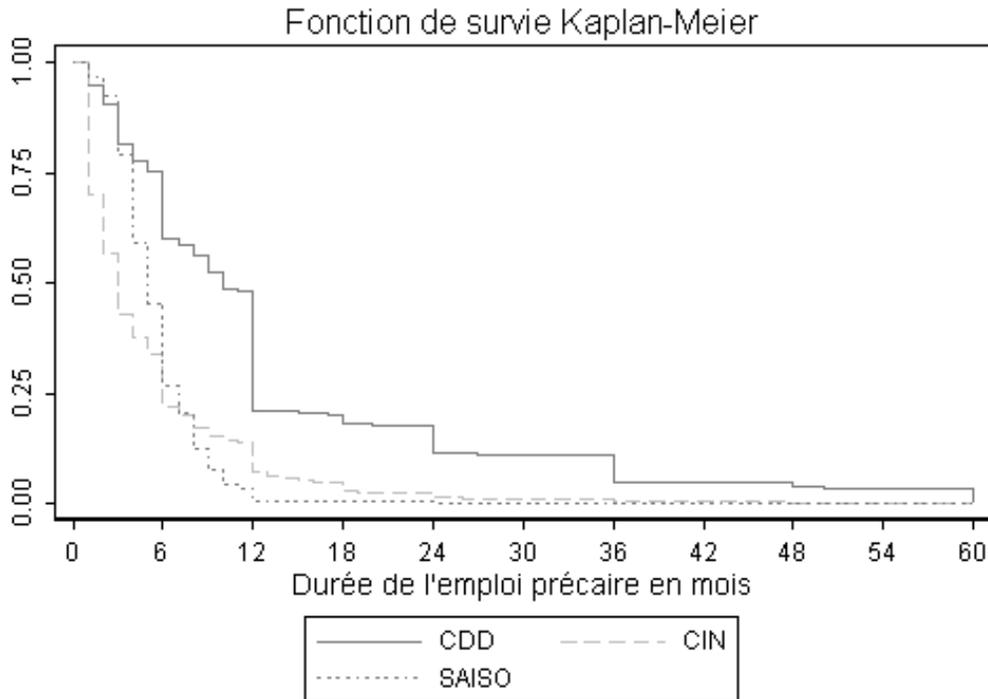


FIG. 1.2 – Fonction de survie selon le statut du contrat : CDD/CIN/SAISO

Ces estimations sont cependant conduites sous l'hypothèse d'une population homogène et doivent être accompagnées d'une analyse des durées des contrats de travail temporaire en tenant compte de l'hétérogénéité entre les individus. A cet effet, nous procédons à une estimation des déterminants de la durée du contrat de travail temporaire en contrôlant la sélection de cette classe de contrat.

1.4.2 Modélisation économétrique

L'évaluation économétrique des déterminants de la durée du contrat de travail temporaire se heurte à un problème de base, qui est celui de la sélection des individus qui occupent un contrat temporaire sur le marché du travail. En effet, la variable "durée de contrat" n'est observée que pour ceux qui occupent un contrat de travail temporaire. Le problème de sélection des statuts contractuels a été soulevé dans plusieurs applications économétriques lors de l'étude de l'impact des caractéristiques de l'individu et du poste qu'il occupe sur la durée de l'emploi (Booth et al., 2002). En outre, Hagen (2002) souligne qu'il faut tenir compte du mécanisme de sélection pour estimer d'une façon non biaisée l'effet d'être sous un contrat à durée indéterminée sur le salaire.

Le modèle économétrique proposé vise à estimer la distribution jointe de la durée de séjour dans l'emploi et du contrat de travail de l'emploi occupé. La distribution des individus d'un échantillon entre les différentes classes de statuts de contrats de travail n'est pas aléatoire mais relève d'une règle de sélection endogène. Nous proposons une modélisation représentant deux états sur le marché du travail :

- CTT : contrat de travail temporaire incluant les contrats à durée déterminée (CDD), les contrats saisonniers (SAISO) et les contrats intérimaires (CIN).
- CDI : contrat à durée indéterminée.

La question de sélection des individus émerge si la décision d'être sous un de ces statuts contractuels dépend des caractéristiques spécifiques des individus qui, d'une part, leur ont permis d'avoir ce statut de contrat de travail plutôt qu'un autre et qui, d'autre part, leur assurent une meilleure insertion sur le marché du travail. Nous pouvons supposer que certains de ces déterminants ont également une influence sur la

durée de l'emploi. Le problème auquel nous sommes confrontés est d'isoler l'effet réel du statut du contrat de travail. Il nous invite à effectuer une estimation permettant de déterminer les éléments qui influencent le statut contractuel de l'emploi occupé.

Depuis l'article fondateur de Heckman (1979), la prise en compte du biais de sélection a pris une place centrale dans l'analyse économétrique. Nous trouvons d'autres analyses du problème d'auto sélection dans Heckman et Robb (1985), Manski (1989), et l'article de Vella (1998) présentant une synthèse des différentes méthodes d'estimations déjà développées.

Le principe général de correction du biais de sélection consiste à spécifier une distribution jointe pour les termes d'erreurs de l'équation de sélection d'une part, et du processus que l'on souhaite étudier d'autre part. L'estimation se fait ensuite soit en une seule étape selon la méthode du maximum de vraisemblance, soient en deux étapes, si les hypothèses distributionnelles le permettent. La méthode en deux étapes est susceptible de surestimer les écarts-types des paramètres associés aux variables explicatives de la durée de l'emploi. Une estimation en information parfaite (en une seule étape) selon la méthode du maximum de vraisemblance permet de régler parfaitement ce problème.

Notre modélisation du processus de séjour dans l'emploi ne se fera pas dans le cadre des modèles de durée¹⁷ puisque nous observons des épisodes complets d'emploi. Donc, la spécification linéaire nous semble la plus appropriée car nous n'avons pas besoin de modéliser le phénomène de censure.

Le modèle économétrique se présente comme suit :

¹⁷La méthodologie des modèles de durée permet d'intégrer dans l'analyse aussi bien les épisodes complets que les épisodes censurés à droite, c'est à dire dont nous n'observons pas la fin.

Equation de sélection

$$P_i^* = \alpha Z_i + \mu_i \quad (1.14)$$

$$P_i = \begin{cases} 1 & \text{si } P_i^* > 0 & : \text{l'individu occupe un contrat de travail temporaire.} \\ 0 & \text{sinon} & : \text{l'individu occupe un contrat à durée indéterminée.} \end{cases}$$

Equation de durée

$$\ln(T_i) = \beta X_i + \epsilon_i \quad \text{si } P_i = 1 \quad (1.15)$$

Nous cherchons à estimer en une seule étape un système de deux équations : une variable (T) durée d'un épisode d'emploi temporaire en fonction des caractéristiques individuelles (X) et la probabilité d'occuper un contrat de travail de courte durée pour contrôler un éventuel biais de sélection.

La spécification d'un modèle linéaire pour la durée de l'emploi temporaire nous permettra en plus, grâce à l'utilisation des lois normales bivariées, de prendre en compte simultanément le processus de sélection et de durée. A l'instar de Heckman (1979), nous supposons que la distribution jointe entre les termes d'erreurs aléatoires ϵ et μ suit une loi normale bivariée :

$$\begin{pmatrix} \epsilon_i \\ \mu_i \end{pmatrix} \sim N \left(\begin{pmatrix} 0 \\ 0 \end{pmatrix}, \begin{pmatrix} \sigma^2 & \rho\sigma \\ \rho\sigma & 1 \end{pmatrix} \right)$$

où ρ est le coefficient de corrélation entre ϵ et μ ¹⁸. Nous pouvons écrire que $\mu = \frac{\rho}{\sigma}\epsilon + V'$ avec $V' \perp \epsilon$ et $Var[V'] = 1 - \rho^2$.

¹⁸Pour des raisons d'identification, car nous n'observons pas la variable latente P^* mais la réalisation P , on contraint l'écart type de μ à l'unité.

La vraisemblance de l'échantillon peut être séparée en deux parties : une pour les individus qui occupent un contrat de travail temporaire ($P = 1$) et une autre pour ceux qui occupent un contrat à durée indéterminée ($P = 0$).

La log-vraisemblance d'un épisode d'emploi observé de durée (T) sous un contrat de travail temporaire est :

$$l_{\text{observé}} = \ln \Phi \left(\frac{\alpha Z_i + (\ln(T_i) - \beta X_i) \frac{\rho}{\sigma}}{\sqrt{1 - \rho^2}} \right) - \frac{1}{2} \left(\frac{\ln(T_i) - \beta X_i}{\sigma} \right)^2 - \ln(\sqrt{2\pi}\sigma)$$

La log-vraisemblance d'un épisode d'emploi de durée non observée sous un contrat à durée indéterminée :

$$l_{\text{non observé}} = \ln \Phi(-\alpha Z_i)$$

La fonction de log-vraisemblance de notre échantillon s'écrit :

$$LL = \begin{cases} \sum_{\text{observé}} & \ln \Phi \left(\frac{\alpha Z_i + (\ln(T_i) - \beta X_i) \frac{\rho}{\sigma}}{\sqrt{1 - \rho^2}} \right) - \frac{1}{2} \left(\frac{\ln(T_i) - \beta X_i}{\sigma} \right)^2 - \ln(\sqrt{2\pi}\sigma) \\ \sum_{\text{non observé}} & \ln \Phi(-\alpha Z_i) \end{cases}$$

où ϕ représente la densité de la probabilité de la loi normale centrée réduite et Φ la fonction de répartition correspondante.

1.4.3 Les résultats

Les résultats de l'estimation du modèle global (équation sélection et équation d'intérêt) d'une manière jointe par la méthode de maximum de vraisemblance et d'une manière séparée¹⁹ sont présentés dans le tableau 1.4. Les variables introduites

¹⁹Ces estimations sont réalisés sous STATA 9.2.

dans l'équation de sélection comprennent les classes d'âge, le sexe, des variables indicatrices de leurs niveaux d'éducation, ainsi que la catégorie socio-professionnelle du père afin de tester l'hypothèse de transfert du capital humain. Les conditions macroéconomiques sont prises en compte via le taux de chômage dans le département de résidence de l'individu pour chaque année d'enquête. Compte tenu des variables introduites dans l'équation de la durée, deux modèles A et B seront estimés. L'équation de durée des deux modèles contient les variables socio-économiques traditionnelles d'âge, de sexe et d'éducation, la catégorie socio-professionnelle, ainsi que le secteur d'activité. Nous introduisons aussi les différentes années de l'enquête emploi. Nous réalisons dans cette partie différentes estimations tout en contrôlant l'endogénéité des statuts de contrats de travail. Sur la base des résultats du modèle de Gray et Canzonari qui ont montré le lien entre les coûts de contractualisation et la durée du contrat de travail, nous utilisons à cette fin les quartiles de salaire mensuel comme une variable "proxy" des coûts de contractualisation du contrat. La taille de l'entreprise dans laquelle l'individu occupe cet emploi est également introduite. Dans le modèle A, la variable salaire et la taille de l'entreprise seront introduites séparément. Par contre dans le modèle B, nous introduisons des variables croisant deux niveaux de salaire et la taille de l'entreprise, afin de détecter l'effet du couple taille et salaire obtenu au sein de cette entreprise. La comparaison de ces deux spécifications nous permettra d'identifier un effet seuil du couple salaire et taille de l'entreprise.

Le coefficient de corrélation entre le terme d'erreur de l'équation de durée et l'équation de sélection est négatif et statistiquement significatif. Cette corrélation négative implique que les caractéristiques inobservables influençant positivement l'obtention d'un contrat de travail temporaire sont négativement corrélées avec celles

augmentant la durée de l'emploi. Par rapport à un individu tiré de manière aléatoire de l'échantillon, les facteurs d'hétérogénéité inobservables des individus affectés au contrat de travail temporaire tendent à diminuer la durée de l'emploi et accentuent la précarité de l'individu sur le marché du travail. Résultat qui peut être rapproché aux résultats théoriques du modèle de Harris et Holmström (1987) : plus la probabilité que le travailleur possédant de faibles capacités productives est forte, plus les employeurs sont incités à contrôler l'identité du travailleur et à proposer des contrats de travail d'autant plus courts afin d'éviter des pertes potentielles dans le futur.

Concernant l'âge des individus, par rapport aux individus de la première classe d'âge (de 16 à 24 ans), ceux appartenant aux autres classes ont des durées d'emploi significativement plus longues. Comme postule la théorie du signal (Spence, 1973), les employeurs ignorant les capacités réelles d'un candidat à l'embauche fondent leurs décisions de recrutement pendant une période assez longue sur les signaux émis par les travailleurs, comme l'expérience sur le marché du travail que les jeunes n'ont pas encore accumulée.

L'introduction de la variable sexe montre que le fait d'être une femme diminue significativement la durée de l'emploi. Cela confirme l'effet de la discrimination selon le sexe évoquée par Booth et al (2002) et Lazear et Rosen (1990).

Les variables relatives au niveau du capital humain montrent que les individus ayant un niveau d'éducation équivalent à un "baccalauréat plus 2 ans" ont des durées d'emploi significativement plus courtes, par rapport à ceux ayant un diplôme d'études supérieures. En revanche, ceux ayant un diplôme équivalent au baccalauréat ou à un brevet professionnel ont des durées d'emploi plus longues. Ceci peut être expliqué par le fait que ceux qui ont suivi un enseignement d'aspect technique ont plus de

chances d'avoir des durées de contrats de travail temporaire plus longues.

L'effet de la catégorie socio-professionnelle sur la durée de l'emploi montre que les cadres, les professeurs, les instituteurs, les professions intermédiaires et les techniciens ont des durées d'emploi plus longues par rapport aux ouvriers non qualifiés. D'un autre côté, les employés dans le secteur privé et les ouvriers qualifiés ont moins de chance de survivre dans l'emploi.

Par rapport au secteur de l'industrie, être embauché sous un contrat de travail temporaire dans les secteurs de construction, des services aux entreprises, d'éducation ou d'administration entraîne des durées d'emploi significativement plus courtes.

Concernant la taille, par rapport aux entreprises employant moins de 50 salariés, les individus qui travaillent dans des entreprises de taille moyenne (de 50 à 99 salariés) ont des durées d'emploi significativement plus longues. En revanche, les individus se retrouvant dans de grandes entreprises (de plus de 100 salariés) ont des durées d'emploi significativement plus courtes.

L'introduction de la variable salaire dans l'équation de durée nous confronte à un éventuel problème de biais d'endogénéité. Pour cela, nous réalisons une estimation intermédiaire en introduisant la différence entre le salaire observé et le salaire prédit issu de l'estimation d'une équation de Mincer (1974)²⁰. Les individus ayant un salaire appartenant aux troisième et quatrième quartile ont des durées d'emploi plus longues que ceux du premier quartile. Par contre, les individus ayant un salaire appartenant

²⁰Cette méthode consiste à introduire le résidu estimé (salaire observé - salaire prédit) de l'équation de salaire afin de détecter l'endogénéité des salaires. La non significativité du coefficient nous a permis d'en déduire qu'il n'existe pas de corrélation entre le résidu de l'équation de salaire et la durée de l'emploi. Le problème de biais d'endogénéité des salaires est rejeté.

au deuxième quartile ont des durées d'emploi plus courtes. Cela confirme l'effet positif des coûts de contractualisation élevés évoqués par Gray et Canzoneri sur la durée des contrats.

Afin de détecter l'effet du couple taille de l'entreprise et salaire obtenu au sein de cette entreprise, nous avons réalisé une autre estimation (modèle B) où nous introduisons des variables croisant deux niveaux de salaire et la taille de l'entreprise. D'une part, les résultats de variables croisant un niveau bas de salaire (inférieur à la médiane des salaires des individus de l'échantillon) et les différentes tranches de taille de l'entreprise sont statistiquement très significatives. En effet, travailler dans une entreprise de plus de 50 employés avec un bas salaire a un effet négatif sur la durée de l'emploi par rapport à ceux travaillant avec un même niveau de salaire mais dans une entreprise de petite taille. D'autre part, le croisement des quatre variables de la taille de l'entreprise avec un niveau de salaire élevé (supérieur à la médiane des salaires des individus de l'échantillon) montre des résultats différents selon la taille de l'entreprise. En effet, les individus travaillant dans les grandes entreprises (plus de 100 salariés) avec des salaires suffisamment élevés améliorent leurs chances de stabilisation et survivent plus dans l'emploi que ceux travaillant dans des petites entreprises. Par contre, les individus travaillant dans des entreprises de taille moyenne (de 50 à 99 salariés) avec le même niveau de salaire auront des durées d'emploi plus courtes.

TAB. 1.4: Estimation économétrique du modèle

Variable	Modèle Séparé			Modèle A			Modèle B		
	Coef	Écart-Type	Coef	Écart-Type	Coef	Écart-Type	Coef	Écart-Type	
Équation de durée									
AGE16-24	REF	(0.180)	REF	(0.263)	REF	(0.262)	REF	(0.262)	
AGE25-39	0.213	(0.046)	1.094***	(0.354)	1.225***	(0.392)	1.225***	(0.392)	
AGE40-49	0.812***	(0.365)	0.881**	(1.055)	0.779**	(0.500)	0.779**	(0.500)	
AGE50-59	0.014	(0.994)	1.570***	(0.170)	1.937***	(1.057)	1.937***	(1.057)	
AGE60-64	0.166	(0.164)	1.781**	(0.287)	2.035**	(0.167)	2.035**	(0.167)	
Femme	-1.299***	(0.278)	-1.542***	(0.318)	-1.762***	(0.288)	-1.762***	(0.288)	
Français	2.624***	(0.315)	2.888***	(0.334)	2.821***	(0.319)	2.821***	(0.319)	
Statut matrimonial									
Marié	1.170***	(0.330)	1.266***	(0.334)	1.263***	(0.335)	1.263***	(0.335)	
Célibataire	-0.103	(0.057)	-0.520	(0.057)	-0.609*	(0.057)	-0.609*	(0.057)	
Veuf ou divorcé	REF	(0.322)	REF	(0.321)	REF	(0.323)	REF	(0.323)	
Nombre d'enfants	-0.521***	(0.386)	-0.558***	(0.390)	-0.578***	(0.389)	-0.578***	(0.389)	
Diplôme									
Diplôme supérieure	REF	(0.332)	REF	(0.333)	REF	(0.330)	REF	(0.330)	
Baccalauréat + 2 ans	-1.267***	(0.605)	-0.979***	(0.605)	-1.207***	(0.591)	-1.207***	(0.591)	
Baccalauréat	0.966***	(0.462)	1.045***	(0.463)	0.828***	(0.463)	0.828***	(0.463)	
CAP, BEP	1.038***	(0.730)	0.871***	(0.730)	1.196***	(0.723)	1.196***	(0.723)	
BEP/C seul	0.193	(0.343)	0.323	(0.342)	0.522	(0.344)	0.522	(0.344)	
Aucun diplôme	-1.145***	(0.278)	-1.166***	(0.287)	-1.613***	(0.287)	-1.613***	(0.287)	
CSP de l'individu									
Cadres	7.671***	(0.441)	7.612***	(0.441)	9.191***	(0.440)	9.191***	(0.440)	
Professeurs	4.657***	(1.021)	4.557***	(1.020)	4.907***	(1.020)	4.907***	(1.020)	
Ingénieurs	-0.212	(0.256)	-0.290	(0.256)	-1.263*	(0.256)	-1.263*	(0.256)	
Instituteurs et assimilés	2.204***	(0.232)	2.002***	(0.232)	2.083***	(0.232)	2.083***	(0.232)	
Professions intermédiaires	1.295***	(0.462)	1.263***	(0.462)	1.552***	(0.462)	1.552***	(0.462)	
Techniciens	2.848***	(0.441)	2.879***	(0.441)	2.564***	(0.440)	2.564***	(0.440)	
Contremaîtres	-3.396***	(0.605)	-3.412***	(0.605)	-2.468***	(0.605)	-2.468***	(0.605)	
Employés publics	-0.033	(0.232)	-0.060	(0.232)	-0.119	(0.232)	-0.119	(0.232)	
Employés privés	-1.646***	(0.232)	-1.668***	(0.232)	-1.675***	(0.232)	-1.675***	(0.232)	

Suite page suivante...

... Suite du tableau 1.4

Variable	Modèle Séparé		Modèle A		Modèle B	
	Coef	Écart-Type	Coef	Écart-Type	Coef	Écart-Type
Ouvriers qualifiés	-3.604***	(0.227)	-3.631***	(0.227)	-3.611***	(0.226)
Ouvriers non qualifiés	REF		REF		REF	
Secteur d'activité						
Secteur1	-1.568	(4.801)	-1.276	(4.799)	-0.906	(4.809)
Secteur2	REF		REF		REF	
Secteur3	-1.838**	(0.790)	-1.393*	(0.795)	-1.414*	(0.796)
Secteur4	-1.130	(0.779)	-0.681	(0.784)	-0.668	(0.786)
Secteur5	-1.843***	(0.687)	-1.395**	(0.693)	-1.362**	(0.694)
Secteur6	-1.027	(0.702)	-0.584	(0.708)	-0.712	(0.709)
Secteur7	-2.241***	(0.511)	-1.803***	(0.519)	-1.798***	(0.519)
Secteur8	-3.062***	(0.871)	-2.628***	(0.875)	-2.503***	(0.877)
Taille de l'entreprise						
T1 : [0, 49]	REF		REF		-	-
T2 : [50, 99]	1.024***	(0.179)	1.028***	(0.179)	-	-
T3 : [100, 499]	-1.517***	(0.297)	-1.542***	(0.298)	-	-
T4 : [500, +]	-1.561***	(0.226)	-1.586***	(0.226)	-	-
Salaires mensuel en Euros						
Q1 : [90, 590]	REF		REF		-	-
Q2 : [590, 1000]	-0.512***	(0.168)	-0.556***	(0.168)	-	-
Q3 : [1000, 5000]	2.081***	(0.229)	2.031***	(0.229)	-	-
Q4 : [5000, 8500]	5.131***	(0.345)	5.073***	(0.345)	-	-
(Salaires < médiane) * (Taille de l'entreprise)						
Salaires < médiane * T1	-	-	-	-	REF	
Salaires < médiane * T2	-	-	-	-	-2.703***	(0.282)
Salaires < médiane * T3	-	-	-	-	-2.712***	(0.202)
Salaires < médiane * T4	-	-	-	-	-1.653***	(0.187)
(Salaires > médiane) * (Taille de l'entreprise)						
Salaires > médiane * T1	-	-	-	-	REF	
Salaires > médiane * T2	-	-	-	-	-2.375***	(0.282)
Salaires > médiane * T3	-	-	-	-	1.642***	(0.602)
Salaires > médiane * T4	-	-	-	-	4.363***	(0.434)
Constante	9.827***	(0.575)	13.364***	(0.704)	12.335***	(1.182)

Suite page suivante...

... Suite du tableau 1.4

Variable	Modèle Séparé		Modèle A		Modèle B	
	Coef	Écart-Type	Coef	Écart-Type	Coef	Écart-Type
Équation de sélection						
AGE16-24	REF	(0.008)	REF	(0.008)	REF	(0.008)
AGE25-39	-0.684***	(0.046)	-0.684***	(0.010)	-0.683***	(0.010)
AGE40-49	-1.018***	(0.078)	-1.018***	(0.013)	-1.018***	(0.013)
AGE50-59	-1.185***	(0.271)	-1.185***	(0.032)	-1.185***	(0.032)
AGE60-64	-1.185***	(0.005)	-1.217***	(0.005)	-1.219***	(0.005)
Femme	0.152***	(0.114)	0.153***	(0.114)	0.152***	(0.114)
Français	-0.249***	(0.011)	-0.250***	(0.011)	-0.249***	(0.011)
Statut matrimonial						
Marié	-0.144***	(0.011)	-0.141***	(0.024)	-0.143***	(0.024)
Célibataire	0.189***	(0.002)	0.190***	(0.002)	0.189***	(0.002)
Veuf ou divorcé	REF	(0.011)	REF	(0.011)	REF	(0.011)
Nombre d'enfants	0.021***	(0.011)	0.021***	(0.011)	0.021***	(0.011)
Niveau de diplôme						
Diplôme supérieur	REF	(0.011)	REF	(0.011)	REF	(0.011)
Baccalauréat + 2 ans	-0.194***	(0.011)	-0.194***	(0.011)	-0.194***	(0.011)
Baccalauréat	-0.119***	(0.011)	-0.120***	(0.011)	-0.119***	(0.011)
CAP, BEP	-0.182***	(0.013)	-0.183***	(0.013)	-0.182***	(0.013)
BEPC seul	-0.157***	(0.010)	-0.157***	(0.010)	-0.157***	(0.010)
Aucun diplôme ou CEP	-0.052***	(0.010)	-0.054***	(0.010)	-0.052***	(0.010)
CSP du père						
Agriculteurs	-0.074***	(0.010)	-0.072***	(0.010)	-0.074***	(0.010)
Commerçants	-0.018	(0.014)	-0.020	(0.014)	-0.020	(0.014)
Professions libérales	0.102***	(0.027)	0.099***	(0.027)	0.102***	(0.027)
Cadres	-0.019	(0.014)	-0.019	(0.014)	-0.019	(0.014)
Professeurs	0.098***	(0.031)	0.103***	(0.031)	0.101***	(0.031)
Ingénieurs	-0.005	(0.019)	-0.010	(0.019)	-0.006	(0.019)
Instituteurs et assimilés	0.043**	(0.020)	0.044**	(0.020)	0.043**	(0.020)
Professions intermédiaires	-0.001	(0.013)	-0.001	(0.013)	-0.002	(0.013)
Techniciens	0.031*	(0.018)	0.031*	(0.018)	0.034*	(0.018)
Contremaîtres	-0.038**	(0.015)	-0.035**	(0.015)	-0.036**	(0.015)
Employés publics	0.009	(0.013)	0.010	(0.013)	0.011	(0.013)

Suite page suivante...

... Suite du tableau 1.4

Variable	Modèle Séparé		Modèle A		Modèle B	
	Coef	Écart-Type	Coef	Écart-Type	Coef	Écart-Type
Employés privés	-0.085***	(0.013)	-0.083***	(0.013)	-0.083***	(0.013)
Ouvriers qualifiés	-0.002	(0.007)	-0.001	(0.007)	-0.002	(0.007)
Ouvriers non qualifiés	REF		REF		REF	
Taux de chômage	0.108***	(0.002)	0.108***	(0.002)	0.108***	(0.002)
Année 1990	-0.293***	(0.014)	-0.294***	(0.014)	-0.294***	(0.014)
Année 1991	-0.277***	(0.014)	-0.283***	(0.014)	-0.280***	(0.014)
Année 1992	-0.284***	(0.014)	-0.287***	(0.014)	-0.286***	(0.014)
Année 1993	-0.394***	(0.015)	-0.395***	(0.015)	-0.394***	(0.015)
Année 1994	-0.413***	(0.015)	-0.414***	(0.015)	-0.414***	(0.015)
Année 1995	-0.238***	(0.014)	-0.240***	(0.014)	-0.239***	(0.014)
Année 1996	-0.279***	(0.015)	-0.264***	(0.015)	-0.263***	(0.015)
Année 1997	-0.221***	(0.015)	-0.220***	(0.015)	-0.221***	(0.015)
Année 1998	-0.095***	(0.014)	-0.094***	(0.014)	-0.095***	(0.014)
Année 1999	REF		REF		REF	
Année 2000	0.195***	(0.012)	0.195***	(0.012)	0.196***	(0.012)
Année 2001	0.203***	(0.012)	0.202***	(0.012)	0.203***	(0.012)
Année 2002	0.048***	(0.013)	0.047***	(0.013)	0.048***	(0.013)
ρ			-0.130***	(0.027)	-0.150***	(0.022)
N			672457		672457	
N non censurées			34200		34200	
Log-Likelihood			-255394		-256503	
Wald χ^2 (dl)			2760.26***		2669.29***	

Seuil de Significativité : * : 10% ** : 5% *** : 1%

1.5 Conclusion

L'analyse du développement du recours aux contrats de travail temporaire proposée dans ce chapitre met en évidence plusieurs faits stylisés. Face à ces faits, la littérature avance deux types d'analyses.

Une première analyse montre l'importance des contrats de travail temporaire en tant que mécanisme de gestion interne de main d'œuvre et leur efficacité dans le mécanisme de l'auto-sélection des bons travailleurs. Nous avons mis en évidence à partir de différentes modélisation théoriques que les contrats de travail temporaire peuvent être des solutions aux problèmes liés à l'antisélection, à l'aléa moral et enfin à l'appariement.

Les travaux de Cantor (1988, 1990) montrent que les CTT n'encouragent pas les salariés à fournir le niveau d'effort attendu par l'employeur. Par contre, les salariés fourniront un effort élevé s'ils voient leurs contrats de durée limités renouvelés en contrats de durée illimités avec la même entreprise. Ce nouvel environnement permet d'inciter les employés à ne pas tirer au flanc. D'autres études théoriques (Rosen, 1994; Lazear, 1995 et Harris et Holmström, 1987) ont soulevé le problème de sélection adverse où les salariés détiennent une information privée sur leur aptitude productive. Dans ce contexte, il apparaît que les CTT peuvent constituer un instrument efficace conduisant à sélectionner les travailleurs qui possèdent les capacités productives les plus élevées. Donc, une succession d'un contrat de travail temporaire par un contrat à durée indéterminée permet de résoudre le problème de la sélection adverse et d'éviter aux employeurs des coûts de licenciement excessifs dans le cadre d'un mauvais recrutement. Notons aussi que cette analyse nous a permis d'expliquer

pourquoi les jeunes non qualifiés constituaient la population la plus sensible aux contrats de travail temporaire. Dans la plupart des modèles traitant le problème de la recherche d'un appariement efficient, il apparaît que les CTT peuvent être utilisés au cours du processus d'appariement, quitte à se lancer dans une relation sous un CDI. En plus la durée des CTT peut être fixé en fonction du temps nécessaire pour vérifier si l'appariement est de bonne qualité.

Une deuxième voie d'analyse met l'accent sur le rôle des facteurs macroéconomiques externes à l'entreprise. Elle met en évidence que l'existence des contrats de courte durée est le résultat de l'adaptation des firmes aux coûts de contractualisation et à l'incertitude de l'environnement.

Dans cette orientation, l'éclairage est centré, en premier lieu, sur les déterminants du recours aux contrats de travail temporaire. Une estimation de la probabilité d'occuper un contrat à durée déterminée (CDD), un contrat intérimaire (CIN) et un contrat saisonnier (SAISO) par un modèle logit multinomial est réalisée. L'estimation a révélé l'influence d'un certain nombre de caractéristiques individuelles comme le sexe, l'âge, la catégorie socioprofessionnelle du père.

En deuxième lieu, l'évaluation économétrique des déterminants de la durée du contrat de travail temporaire se heurte à un problème de base, qui est celui de la sélection des individus qui occupent un contrat temporaire sur le marché du travail puisque la variable durée de contrat n'est observée que pour ceux qui occupent un contrat de travail temporaire. Le principe général de correction du biais de sélection consiste à spécifier une distribution jointe pour les termes d'erreurs de l'équation de sélection d'une part, et du processus que l'on souhaite étudier d'autre part. L'estimation est réalisée ensuite en une seule étape selon la méthode du maximum de

vraisemblance. L'avantage de cette méthode est qu'elle permet de corrélérer sur inobservable la propension de choisir tel contrat avec la durée d'emploi.

Les résultats de l'estimation de l'équation de durée permettent de conclure que la durée de l'emploi est d'autant plus grande que le salaire est élevé. Cela confirme l'effet positif des coûts de contractualisation évoqués par Gray et Canzoneri sur la durée des contrats. La significativité négative du coefficient de corrélation entre le terme d'erreur de l'équation de durée et l'équation de sélection révèle que les caractéristiques inobservables influençant positivement l'obtention d'un contrat à travail temporaire sont négativement corrélées avec celles augmentant la durée de l'emploi (Harris et Holmström, 1987).

Chapitre 2

Les transitions individuelles et mobilités vers les CDI

2.1 Introduction

Depuis une vingtaine d'années, force est de constater que le travail temporaire n'a cessé d'évoluer. Cette évolution a détérioré le modèle de l'emploi à durée indéterminée laissant place à une multitude d'emplois temporaires (travailleurs saisonniers, CDD, intérimaires, contrats d'apprentissage, travailleurs à l'essai, stagiaires). En 2002, 2,6 millions de salariés en France qui représentent 11 % de la population en emploi travaillent sous un contrat de travail temporaire. Entre 1982 et 2002, le nombre de ces contrats a beaucoup progressé. Si l'emploi a augmenté de 10 % sur la période pour atteindre 24 millions de personnes en 2002, la part de ces emplois de type particulier a, quant à elle, doublé, de 6 % en 1982 à un maximum de 12 % en 2000. Ce phénomène a été répertorié dans plusieurs autres pays de l'OCDE. Le graphique

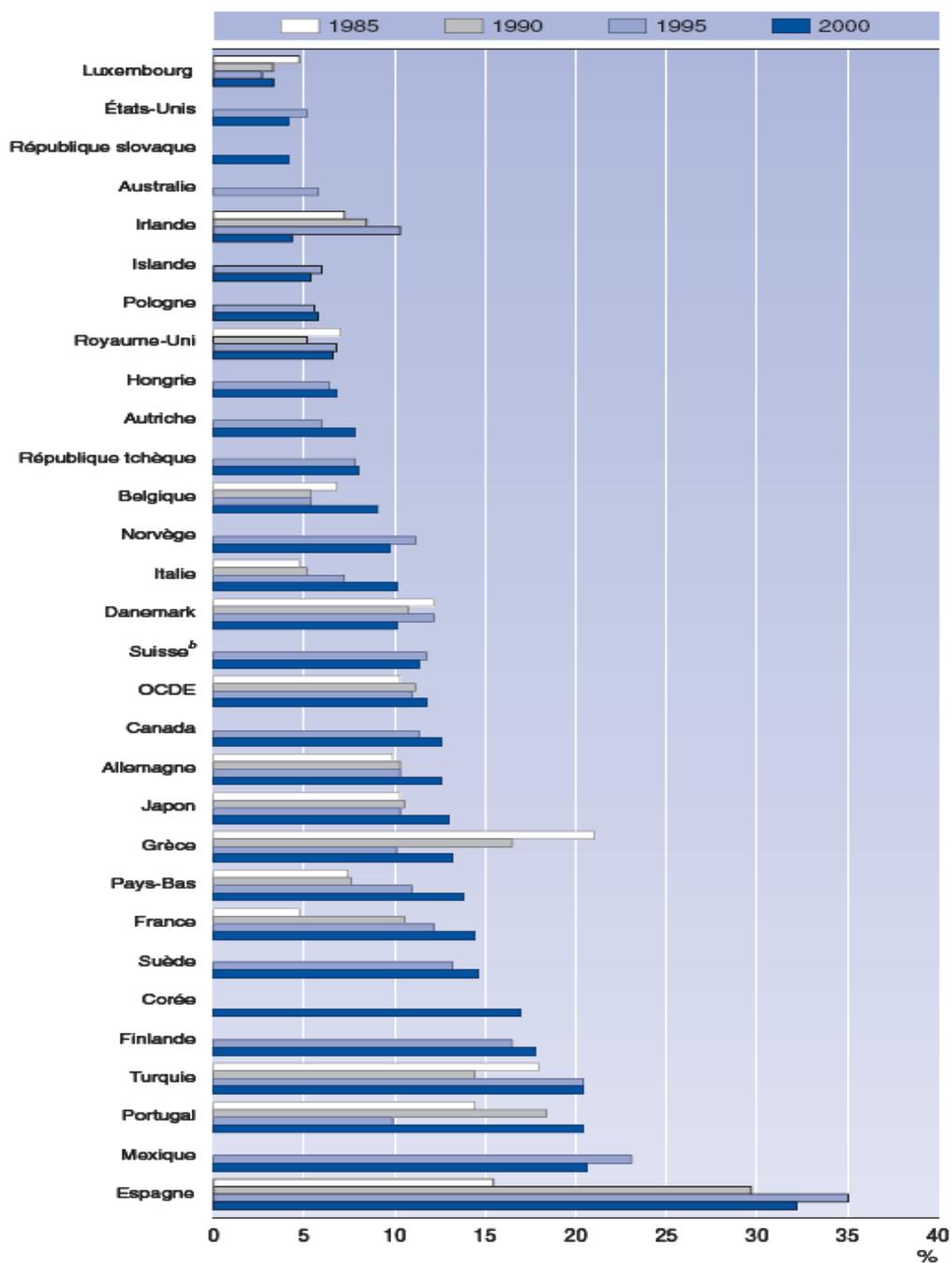


FIG. 2.1 – Évolution de la part de l'emploi temporaire dans les pays de l'OCDE

Source : OCDE, 2002

2.1 retrace l'évolution de la part de l'emploi temporaire dans la totalité des emplois salariés sur la période 1985-2000. Notons que les emplois temporaires occupent une place importante sur le marché du travail des pays de l'OCDE, mais les emplois stables sous un contrat à durée indéterminée représentent toujours la majorité des salariés. En dépit des mises en garde qui doivent accompagner les tentatives de comparaisons internationales, nous remarquons des écarts entre pays vis-à-vis de l'importance de ces formes d'emploi temporaire. Si l'augmentation tendancielle de la part des emplois temporaires a été forte dans certains pays européens (Espagne, France¹, Italie, Pays-Bas et Portugal), on observe toutefois dans quelques cas (Grèce et Luxembourg) une régression la part des emplois temporaires. En outre, l'Espagne où l'emploi temporaire a connu la plus forte progression entre 1985 et 1995 enregistre un recul de la part du travail temporaire dans l'emploi total sur la période 1995-2000.

Cette émergence des formes d'emplois temporaires ne cesse de stimuler le dualisme du marché du travail entre les salariés à temps plein et sous contrat à durée indéterminée (CDI) et ceux qui ne parviennent pas à accéder à ce type d'emplois. Malgré la précarité des emplois temporaires, plusieurs salariés se voient dans l'obligation d'accepter un contrat de travail temporaire espérant que celui-ci leur permettra de transiter vers un contrat à durée indéterminée procurant une certaine stabilité. Ainsi, en 2002, et selon les pays, entre un tiers et deux tiers des personnes occupant un emploi temporaire ont accédé à un emploi permanent dans un délai moyen de deux ans. A contrario, près d'une personne sur quatre qui occupait un emploi temporaire évolue vers le chômage, et ils sont de plus en plus nombreux à occuper des

¹Entre 1985 et 2000, en France, le taux de recours à l'emploi temporaire a augmenté de 10 points, passant de 4,5% à 14,5% (OCDE, 2002).

emplois temporaires (OCDE, 2002). Une étude de Cancé et Fréchou (2003) sur des données françaises montre qu'un quart des intérimaires et un tiers des salariés en CDD en mars 2001, en France, ont obtenu un CDI un an plus tard, alors que parmi les chômeurs, seulement 13 % ont trouvé un emploi stable.

Pour déterminer si les emplois temporaires sont un " tremplin " vers un emploi permanent ou, au contraire, constituent une " impasse ", il faut examiner les phénomènes de mobilité par rapport à l'emploi temporaire.

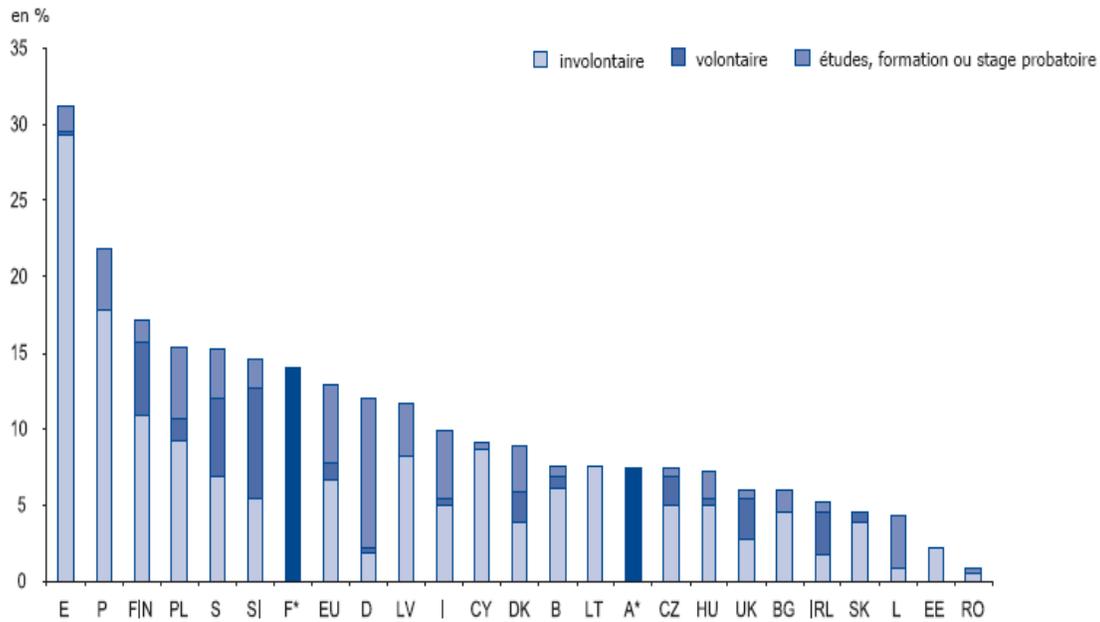
Le présent chapitre apporte un éclairage sur ces questions en comparant cette mobilité sur les données françaises de l'enquête Emploi 1990-2002. Il est structuré de la manière suivante. La deuxième section présente les raisons qui peuvent expliquer les motivations tant pour l'employeur que pour l'employé à recourir à un contrat de travail temporaire. La troisième section présente les principaux résultats des travaux empiriques sur les transitions des contrats de travail temporaire dans différents pays de l'OCDE. L'évolution des contrats de travail temporaire dans l'emploi total à partir de nos calculs sur l'enquête Emploi 1990-2002 est ensuite présentée dans la quatrième section. Dans une cinquième section, une présentation de la construction de l'échantillon des données à partir de l'enquête Emploi est réalisée. Une analyse non paramétrique du taux de hasard d'une transition vers un CDI selon plusieurs caractéristiques est effectuée dans la sixième section. La septième section décrit la structure du modèle économétrique utilisé pour l'estimation des transitions à partir d'un contrat de travail temporaire. Enfin, dans une dernière section, une analyse des résultats des estimations des transitions pour l'ensemble des travailleurs temporaires, et puis séparément pour les hommes et les femmes, est également réalisée pour les salariés du secteur privé et du secteur public.

2.2 Pourquoi choisir un contrat de travail temporaire ?

Le fait de conclure un contrat de travail temporaire peut résulter de plusieurs causes. En effet, plusieurs raisons peuvent expliquer les motivations tant pour l'employeur que l'employé à recourir à ce type de contrat.

Dans la majorité des cas, du côté du salarié, si l'éclairage est souvent centré sur les inconvénients des contrats temporaires, il faut également tenir compte du fait que ces contrats peuvent aussi présenter des avantages et peuvent être vécus par le salarié comme une situation satisfaisante, une occasion d'apprentissages, ou de prises de contact pouvant faciliter une évolution professionnelle. Dans plusieurs cas, le contrat de travail temporaire n'est pas subi, mais il est bien choisi par le salarié. En effet, certains individus peuvent préférer occuper un emploi temporaire plutôt qu'un emploi permanent, pour diverses raisons. Ainsi, une étude récente de Fabre et De Riccardis (2007) à partir d'une enquête sur la Perception du travail dans le secteur privé, selon le type de contrat, montre qu'un salarié sur cinq titulaire d'un contrat court reste attaché à son type de contrat et n'aurait pas préféré avoir un CDI, si cela avait été possible.

Un contrat de travail temporaire implique un engagement moins important vis-à-vis de l'employeur, puisque la durée de la relation entre les deux parties est bien déterminée. Ceci offre au salarié la possibilité de mieux concilier son travail sous un contrat temporaire et d'autres activités telles que les études ou sa vie familiale. D'autres travailleurs préfèrent être sous un contrat de travail temporaire, surtout au début de la vie active ou après une période de chômage. Ce choix est justifié



Source: Eurostat, EFT, 2ème trimestre 2002

Remarques: pour la France et l'Autriche, seule la part du travail temporaire dans l'emploi total est donnée car aucune information n'est fournie sur les raisons expliquant le choix d'un emploi temporaire; pour la France et l'Autriche, les données se réfèrent au 1er trimestre 2001

FIG. 2.2 – Travail temporaire dans l'Union Européenne en fonction des raisons invoquées, 2002 (en % des travailleurs)

par le fait qu'un emploi temporaire est un moyen de prendre pied sur le marché du travail et de s'assurer une source immédiate de revenu tout en acquérant une expérience professionnelle qui pourra aider les travailleurs à s'élever dans la hiérarchie des emplois.

En effet, une étude effectuée sur l'emploi en Europe (Commission européenne, 2003) montre qu'au sein de l'Union Européenne, plus de la moitié des travailleurs sous contrat à durée déterminée - soit 7 % des travailleurs - auraient préféré un emploi à durée indéterminée mais n'en ont pas trouvé. Un autre tiers environ occupe un emploi

temporaire pour cause d'études, de formation ou de stage probatoire au début d'un nouvel emploi tandis que moins de 10 % des travailleurs sous contrat temporaire déclarent souhaiter un emploi temporaire pour la flexibilité ou la possibilité qu'il offre de concilier vie professionnelle et vie familiale. En Espagne et à Chypre, près de 95 % des personnes interrogées ont affirmé être involontairement sous contrat temporaire. Au contraire, le Royaume-Uni, l'Irlande et la Slovénie sont les seuls pays où environ la moitié des personnes sous contrat temporaire ont déclaré avoir choisi cette situation volontairement. Dans d'autres pays, 10 % ou plus, soit un pourcentage considérable, des travailleurs sous contrat temporaire, ont choisi volontairement cette situation. C'est le cas dans les pays nordiques, en République Tchèque et, dans une moindre mesure, aux Pays-Bas et en Belgique. L'Allemagne et le Luxembourg sont des cas particuliers puisque l'essentiel du travail temporaire est dû aux études, à la formation ou à des stages probatoires (Figure 2.2).

Par ailleurs, les emplois temporaires peuvent permettre aux employeurs d'adapter les effectifs au plus près du rythme de l'activité et jouer le rôle d'amortisseur. La rapidité de réponse aux changements externes représente une condition nécessaire pour qu'un système productif soit efficient. L'entrepreneur doit mettre en place une organisation qui soit à la fois souple, réactive et productive. La mise en place des contrats à durée déterminée en 1986 a contribué à flexibiliser le marché du travail de sorte qu'aujourd'hui, plus de 73% des embauches se font en CDD et plus de 5% des emplois sont en CDD (cf. Amira et De Stefano, 2005). Les contrats temporaires apparaissent alors comme un instrument permettant de relever ce défi. Cette flexibilité externe² est particulièrement appréciée dans un contexte de changement

²Notons ici que l'on associe souvent à tort les contrats temporaires et flexibilité. Or ce rappro-

technologique et d'incertitude (Bunel, 2004). Plusieurs travaux théoriques ont expliqué le recours aux contrats à durée déterminée par l'incertitude de l'environnement des entreprises, lorsqu'il existe des coûts d'ajustement d'emploi (Zylberberg (1981), Givord et Maurin (2001), Goux, Maurin et Pauchet (2001) et Pucci et Valentin (2004)). A notre connaissance, il existe cependant deux études consacrées à l'estimation des coûts d'ajustement de la demande de travail (Abowd et Kramarz, 2003; Goux, Maurin et Pauchet, 2001). Ces études permettent de conclure que les coûts de licenciement sont nettement plus élevés que les coûts d'embauche en France à l'inverse de ce que l'on observe aux Etats-Unis³. Leclair et Roux (2005) prouvent que l'hypothèse d'incertitude n'est pas nécessaire pour obtenir ce résultat. En effet, ils montrent, sous l'hypothèse d'anticipations parfaites des entreprises, que la variabilité de la demande associée à des coûts d'ajustement explique l'utilisation par les entreprises d'emplois de courte durée.

L'utilisation des contrats temporaires dans la plupart des cas concerne les postes susceptibles de disparaître ou les postes pas encore consolidés, du fait de la mise en place de nouvelles technologies et/ou du peu d'information sur les qualifications. Le jugement est biaisé car il ne retient que l'une des trois dimensions de la flexibilité. On peut en effet distinguer trois formes de flexibilité : 1) la flexibilité quantitative externe, 2) la flexibilité qualitative externe, et 3) la flexibilité qualitative et quantitative interne. Cette dernière correspond à la capacité d'adaptation et d'élargissement des compétences des salariés, dans des délais aussi brefs que possible, à de nouvelles technologies ainsi qu'à de nouveaux produits. Or, les contrats temporaires ne fournissent qu'une flexibilité quantitative externe, et dans certains cas une flexibilité qualitative externe. Flexibilité et contrats temporaires ne peuvent donc pas être des synonymes.

³Pour Abowd et Kramarz (2003) par exemple, le coût moyen d'un licenciement représenterait en France 56% du coût annuel du travail, tandis qu'une embauche (hors coût de formation) ne représenterait que 3,3% de ce même coût.

requis pour ce type d'emploi. Cette stratégie permet d'effectuer des "tests" sur la validité et sur la formation requise pour mener à bien son travail, tout en réduisant le coût social du licenciement, et en facilitant les restructurations planifiées par l'entreprise.

Face à cet intérêt d'ordre quantitatif des contrats temporaires, nous pouvons ajouter plusieurs dimensions qualitatives. Ainsi, ces formes d'emplois peuvent être utilisées comme une période de sélection avant une embauche ferme. Fougère et Kramarz (1997) et Lollivier (1994), soulignent l'existence de ce mécanisme lors d'une embauche. Les entrepreneurs font en effet face à une incertitude concernant la productivité d'un salarié. Or, le signal fourni par le niveau d'éducation est de moins en moins complet et pertinent du fait de l'acquisition massive de diplômes universitaires par une large partie de la population. Les employeurs souhaitent obtenir davantage de renseignements. Les contrats temporaires apparaissent ici comme une période probatoire révélant de façon plus précise les qualifications des travailleurs. Toutefois, cette stratégie de recherche d'informations s'est développée et a été acceptée par les offreurs de travail à cause de la présence d'un niveau élevé de chômage exerçant une pression sur ces derniers. Ceci nous amène aussi à penser que le travail temporaire et, en particulier, les services d'intermédiation des agences d'intérim sont de nature à améliorer la mise en correspondance des demandes et des offres d'emploi, contribuant ainsi à une réduction du chômage frictionnel (Katz et Krueger, 1999).

Les contrats temporaires représentent également un instrument d'organisation de la production. Ils permettent en effet de se décharger de certaines fonctions connexes à la production. Le développement de ces contrats précaires irait donc de pair avec le processus " d'externalisation " caractérisant l'organisation industrielle de ces dernières

années. A cela s'ajoute la volonté d'éviter les coûts de licenciements éventuels des contrats à durée indéterminée. Ces coûts englobent aussi bien les dépenses directes de licenciements et les coûts d'opportunité générés par la procédure de préavis que les pertes indirectes liées à la dégradation de la crédibilité et de la réputation de l'entreprise.

2.3 Transitions entre emplois temporaires et emplois permanents

Obtenir un emploi à durée indéterminée est sans doute l'objectif d'une majorité de salariés. Mais la dynamique du marché du travail a multiplié les formes d'emploi et plus précisément le travail temporaire. D'ailleurs plusieurs auteurs se sont penchés sur la question de la transition entre l'emploi temporaire et l'emploi permanent. Selon Dekker (2001), les emplois temporaires et à temps partiel sont souvent des éléments moteurs permettant d'accéder à une certaine stabilité en obtenant un emploi permanent. Ses analyses ont principalement été effectuées en Allemagne, en Grande-Bretagne et aux Pays-Bas. Il en ressort que la mobilité ascendante est plus notable en Allemagne et aux Pays-Bas qu'en Grande-Bretagne. De plus, il apparaît que les hommes sont plus susceptibles de passer d'un emploi temporaire à un emploi permanent, ceci vient certainement du fait que les femmes souhaitent occuper des postes à temps partiel qu'occuper un emploi temporaire. Booth et al (2002) appuient l'idée de Dekker et concluent qu'en Grande Bretagne les contrats à durée déterminée contribuent à l'obtention d'un emploi permanent, mais ceci est rarement valable pour les emplois saisonniers ou occasionnels. D'autre part, ils font remarquer que les

femmes ayant un niveau de formation reconnu multiplient leur chance d'accéder à un emploi permanent après un contrat à durée déterminée, alors que pour les hommes ce facteur ne semble pas déterminant. Cependant l'âge n'apparaît pas comme un facteur décisif pour accéder à un emploi permanent pour les femmes alors qu'il l'est pour les hommes, les entreprises manifestent une certaine ségrégation à l'embauche au détriment des hommes âgés. D'Addio and Rosholm (2005) étudient les transitions des individus occupant un emploi temporaire à partir du panel Européen de 1994 à 1999. Ces auteurs montrent que les femmes occupant un travail temporaire pour une longue durée ont plus de chance de transiter vers un emploi permanent. En revanche, pour les hommes, un contrat de travail temporaire de durée supérieure à trois ans augmente la probabilité d'exclusion sur le marché du travail.

En tant que passerelle vers l'activité permanente le travail intérimaire fournit une contribution importante. Il encourage la mobilité sur le marché du travail et couvre le besoin de flexibilité du côté des entreprises. Il offre du même coup, en particulier aux gens éprouvant des difficultés d'intégration sur le marché régulier du travail, des possibilités de travailler permettant par la suite d'accéder au chemin menant à un emploi permanent. D'ailleurs les personnes occupant un poste temporaire et qui étaient chômeurs auparavant ont pratiquement les mêmes chances d'obtenir un emploi régulier que les autres employés temporaires. Chez les jeunes ayant achevé leur apprentissage, les chances de trouver un emploi régulier sont supérieures à la moyenne. L'effet de transition du travail temporaire est spécialement marqué dans leurs cas. D'après Storrie (2002), après avoir analysé un échantillon d'intérimaires en France, Espagne, Allemagne, Pays-Bas, Royaume-Uni, il en ressort que 19 % des intérimaires ont été embauchés par l'entreprise ayant pu expérimenter leurs compé-

tences sous le statut d'intérimaires. Parmi ces intérimaires, 12 % ont été réembauchés en contrat à durée indéterminée et 7 % comme travailleurs temporaires. En outre, 18 % ont trouvé un emploi permanent chez un autre employeur.

Certains auteurs comme Güell et Petrongolo (2001, 2007), restent très sceptiques concernant la transition d'un emploi temporaire à un emploi permanent sur le marché espagnol. En effet, certaines entreprises utilisent les personnes occupant un emploi temporaire pour évaluer leurs compétences et utiliser ce temps comme une période d'essai. Cependant d'autres entreprises utilisent ces contrats pour embaucher et licencier plus facilement en fonction de l'évolution de la demande. Ainsi, les employeurs renouvellent les contrats jusqu'à la date limite autorisée (trois ans). Mais l'apparition d'une réforme apparue en 1994 a limité les recours aux contrats temporaires. D'ailleurs cette réforme a permis aux femmes ainsi que les personnes ayant un niveau de formation faible d'accéder à un emploi permanent après avoir occupé un poste temporaire.

D'autres auteurs comme Blanchard et Landier (2002) constatent que la transition d'un contrat temporaire à un contrat permanent, en France, est de moins en moins courante dans les années 90 par rapport aux années 80. Russo et al (1997) analysent les facteurs déterminant les possibilités qu'un employé passe d'un contrat de travail temporaire à un CDI aux Pays-Bas. Force est de constater que la probabilité d'occuper un CDI dépend fortement de l'âge et du nombre d'heures travaillées. Les possibilités sont moins importantes lorsque l'employé a des enfants ou lorsque son niveau de formation est très élevé. Leur analyse ne fait pas ressortir d'inégalité selon le sexe. En revanche Contini et al (1999), montrent qu'en Italie, les femmes ont une probabilité beaucoup plus faible que les hommes d'occuper un emploi permanent,

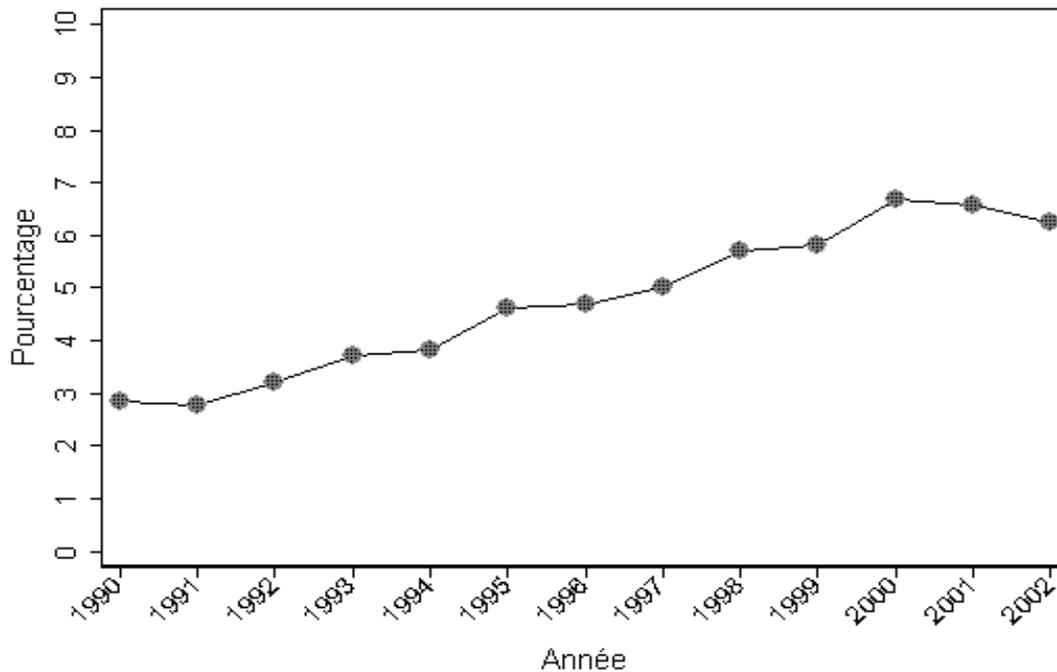
une variable qui n'est pas significative en Allemagne et en Grande-Bretagne. Chalmers et Kalb (2000), ont aussi analysé le passage d'un emploi temporaire à un emploi permanent en Australie. Ils en concluent que le passage par un travail occasionnel, augmente réellement les chances d'obtenir un emploi stable.

2.4 Évolution des contrats de travail temporaire dans l'emploi total

En France, l'utilisation des contrats temporaires (contrats à durée déterminée, contrats intérimaires et contrats saisonniers) a fortement progressé au cours de ces dernières années, passant de 2.86 % de l'emploi total en 1990 à 6.67 % en 2000 (figure 2.3). Nous remarquons que cette classe d'emploi atteint un pic en 2000, mais au-delà, le pourcentage des contrats de travail temporaire décroît jusqu'à 6.24 % en 2002. Ces contrats, bien qu'ils soient minoritaires en terme de stock total de l'emploi, occupent une place importante dans le processus d'insertion sur le marché du travail, puisque plus des 2/3 des embauches se font par ces contrats (Lutinier, 2006).

Dans ce qui suit, l'analyse de la proportion des contrats de travail temporaire dans l'ensemble de l'emploi est menée selon plusieurs caractéristiques individuelles afin d'évaluer s'il y a des différences selon les différents groupes d'individus.

La figure 2.4 montre la part des contrats de travail temporaire dans l'emploi total selon la variable sexe. Nous remarquons que la proportion de ces contrats conserve la même tendance observée sur la figure 2.3 pour les hommes et les femmes. Généralement, la part des contrats de travail temporaire (CTT) pour les femmes est plus élevée que celle des hommes surtout pendant la période de 1990 à 2000. Au delà de



Source: Enquête Emploi 1990-2002, INSEE, calcul de l'auteur

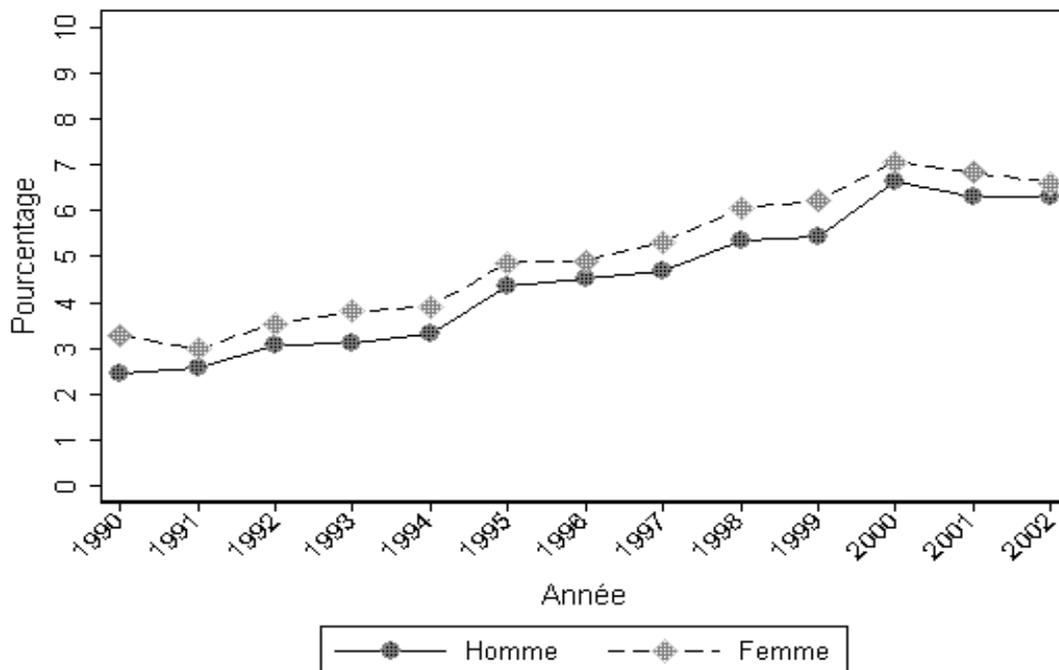
FIG. 2.3 – Évolution des contrats temporaires en France de 1990 à 2002

l'année 2000 la part des CTT tend à la décroître et atteint les 6.6 % pour les femmes et 6.3 % pour les hommes. A l'occurrence, ce type de contrat de travail atteint un maximum de 7.06 % pour les femmes et 6.62 % pour les hommes. Cette spécificité selon la variable sexe est confirmée, dans de nombreux pays de l'OCDE, les femmes ont tendance à être surreprésentées parmi les travailleurs temporaires, notamment dans des pays comme la Belgique, la Finlande et le Japon. En Turquie, ce sont les hommes en revanche qui sont plus susceptibles que les femmes d'occuper un emploi temporaire (OCDE, 2004).

La figure 2.5 met en évidence les jeunes de 16 à 24 ans représentent la plus grande

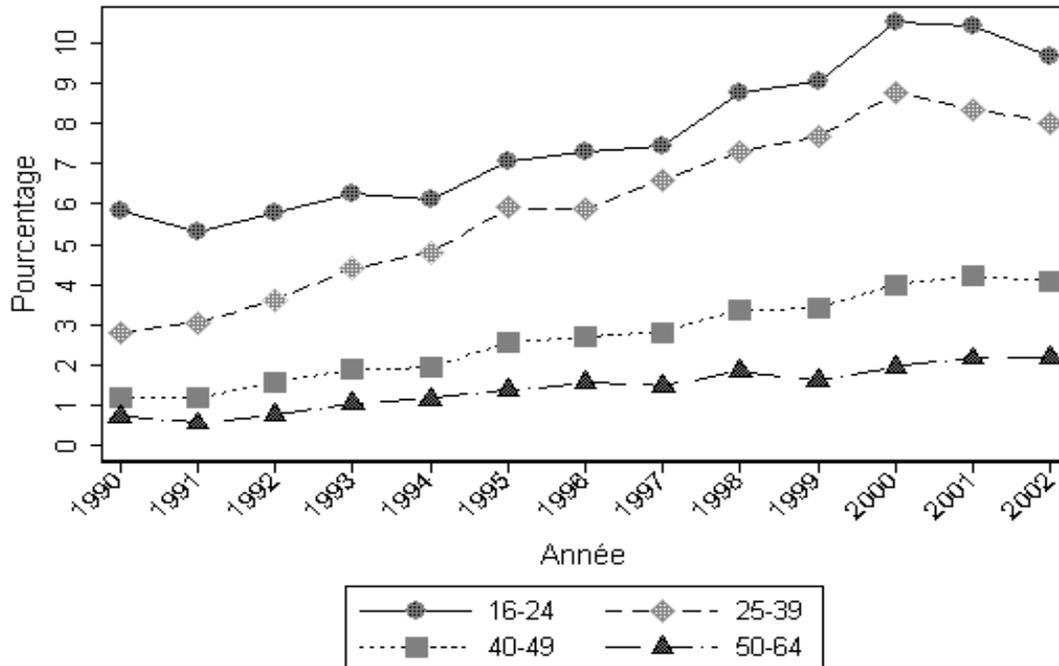
proportion des contrats de travail temporaire. En comparant les proportions des CTT pour les deux classes d'âges 16-24 ans et 50-64 ans, la figure 2.5 montre que l'écart a fortement progressé durant les dernières années (5.09 % en 1990 à 8.53 % en 2002), ce qui témoigne d'une plus grande difficulté d'insertion des jeunes sur le marché de travail. Pour ces derniers, ces contrats peuvent jouer le rôle d'un marchepied vers l'emploi stable.

Au delà des caractéristiques individuelles, les études empiriques montrent que le taux d'utilisation des contrats de travail temporaire a fortement augmenté ces dernières années. Nous observons toutefois, une concentration sectorielle des CTT.



Source: Enquête Emploi 1990-2002, INSEE, calcul de l'auteur

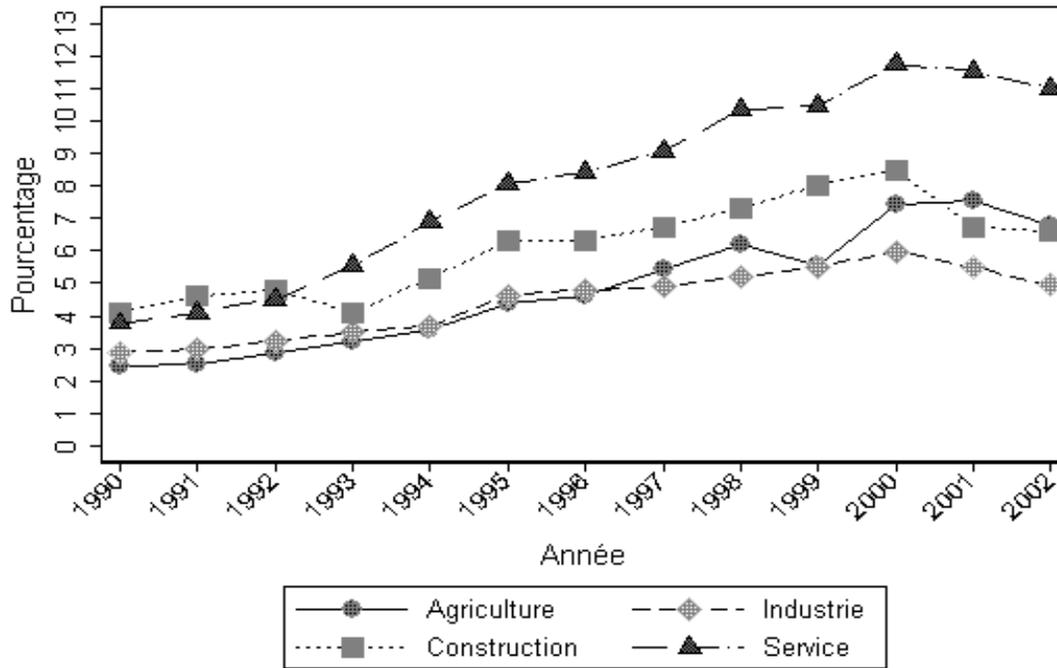
FIG. 2.4 – Évolution des contrats temporaires en France par sexe de 1990 à 2002



Source: Enquête Emploi 1990-2002, INSEE, calcul de l'auteur

FIG. 2.5 – Évolution des contrats temporaires en France par classes d'âge de 1990 à 2002

En effet, la figure 2.6 montre que la fréquence des contrats de travail temporaire dans l'emploi total est généralement croissante durant les années 90. C'est dans le secteur des services et de la construction que la part des CTT a le plus progressé entre 1990 et 2002. A partir de 1993, la part des CTT dans l'emploi total qui était alors de 5.5% croît brusquement dans le secteur des services. En 1993, le pourcentage d'utilisation des CTT dans les services est de 5.55 %, mais ce pourcentage continue de croître et atteint les 11.73 % en 2000. Nous pouvons constater que les deux secteurs des services et de la construction comportent la plus grande part des CTT sur le marché



Source: Enquête Emploi 1990-2002, INSEE, calcul de l'auteur

FIG. 2.6 – Évolution des contrats temporaires en France par secteur d'activité de 1990 à 2002

du travail pour faire face à l'incertitude et aux fluctuations de la demande liées à ces deux secteurs.

En analysant le taux d'activité des travailleurs sous un CTT durant la période de 1990 à 2002, deux faits sont immédiatement mis en évidence (cf. tableau 2.1). Tout d'abord si l'emploi sous un CDI reste la forme la plus importante en terme de flux, ce type de statut d'embauche voit sa représentativité décroître pour passer de 50.79 % en 1990 à 49.63 % en 2002. Cette diminution est accompagnée par un renforcement du recours aux contrats de travail temporaire et du chômage, alors

que le pourcentage de ceux qui sont dans la formation professionnelle ou l'éducation demeure presque constant durant la période 1990 - 2002. Si, les travailleurs sous un contrat de travail temporaire restent encore globalement moins représentés sur le marché du travail, cette forme d'emploi précaire enregistre une croissance continue de plus de quatre points de 1990 à 2002 passant de 3.95 % en 1990 à 8.72 % en 2002. En comparant la croissance annuelle moyenne des CDI et des CTT durant la période 1990-2002, l'évolution de la part des contrats de courte durée pendant toute la période est beaucoup plus instable que pour les contrats de longue durée.

Le tableau 2.2 nous montre les transitions un an plus tard des contrats de travail temporaire entre les six transitions possibles retenues sur le marché du travail pour la période de 1990-2002. Il est intéressant de préciser les différences entre les transitions au début des années 1990 et au début des années 2000. Pendant les années 90/91, plus de 35 % des travailleurs sous un contrat temporaire sont toujours dans le même statut un an plus tard, avec 38 % d'entre eux qui parviennent à obtenir une forme plus stable d'emploi, mais 15 % d'entre eux qui se retrouvent au chômage. Un peu plus de 2 % de ces emplois temporaires accèdent à l'éducation ou à la formation un an plus tard. En observant plus en détail les transitions entre 2001 et 2002, on note une part plus élevée de persistance dans le contrat de travail temporaire : autour de 57 % des individus sont toujours dans la même situation du contrat de travail un an plus tard, alors que seulement 22 % bénéficient d'un marche-pied vers un CDI. Pendant la période de 1990 à 2002, le pourcentage de transformation des contrats de travail temporaire en contrat à durée indéterminée a diminué de 15 % alors que dans le même temps, la probabilité de rester bloqué dans cette forme de précarité un an plus tard a progressé de 22 %.

TAB. 2.1 – Statuts sur le marché de travail par année

	1990	1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002
CDI	50.79	51.24	50.09	48.13	48.46	48.31	47.9	47.89	47.05	47.54	48.55	49.33	49.63
Emploi indépendant	7.97	7.98	7.97	8.22	8.14	8.13	7.87	7.42	7.53	7.19	7.81	6.66	6.53
Contrat temporaire	3.95	3.9	4.41	5.07	5.17	6	5.94	6.22	6.82	7.54	7.59	7.71	8.72
Chômage	6.81	6.76	7.58	8.31	8.65	8.89	9.54	9.70	9.45	9.55	8.57	8.71	8.21
Education/Formation	15.55	15.49	15.57	15.74	15.84	16.13	16.54	16.62	16.66	16.56	15.83	15.74	15.43
Inactif	14.93	14.63	14.38	13.54	13.74	12.54	12.21	12.15	12.49	11.62	11.65	11.85	11.48

TAB. 2.2 – Transition annuelle pour les individus sous un contrat temporaire

	90/91	91/92	92/93	93/94	94/95	95/96	96/97	97/98	98/99	99/00	00/01	01/02
Vers CDI	38.24	32.79	25.53	24.21	22.83	25.95	22.48	22.37	21.35	23.69	26.59	22.81
Vers Emploi indépendant	0.83	0.51	0.27	1	1.09	0.64	0.32	0.85	0.62	0.4	0.4	0.54
Vers Contrat temporaire	35.88	48.88	49.12	51.96	56.68	52.02	56.76	56	57.16	56.01	55.17	57.97
Vers Chômage	15.91	10.89	12.77	12.84	9.85	11.72	10.40	10.41	12.19	9.52	9.22	10.28
Vers Education/Formation	2.85	1.85	7.80	7.23	5.98	6.41	6.79	7.56	6.72	7.91	6.99	6.79
Vers Inactif	6.29	5.08	4.52	2.77	3.57	3.27	3.23	2.8	1.96	2.46	1.64	1.61

Pour savoir dans quelle mesure les emplois temporaires peuvent insérer les individus dans des contextes professionnels stables, il convient d'analyser les taux de transition vers les différents états sur le marché du travail à partir de ces types d'emplois.

TAB. 2.3 – Transition selon les caractéristiques individuelles pour les individus sous un contrat temporaire

	CDI	Contrat temporaire	Chômage	Éducation/ Formation	Inactif
Transition après 1 an	27.98	50.03	11.33	6.71	3.95
Transition après 2 ans	33.06	49.71	10.19	3.16	3.88
Homme	25.26	53.49	10.64	6.48	4.13
Femme	23.49	56.36	10.87	7.17	2.11
Age 16-24	20.43	61.29	9.58	3.85	4.85
Age 25-39	26.55	57.37	10.01	3.48	2.59
Age 40-49	28.19	59.16	10.3	0.03	2.32
Age 50-59	27.12	58.16	12.37	0.03	2.32
Age 60-64	24.88	58.04	10.92	0.08	6.08
Diplôme supérieur	24.41	65.33	5.80	2.56	1.9
Baccalauréat + 2ans	30.12	54.71	10.08	2.66	2.43
Baccalauréat ou BP	26.47	55.21	10.42	4.97	2.93
CAP, BEP	27.21	53.38	13.42	2.91	3.08
BEPC	24.83	57.38	12.58	3.03	2.18
Aucun diplôme ou CEP	22.86	54.68	16.05	3.59	2.82

Le tableau 2.3 présente les transitions vers le marché du travail des emplois sous un contrat de travail temporaire au fil du temps (1 an après le contrat de travail

temporaire et 2 ans plus tard) ainsi que la variation des taux de transitions à travers les caractéristiques individuelles (sexe, âge, diplôme). Nous remarquons que les transitions d'un contrat de travail temporaire vers un contrat à durée indéterminée diminuent au fil du temps. Un an plus tard, 27 % des individus réussissent à obtenir un CDI et 50 % restent dans le même état. Après deux ans, la situation s'améliore pour les travailleurs occupant un contrat de travail temporaire. En effet la moitié est encore sous un contrat de travail temporaire, tandis qu'uniquement un peu plus d'un tiers de ces travailleurs retrouvent une situation plus stable sous un contrat à durée indéterminée.

Il existe également d'importantes différences concernant les transitions des contrats de travail temporaire après une année selon les caractéristiques individuelles. En examinant les transitions selon la variable sexe, nous remarquons que la part des hommes transitant vers un contrat à durée indéterminée est plus élevée de deux points que celle des femmes. De ce fait, cela renforce l'hypothèse évoquée dans plusieurs études empiriques selon laquelle les hommes ont plus de facilités à accéder à un emploi stable que les femmes. Les taux d'accès au CDI se différencient moins en fonction de l'âge que du diplôme. En effet, 28 % des 40-49 ans en contrat de travail temporaire à la date occupent un CDI un an plus tard. C'est le cas de 27 % des 50-59 ans et de 28 % des 25-39 ans. Les jeunes de 16-24 ans ne transitent donc pas plus facilement vers un CDI que les autres puisque uniquement 20 % des jeunes réussissent à obtenir un CDI un an plus tard et 61 % se retrouvent encore bloqués dans un emploi précaire.

Le niveau du diplôme joue un rôle important dans la transition des contrats de travail temporaire. En effet, pour certains diplômes, nous retrouvons des pourcentages de transition vers le CDI plus faibles que d'autres. Pour les individus ayant un

niveau d'études supérieures, plus de 65 % parmi eux se retrouvent sous un contrat de travail temporaire un an plus tard et uniquement 24 % réussissent à obtenir un CDI. Un taux de passage, d'un tiers, des titulaires d'un baccalauréat plus 2 ans vers des contrats à durée indéterminée est observé un an après. Nous remarquons que plus de la moitié de la plupart des individus quel que soit leurs niveaux de diplôme se retrouvent encore une fois sous un contrat de travail temporaire. Cette analyse nous confirme que les sur-diplômés et les sous-diplômés trouvent le plus de difficultés dans la stabilisation des trajectoires. Dans la section suivante, nous procédons à la description de l'échantillon de données utilisé pour l'étude des transitions individuelles des contrats de travail temporaire.

2.5 Données de l'enquête emploi et constitution de l'échantillon

L'enquête exploitée dans ce chapitre est l'Enquête Emploi historique réalisée par l'INSEE de 1990 à 2002. 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. Comme les individus de l'Enquête Emploi sont renouvelés par tiers, nous observons un même individu durant trois années. A partir de ces calendriers, il est possible de construire pour chaque individu une trajectoire complète (y_t, y_{t+1}, y_{t+2}) , où t est la date de la première observation. Ce sont donc les individus questionnés pour la première fois entre 1990 et 2000 qui sont retenus dans l'échantillon. Les ménages caractérisés par une histoire incomplète sur les trois périodes ont été exclu de

l'échantillon⁴.

Pour l'estimation du modèle économétrique, nous avons constitué un échantillon composé des individus répondant au questionnaire trois fois consécutives et des individus occupant un contrat de travail temporaire (CTT) à la date t . Une telle approche consiste à définir comme « travail temporaire » les individus en emploi sous CDD, intérim, saisonnier⁵. Cette définition est d'ailleurs communément retenue lorsqu'il s'agit d'appréhender la précarité de l'emploi (Booth et al., 2002 ; Martin-Houssart, 2001 ; Fabre et Riccardis⁶, 2007).

⁴Nous excluons les ménages questionnés uniquement une ou deux 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 déplacé entre la première et la deuxième date d'enquête, est questionné seulement une seule fois. Un ménage qui s'est déplacé entre la deuxième et la 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 historiques inachevés.

⁵La classe des contrats aidés est exclue de l'échantillon pour diverses raisons. Le contrat aidé concerne les demandeurs d'emploi de longue durée, les bénéficiaires du RMI, les bénéficiaires de l'allocation de solidarité spécifique, les personnes âgées de plus de 50 ans privées d'emplois et les jeunes âgés de 18 à moins de 26 ans rencontrant des difficultés particulières d'accès à l'emploi. Pour ces diverses raisons, nous pensons que l'étude des transitions à partir des contrats aidés concerne une population bien déterminée d'individus qui est faiblement représentée dans notre échantillon de travailleurs temporaires.

⁶Les contrats temporaires ou contrats courts sont définis comme l'ensemble des contrats à durée limitée du secteur privé regroupant les contrats à durée déterminée (CDD), y compris les contrats saisonniers, et l'intérim. L'apprentissage, les stages et les contrats aidés (contrats d'avenir (CA), contrat initiative emploi (CIE), contrat d'accompagnement dans l'emploi (CAE)...) sont en re-

Cependant, la seule dimension dans l'enquête Emploi qui permet d'identifier les CTT est la variable de « statut » d'emploi et celle de « précarité de l'emploi ». Ainsi nous pouvons identifier le contrat à durée déterminée, le contrat intérimaire et le contrat saisonnier et leurs durées (cf. Annexe 2, questions A7-a et A7-e). À ce stade, il faut noter que ce découpage « statutaire » n'est réalisé que pour les salariés du privé. Pour les salariés du public, nous disposons uniquement de l'information si l'individu est salarié de l'état ou d'une collectivité locale sous un contrat à durée limitée (cf. Annexe 2, question A7-f).

TAB. 2.4 – Répartition des CTT selon le genre dans le secteur privé et public

	Homme		Femme		Total
	N	%	N	%	
Secteur privé					
Contrat à durée déterminée	1961	40.25	2114	26.14	4075
Contrat intérimaire et saisonnier	1321	59.75	748	73.86	2069
Total	3282	100	2862	100	6144
Secteur public					
Contrat de travail temporaire	981	33.81	1920	66.19	2901

L'étude des transitions des contrats de travail temporaire selon le statut de ce contrat (contrat à durée déterminée, contrat saisonnier ou contrat intérimaire) nous oblige à séparer le secteur privé du secteur public. Ce choix est justifié, tout d'abord, par le manque d'information de la nature du statut de contrat travail temporaire vanche exclus. Les emplois dits stables sont les emplois salariés en contrat à durée indéterminée (CDI).

dans le secteur public et par la rareté des études qui comparent le phénomène de transition des contrats de travail temporaire entre le secteur public et le secteur privé⁷. L'étude des transitions des contrats de travail temporaire sera réalisée, en premier lieu, sur l'échantillon des salariés du secteur privé représenté par 6144 observations parmi lesquelles nous observons 4075 individus sous un contrat à durée déterminée et 2069 individus occupant un emploi occasionnel en tant qu'intérimaire ou saisonnier. En deuxième lieu, nous étudions les transitions sur l'échantillon des travailleurs sous un contrat de travail temporaire du secteur public représenté par 2901 observations parmi lesquelles nous observons 981 hommes et 1920 femmes (cf. tableau 2.4).

⁷A notre connaissance une des rares études qui s'est focalisée sur le phénomène de tremplin vers le CDI dans le secteur public est celle de Tunny et Mangan (2004).

2.6 Analyse non paramétrique des transitions

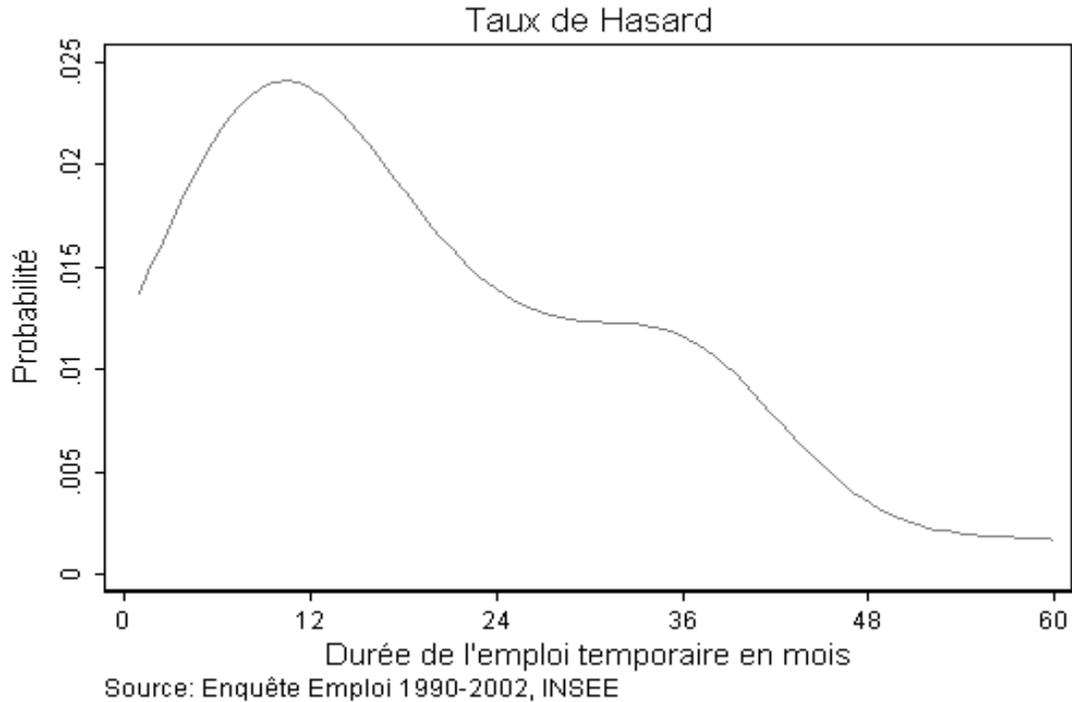


FIG. 2.7 – Transition des contrats de travail temporaire vers un CDI

Pour compléter l'analyse descriptive des transitions à partir d'un contrat de travail temporaire (CTT), nous avons estimé le taux de hasard à partir d'un CTT vers un CDI en appliquant la méthode de Klein et Moeschberger (1997).

Dans la figure 2.7, nous représentons le taux de hasard pour l'ensemble des individus pour une transition à partir d'un contrat de travail temporaire vers un contrat à durée indéterminée. Nous remarquons que le taux de hasard est non monotone. Ce dernier est croissant jusqu'au 12ème mois, mais au delà il est décroissant. Cette analyse confirme qu'une embauche sous un CTT durant plus d'une année réduit

significativement les chances de transiter vers un emploi permanent.

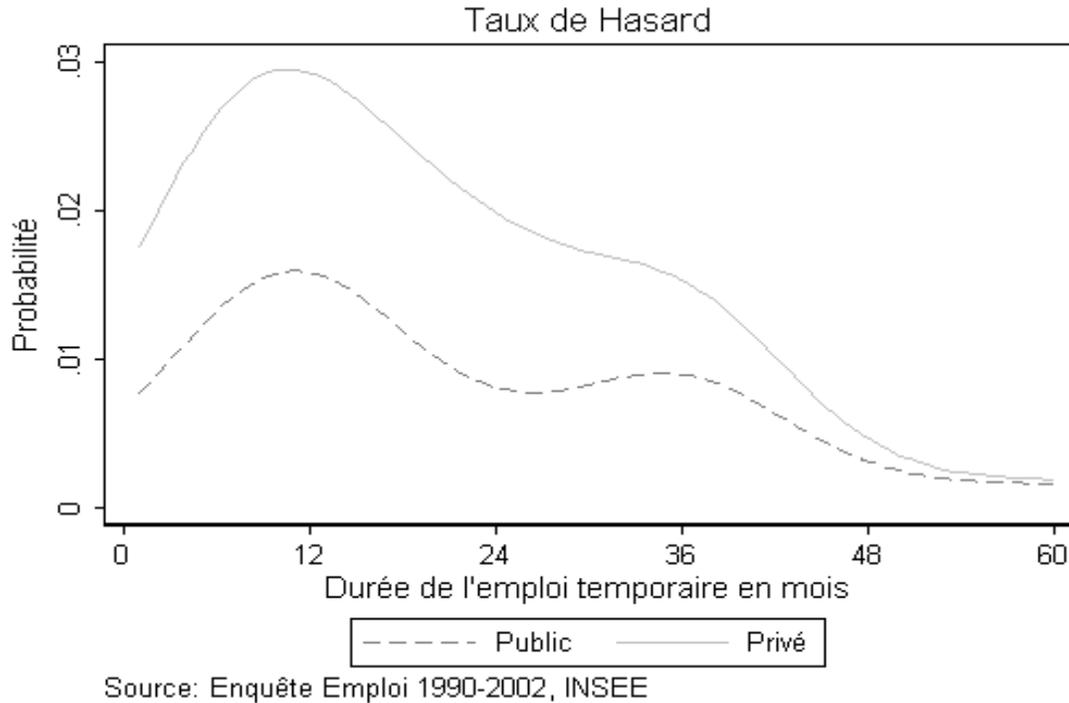


FIG. 2.8 – Transition des contrats temporaires vers un CDI par secteur : public-privé

Une deuxième estimation de la fonction de hasard est réalisée en distinguant les travailleurs temporaires des secteurs public et privé. La figure 2.8 montre que la fonction de hasard des salariés du privé est toujours située au dessus de celle des salariés du public. Donc, le statut de l'employeur (public/privé) influence significativement la chance de voir le CTT suivi d'un CDI. Nous pouvons remarquer, aussi bien dans le public que dans le privé, que la probabilité de transition d'un CTT vers un CDI est assez élevée durant la première année, mais au delà, cette probabilité décroît dans

les deux secteurs.

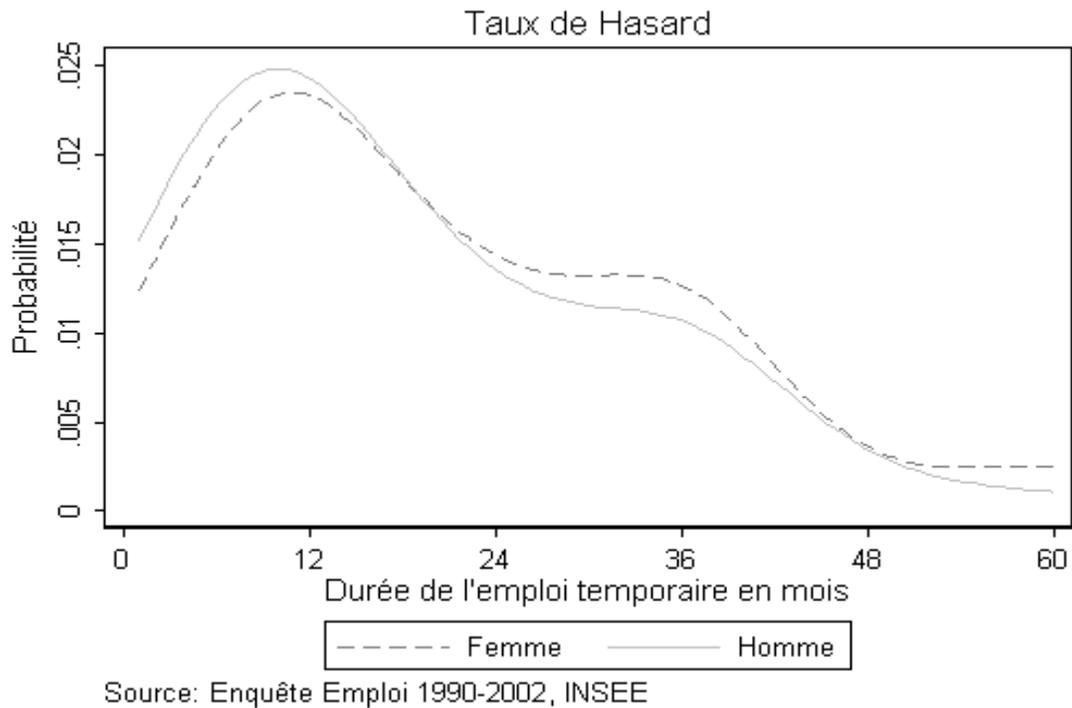


FIG. 2.9 – Transition des contrats temporaires vers un CDI par genre dans le secteur privé

Le taux de hasard mesurant la probabilité conditionnelle de transition d'un CTT vers un CDI dans le privé, représenté sur la figure 2.9, montre que les hommes avec un CTT de courte durée ont plus de chances d'accéder à un CDI que les femmes avec la même durée de contrat temporaire. Au delà du 12ème mois, nous observons la même allure décroissante du taux de hasard pour les hommes et les femmes travaillant dans le privé. Dans cette phase décroissante, c'est la fonction de hasard des travailleurs féminins qui est située au dessus de celles des travailleurs masculins. Les femmes ont

des taux de sortie plus importants vers l'emploi stable après le 18^{ème} mois. Comme si le mauvais signal de précarité de l'emploi était moins handicapant pour les femmes et que la précarité pour les femmes était moins un signal de faible performance (cf. Havet, 2006). Nous pouvons conclure à partir de cette analyse que, pour les hommes et les femmes dans le secteur privé, le phénomène de tremplin vers le CDI est observé surtout durant la première année. Donc, être sous un CTT plus qu'une année envoie un signal négatif aux employeurs sur les caractéristiques du travailleur et nous observons par la suite, au delà de la première année, moins de CTT transformés en CDI dans le secteur privé.

La probabilité de transition des femmes occupant un contrat de travail temporaire est supérieure à celle des hommes dans le secteur public. La figure 2.10 montre un taux de hasard pour les femmes situé au dessus du hasard des hommes. Ce résultat s'oppose complètement au résultat retrouvé dans le secteur privé (figure 2.9). La discrimination négative envers les femmes dans la nature des transitions à partir d'un CTT confirmée dans la totalité des travaux empiriques s'inverse dans le secteur public en discrimination positive. Cela peut être expliqué par le fait qu'il existe moins de discrimination par genre dans le secteur public et que la transformation des contrats précaires en contrats permanents est basée sur la qualité du travailleur et l'effort fourni durant la période de la relation temporaire entre l'employeur et l'employé.

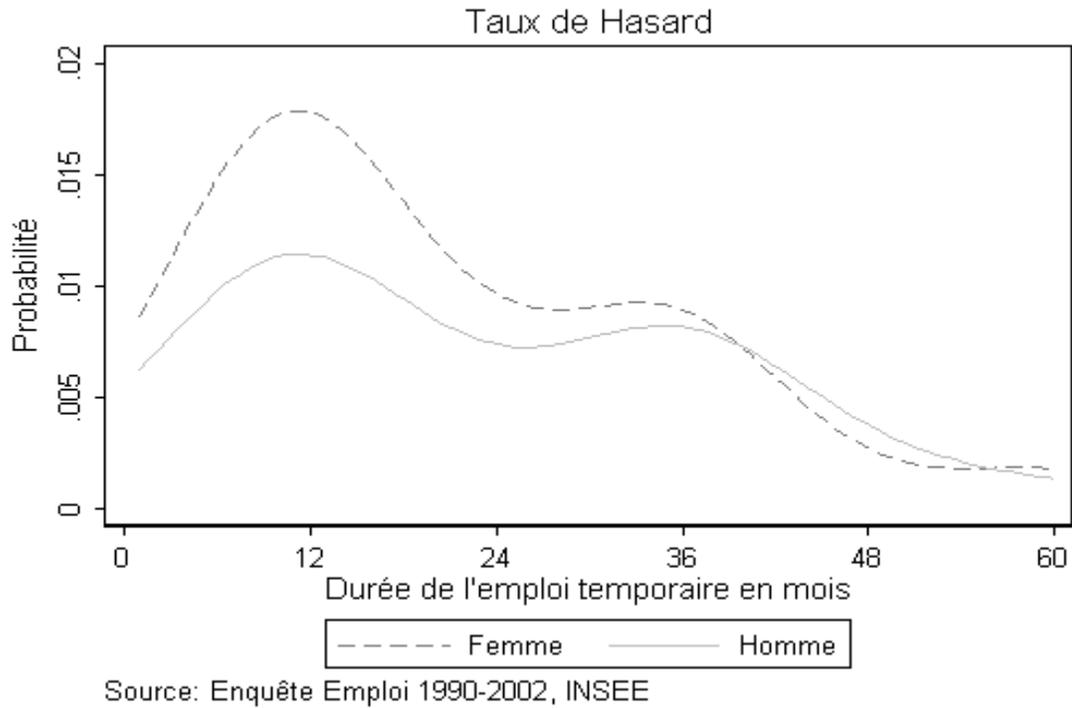


FIG. 2.10 – Transition des contrats temporaires vers un CDI par genre dans le secteur public

2.7 Modélisation économétrique

Dans notre étude économétrique, nous développons un modèle de transition à risques concurrents, de type Cox à risques proportionnels (Cox and Oakes, 1988). Ce type de modèle permet de contrôler en plus des déterminants standard de la transition à partir d'un contrat de travail temporaire, l'effet de la durée passée dans l'emploi temporaire sur la probabilité de transiter vers un autre statut sur le marché du travail. Pour chaque type de transition, nous allons définir une fonction de risque indépendante que nous appellerons risque spécifique à chaque transition.

Le modèle à risques concurrents utilise des informations concernant la durée de l'état dans lequel l'individu se retrouve et l'état de transition. La probabilité de chaque transition est une fonction de la durée de l'état initial (CTT). Ceci désigne le taux ou la fonction de risque. Le modèle à risque concurrent a été utilisé couramment dans la recherche biomédicale et en sciences sociales, par Cox (1972), Kalbfleish et Prentice (1980), Heckman et Singer (1984) et Kiefer (1988).

Dans notre étude, nous distinguons trois statuts de transition sur le marché du travail à partir d'un état initial sous un contrat de travail temporaire : (statut 1) contrat à durée indéterminée (CDI), (statut 2) contrat de travail temporaire (CTT)⁸ regroupant les contrats à durée déterminée, les contrats intérimaires et les contrats saisonniers et enfin (statut 3) le chômage. Pour chaque type de transition, nous allons définir une fonction de risque spécifique à chaque état.

Le terme de durée T_i est employé de manière générale pour désigner la durée écoulée depuis l'embauche sous un contrat de travail temporaire. Cette durée s'interrompt lors de la réalisation d'un événement qui peut être interprété comme une transition d'un état initial (CTT) vers un autre état. La durée T_i est une variable aléatoire, réelle et positive.

Dans le modèle à risques concurrents, l'ensemble des états de transition est indiqué par une variable discrète et les différentes transitions entre les états sur le marché du travail sont formalisées par des taux de transition (cf. Flinn et Heckman (1982), Heckman et Singer (1984)). Soit k_i une variable aléatoire indiquant le type de transition qui s'est produit pour l'individu i . Le risque $h_{ik}(t)$ de type k à la date t

⁸ Nous avons regroupé tous les contrats temporaires en une seule classe pour avoir des échantillons suffisamment grand et pour faciliter l'interprétation des résultats des estimations.

pour l'individu i , correspondant à une transition vers un statut de type k , se définit comme suit :

$$h_{ik}(t) = \lim_{\Delta t \rightarrow 0} \frac{Pr \{t \leq T_i \leq t + \Delta t / T_i \geq t\}}{\Delta t}, \quad k = 1, 2, 3 \quad (2.1)$$

La fonction de risque $h_{ik}(t)$ permet de mesurer, à chaque instant, la probabilité conditionnelle qu'une durée d'emploi sous un contrat de travail temporaire s'achève entre t et $t + \Delta t$ périodes, sachant que l'emploi temporaire a déjà duré t périodes. Le risque global de transition est égal à la somme de tous les risques spécifiques à chaque type de transition :

$$h_i(t) = \sum_k h_{ik}(t) \quad (2.2)$$

A partir de la fonction de risque, définie ci dessus, nous déterminons la fonction de survie définie comme l'exponentielle du hasard intégré. La survie permet de mesurer la probabilité que la durée de l'emploi soit supérieure ou égale à t :

$$S_k(t) = exp \left\{ - \int_0^t h_k(u) du \right\} \quad (2.3)$$

Les modèles de durée se prêtent à divers types d'estimation. Afin d'évaluer les disparités des risques de mobilité à partir d'un contrat de travail temporaire sur le marché du travail résultant a priori d'un ensemble de facteurs exogènes décrivant les caractéristiques des individus, il nous semble nécessaire d'évaluer les effets de ces facteurs sur les probabilités de transition d'un CTT à un autre statut sur le marché du travail. Pour ce faire, il nous faudra donc utiliser une méthode d'estimation paramétrique ou semiparamétrique. Il existe deux sortes de modèles de durée conditionnels aux variables explicatives : les modèles à vie accélérée et les modèles à risques proportionnels.

Dans les modèles à vie accélérée, les régresseurs ont un effet multiplicatif sur la fonction de survie de base c'est-à-dire la fonction de survie de l'individu de référence, issu d'une population homogène dont les caractéristiques correspondent aux valeurs nulles des variables explicatives. Dans les modèles à risques proportionnels introduits par Cox (1972), les régresseurs ont un effet multiplicatif sur la fonction de risque. Dans notre étude de l'impact des variables explicatives sur la transition des CTT, nous choisirons le modèle de transition à risque concurrent, de type Cox à risques proportionnels. Le modèle s'écrit :

$$h_k(t_i/X, \beta) = h_{0k}(t_i) \exp(x_i \beta_k) \quad (2.4)$$

où t_i est la durée d'un épisode d'emploi sous un contrat de travail temporaire pour un individu i , $h_k(t_i/X)$ est la fonction de risque d'une transition de type k qui dépend alors du vecteur X de coefficients β , et d'une variable aléatoire $h_{0k}(t_i)$ qui représente la durée d'un CTT au moment où l'individu transite vers un autre statut sur le marché du travail. Étant inconnus, les coefficients β et la fonction de risque $h_{0k}(t_i)$ devront être estimés. Ils sont supposés être les mêmes pour tous les individus.

Le choix d'un modèle à risque proportionnel donne l'opportunité d'estimer le modèle par une méthode semi-paramétrique (Kalbfleisch and Prentice(1980) et Cox and Oakes (1984)) ce que ne permet pas un modèle à vie accélérée. Il n'est alors plus nécessaire de spécifier la forme de la fonction $h_{0k}(t_i)$, donc de postuler une distribution arbitraire des durées, puisque le risque de base est estimé non-paramétriquement⁹.

⁹Les estimations paramétriques supposent comme donnée la forme de la distribution de base. Ainsi, la fonction de risque de base $h_{0k}(t_i)$ peut, par exemple, être distribuée selon une loi exponentielle ou une loi de Weibull. Les paramètres sont alors estimés par la méthode classique du

Dans ce modèle nous posons une hypothèse sur le rôle joué par les différentes caractéristiques, sans faire d'hypothèse sur la distribution des risques au cours du temps. Dans le modèle à risques proportionnels, les risques des individus possédant une caractéristique donnée sont multipliés à chaque instant par une constante en comparaison avec les risques associés aux individus qui ne possèdent pas cette caractéristique. L'estimation des paramètres β est obtenue par maximisation de la fonction de vraisemblance partielle. La contribution individuelle pour un individu i ayant une transition du type k s'écrit :

$$L_i = f_k(t_i/X_{ik}, \beta_k) \prod_{k \neq r} S_r(t_i/X_{ir}, \beta_r) \quad (2.5)$$

où k représente l'événement d'ordre k et r regroupe dans le terme de produit tous les états qui survivent exceptés k . La fonction de vraisemblance pour la totalité de l'échantillon est donnée par :

$$L = \prod_{i=1}^n f_k(t_i/X_{ik}, \beta_k) \prod_{k=1}^r S_k(t_i/X_{ik}, \beta_k) \quad (2.6)$$

Un indicateur de censure est défini par :

$$\delta_{ik} = \begin{cases} 1 & \text{si l'individu } i \text{ transite vers l'état } k \\ 0 & \text{sinon} \end{cases}$$

où $\delta_i = 1$, l'observation est identifiée au risque k ; dans le cas où $\delta_i = 0$, l'observation est censurée à droite. En introduisant δ_{ik} dans la fonction de vraisemblance, la vraisemblance est égale à :

maximum de vraisemblance.

$$L = \prod_{k=1}^r \prod_{i=1}^n f_k(t_i/X_{ik}, \beta_k)^{\delta_{ik}} S_k(t_i/X_{ik}, \beta_k)^{1-\delta_{ik}} \quad (2.7)$$

Dans le cas de cette estimation, les risques associés à chacune des formes de mobilité pourraient être estimés en tronquant la durée d'activité des individus connaissant une autre forme de mobilité, ce qui revient à estimer les risques associés à un motif de mobilité en l'absence de tout autre motif, et donc à admettre que les différents motifs sont indépendants entre eux.

2.8 Transition des contrats de travail temporaire

L'analyse descriptive des transitions sur le marché du travail a montré que les individus sous un contrat de travail temporaire ne sont pas tous égaux tant dans l'accession à un poste de travail sous un contrat à durée indéterminée, que dans la conservation de celui-ci. Ce faisant, elle suscite un certain nombre d'interrogations pour comprendre les mécanismes à l'oeuvre et permettre de dégager les paramètres explicatifs des tendances observées. C'est précisément à ce type de questions que nous tentons de répondre dans notre analyse. En mettant en oeuvre un modèle de transition à risque concurrent, de type Cox à hasard proportionnel, nous cherchons à mettre en lumière l'effet des variables individuelles, de l'entreprise dans laquelle l'individu est sous un contrat de travail temporaire au début de la période et de l'activité exercée (cf. tableau 2.5) sur les transitions effectuées d'un statut de travail à un autre.

Nous étudions les transitions, en premier lieu, sur l'ensemble des travailleurs temporaires du secteur privé. En deuxième lieu, le modèle a été estimé séparément

pour les hommes et les femmes. En fait, nous posons d'emblée l'hypothèse selon laquelle ce ne sont pas nécessairement les mêmes variables, plus particulièrement les mêmes caractéristiques individuelles, qui peuvent expliquer, chez un homme ou chez une femme, les probabilités de transition à partir d'un contrat de travail temporaire vers les autres statuts sur le marché du travail. Une même variable pourrait même bien se révéler jouer de façon opposée pour les hommes et les femmes. En troisième lieu, nous nous intéressons à l'étude des transitions des contrats de travail temporaire dans le secteur public vers les différents statuts sur le marché du travail (contrat à durée indéterminée, contrat de travail temporaire ou chômage) sur la totalité de l'échantillon et enfin séparément pour les hommes et les femmes.

2.8.1 Transition des contrats temporaires dans le secteur privé

Les résultats de l'estimation des transitions des contrats à durée déterminée et des contrats occasionnels (intérimaires et saisonniers) par un modèle de Cox à hasard proportionnel sont présentés dans le tableau 2.6. La probabilité de transition vers un CDI ou vers un autre contrat de travail temporaire ou vers le chômage est ici expliquée par des caractéristiques individuelles (âge, diplôme, sexe, statut marital), l'ancienneté de l'entreprise dans laquelle l'individu est sous un contrat de travail temporaire au début de la période, la taille de l'entreprise, le temps du travail, et enfin son secteur de l'activité.

La probabilité de transition des contrats à durée déterminée et des contrats occasionnels vers un CDI est plus élevée pour les hommes que pour les femmes. Le résultat

est conforme à ceux obtenus par Güell et Petrongolo (2007), Hagen (2002), Booth et al (2002a) et Lazear et Rosen (1990) qui montrent une plus forte vulnérabilité à la précarité de la part des femmes. Ce résultat peut provenir d'une discrimination sur le marché du travail, mais peut également venir du fait que les femmes sont plus nombreuses à enregistrer des sorties vers le chômage. Les chances de posséder un emploi permanent pour ceux qui occupaient un contrat à durée déterminée sont

TAB. 2.5 – Modalités de chacune des caractéristiques prises en compte

Caractéristiques individuelles		Caractéristiques de l'unité de production		Caractéristiques de l'activité exercée	
Sexe		Secteur d'activité		Temps plein-partiel	
Homme ^a	REF ^b	Agriculture		Temps complet	
Femme		Industrie		T-partiel : [30h, +[
Age		Construction		T-partiel : [15, 29h[
Age 16-24	REF	Tertiaire	REF	T-partiel : [0, 15h [REF
Age 25-39		Taille de l'entreprise		Ancienneté en années	
Age 40-49		T1 : [0,49]	REF	Courte : [0 , 1[
Age 50-59		T2 : [50,99]		Moyenne : [1 , 5[
Age 60-64		T3 : [100,499]		Longue : [5 , +[REF
Diplôme		T4 : [500 , +]			
Diplôme supérieur	REF	Domaine			
Baccalauréat + 2ans		Public ^c			
Baccalauréat		Privé			
CAP, BEP					
BEPC					
Aucun diplôme ou CEP					

^aNous ferons en plus de l'analyse regroupant les deux genres, des analyses séparées pour les hommes et pour les femmes.

^bModalité prise comme référence dans le modèle de transition à risque concurrent, de type Cox à hasard proportionnel.

^c Nous ferons des analyses séparées des transitions des contrats de travail temporaire pour le secteur public et le secteur privé.

plus élevées pour les mariés par rapport aux veufs et aux divorcés. Par contre, les célibataires sous CDD retrouvent plus de difficultés à accéder à un CDI.

L'âge exerce un effet discriminant sur les probabilités de transition aux différents statuts sur le marché du travail selon les CDD et les contrats occasionnels. En effet, les résultats montrent que, par rapport aux jeunes de 16 à 25 ans sous un CDD, les salariés âgés de 25 à 39 ans obtiennent plus facilement un CDI. De même, les intérimaires ou les saisonniers appartenant à cette même classe d'âge transitent vers un CDI. Les occupants d'emplois occasionnels âgés de plus de 40 ans ont une probabilité positive de transiter vers un autre contrat de travail temporaire.

Ce résultat semble confirmer que, pour les plus âgés, le contrat de travail temporaire semble être une impasse pour l'emploi permanent et ce type de contrat de travail est probablement moins stigmatisant pour les moins âgés.

TAB. 2.6: Transition des contrats de travail temporaire du secteur privé par un modèle de Cox à hasard proportionnel

	Transition des Contrats à durée déterminée vers :				Transition des intérimaires et des saisonniers vers :			
	Contrat à durée indéterminée		Contrat temporaire		Contrat à durée indéterminée		Contrat temporaire	
	Chômage	Chômage	Chômage	Chômage	Chômage	Chômage	Chômage	
Femme	-0.116** (0.058)	0.047 (0.05)	0.163** (0.081)	-0.258** (0.116)	-0.035 (0.062)	-0.048 (0.124)		
AGE25-39	0.291*** (0.075)	0.019 (0.063)	0.035 (0.101)	0.274* (0.154)	0.106 (0.082)	-0.256* (0.144)		
AGE40-49	0.083 (0.101)	0.036 (0.087)	0.038 (0.139)	0.203 (0.201)	0.271*** (0.105)	-0.669*** (0.211)		
AGE50-59	-0.095 (0.136)	-0.021 (0.112)	0.351** (0.169)	0.493 (0.344)	0.168 (0.135)	-0.402 (0.287)		
AGE60-64	-0.254 (0.371)	0.519** (0.225)	-0.040 (0.435)	0.502 (0.491)	0.041 (0.319)	0.277 (0.484)		
Célibataire	-0.247* (0.133)	0.051 (0.118)	-0.273 (0.173)	-0.110 (0.229)	0.173 (0.132)	-0.414* (0.236)		
Marié	0.462*** (0.122)	-0.012 (0.109)	-0.413*** (0.147)	0.021 (0.213)	0.096 (0.124)	-0.367* (0.222)		
Européen	0.195* (0.106)	0.088 (0.104)	-0.215 (0.142)	0.157 (0.198)	-0.106 (0.096)	0.004 (0.202)		
Baccalauréat + 2 ans	0.281** (0.139)	-0.169 (0.105)	0.068 (0.205)	0.413 (0.368)	0.184 (0.255)	0.677 (0.631)		
Baccalauréat	0.252* (0.133)	-0.132 (0.098)	0.094 (0.197)	-0.121 (0.363)	0.369 (0.233)	0.806 (0.604)		
CAP, BEP	0.279** (0.122)	-0.123 (0.088)	-0.388** (0.175)	-0.063 (0.333)	0.315 (0.222)	0.849 (0.589)		
BEPC seul	0.228 (0.154)	-0.284** (0.121)	0.482** (0.209)	-0.444 (0.394)	0.376 (0.239)	0.843 (0.618)		
Aucun diplôme	-0.245** (0.122)	-0.225** (0.09)	0.468*** (0.175)	-0.435 (0.333)	0.267 (0.221)	0.867 (0.588)		
Courte : [0 , 1[1.010***	0.411***	0.297	0.361**	0.206**	0.210		

Suite page suivante...

... Suite du tableau 2.6

	Transition des Contrats à durée déterminée vers :			Transition des inférimaires et des saisonniers vers :		
	Contrat à durée indéterminée	Contrat temporaire	Chômage	Contrat à durée indéterminée	Contrat temporaire	Chômage
Moyenne : [1 , 5[0.182 (0.117)	0.106 (0.083)	0.416* (0.219)	-0.156 (0.171)	-0.027 (0.088)	0.577** (0.261)
T2 : [50 , 99]	0.262*** (0.098)	0.182 (0.122)	0.036 (0.144)	0.477*** (0.169)	-0.004 (0.114)	0.223 (0.195)
T3 : [100 , 499]	0.076 (0.081)	0.367*** (0.062)	0.051 (0.111)	0.049 (0.135)	0.085 (0.072)	0.011 (0.149)
T4 : [500 , +]	0.041 (0.079)	0.136** (0.068)	0.203** (0.102)	-213 (0.137)	-0.034 (0.072)	-0.076 (0.139)
Temps complet	0.589*** (0.159)	-0.006 (0.133)	-0.417** (0.185)	-0.543 (0.332)	0.441* (0.263)	-0.258 (0.392)
T-partiel : [30h, +[-0.357* (0.195)	-0.118 (0.157)	-0.732*** (0.248)	-608 (0.502)	0.447 (0.325)	0.156 (0.51)
T-partiel : [15, 29h[-0.177 (0.169)	-0.086 (0.141)	-0.252 (0.195)	-0.091 (0.376)	0.181 (0.297)	0.042 (0.44)
Industrie	0.521*** (0.1)	-0.508*** (0.135)	-0.492*** (0.135)	-0.365 (1.008)	-0.127 (0.505)	-0.375 (1.231)
Construction	-0.271 (0.17)	0.418** (0.212)	-0.269 (0.237)	-0.548 (0.237)	0.351 (0.237)	0.954*** (0.237)
Tertiaire	-0.197** (0.079)	0.185** (0.073)	-0.074 (0.108)	-0.068 (0.13)	0.287*** (0.079)	-0.365*** (0.125)
N	4075	4075	4075	2069	2069	2069
Log vraisemblance	-10390.66	-14081.46	-5611.324	-2620.479	-8953.669	-2320.302

Seuil de Significativité : * : 10% ** : 5% *** : 1%

La probabilité de transition des CDD vers un CDI semble être influencée significativement par le niveau de diplôme, contrairement au cas des intérimaires et des saisonniers. Les salariés sous un CDD au départ ayant un diplôme d'un niveau équivalent au baccalauréat plus deux ans, au baccalauréat, à un CAP ou à un BEP ont une probabilité positive et significative d'accéder à un CDI par rapport à ceux ayant un diplôme de niveau supérieur. Curieusement, les titulaires d'un diplôme supérieur ne sont pas particulièrement avantagés pour l'obtention d'un CDI. Cela peut être expliqué par le fait que les individus possédant un tel diplôme peuvent avoir des salaires de réserve assez élevés engendrant des coûts salariales importants supportés par les entrepreneurs. Un tel coût rend plus difficile leur insertion sur le marché du travail. En revanche, les individus ayant un faible niveau d'éducation équivalent à un BEPC ou ayant aucun diplôme transitent plutôt vers le chômage.

La transition des individus varie également en fonction de la taille de l'entreprise dans laquelle ils occupaient un contrat de travail temporaire. Par rapport aux entreprises employant moins de 50 salariés, les chances d'accès à un CDI sont plus élevées dans les entreprises de taille moyenne (50 à 99 salariés) pour les travailleurs qui occupaient un CDD ou un emploi occasionnel. Cette probabilité diminue globalement avec le nombre de salariés de l'entreprise puisque les employés embauchés sous un CDD dans une entreprise de plus de 100 salariés ont une probabilité positive et significative de se retrouver encore une fois sous un autre contrat de travail temporaire ou au chômage un an plus tard.

Le fait de travailler à temps partiel réduit significativement l'accès à un emploi permanent. En effet, être sous un CDD à temps complet a un effet positif et significatif sur la probabilité de transiter vers un CDI, par rapport à ceux travaillant

moins de 15 heures par semaine. Par contre ceux travaillant à temps complet en tant que saisonniers ou intérimaires ont moins de chance d'accéder à un CDI et ils ont une probabilité positive et significative de se retrouver encore une fois confinés sous un autre contrat de travail temporaire. Ce résultat est en concordance avec la plupart des résultats obtenus par la littérature et notamment ceux de Booth et al. (2002). Ils 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.

Enfin, les individus travaillant dans l'industrie sous un CDD ont une probabilité d'obtenir un CDI plus élevée que ceux travaillant dans le secteur agricole. Par contre ceux travaillant dans le secteur tertiaire ont une probabilité négative d'accéder au CDI et ont plus de chances de se retrouver encore une fois sous un contrat de travail temporaire. Ce résultat est cohérent avec l'idée que le développement du secteur tertiaire s'est accompagné d'une augmentation de la précarité de l'emploi. Nous retrouvons des résultats différents pour les intérimaires et les saisonniers. En effet, travailler dans la construction ou dans le secteur tertiaire sous un emploi occasionnel représente une impasse pour l'individu puisque il a une forte probabilité de se retrouver un an plus tard encore dans une situation précaire ou au chômage.

Le tableau 2.7 et le tableau 2.8 présentent l'estimation des transitions des contrats de travail temporaire respectivement pour les hommes et pour les femmes.

TAB. 2.7: Transition des hommes sous un contrat de travail temporaire du secteur privé par un modèle de Cox à hasard proportionnel

	Transition des Contrats à durée déterminée vers :				Transition des intérimaires et des saisonniers vers :			
	Contrat à durée indéterminée		Contrat temporaire		Contrat à durée indéterminée		Contrat temporaire	
	indéterminée	temporaire	Chômage	Chômage	indéterminée	temporaire	Chômage	Chômage
AGE25-39	0.211** (0.111)	0.057 (0.091)	0.032 (0.141)	0.032 (0.141)	0.248 (0.184)	0.148 (0.099)	0.148 (0.165)	-0.153 (0.165)
AGE40-49	0.136 (0.141)	0.227* (0.127)	0.546*** (0.194)	0.546*** (0.194)	-0.243 (0.25)	0.437*** (0.129)	0.437*** (0.266)	-0.400 (0.266)
AGE50-59	-0.246 (0.199)	-0.148 (0.176)	0.904*** (0.238)	0.904*** (0.238)	-0.091 (0.311)	0.343** (0.165)	0.343** (0.359)	-0.224 (0.359)
AGE60-64	-1.312 (1.011)	0.921*** (0.319)	1.277** (0.542)	1.277** (0.542)	0.341 (0.631)	0.444 (0.361)	0.444 (0.743)	0.157 (0.743)
Célibataire	-0.206 (0.231)	-0.096 (0.203)	0.097 (0.274)	0.097 (0.274)	-0.519 (0.344)	0.336 (0.205)	0.336 (0.377)	-0.094 (0.377)
Marié	0.350*** (0.121)	-0.137 (0.195)	-0.484* (0.258)	-0.484* (0.258)	-0.023 (0.325)	0.191 (0.195)	0.191 (0.365)	-0.496 (0.365)
Européen	0.055 (0.142)	-0.026 (0.125)	-0.166 (0.193)	-0.166 (0.193)	0.032 (0.22)	-0.064 (0.117)	-0.064 (0.246)	-0.045 (0.246)
Baccalauréat + 2 ans	0.639*** (0.218)	-0.329* (0.186)	0.217 (0.427)	0.217 (0.427)	-0.225 (0.472)	0.853 (0.618)	0.853 (1.087)	0.162 (1.087)
Baccalauréat	0.369* (0.211)	-0.101 (0.156)	-0.812** (0.38)	-0.812** (0.38)	-0.969** (0.472)	1.180** (0.595)	1.180** (1.040)	0.581 (1.040)
CAP, BEP	0.534*** (0.192)	-0.053 (0.139)	-0.883** (0.358)	-0.883** (0.358)	-0.730* (0.409)	1.155** (0.585)	1.155** (1.024)	0.445 (1.024)
BEPC seul	0.321 (0.252)	0.044 (0.195)	0.334 (0.421)	0.334 (0.421)	-1.185** (0.532)	1.206** (0.603)	1.206** (1.054)	0.727 (1.054)
Aucun diplôme	-0.238 (0.192)	-0.144 (0.137)	0.941*** (0.355)	0.941*** (0.355)	-1.100*** (0.407)	1.031* (0.584)	1.031* (1.021)	0.634 (1.021)
Courte : [0 , 1[1.121*** (0.175)	0.608*** (0.142)	0.390 (0.356)	0.390 (0.356)	0.399* (0.218)	0.232* (0.119)	0.232* (0.398)	0.265 (0.398)
Moyenne : [1 , 5[0.119	0.333**	0.596	0.596	-0.177	0.051	0.051	0.883**

Suite page suivante...

... Suite du tableau 2.7

	Transition des Contrats à durée déterminée vers :		Transition des inférimaires et des saisonniers vers :	
	Contrat à durée indéterminée	Contrat temporaire	Chômage	Contrat à durée indéterminée
	(0.179)	(0.139)	(0.366)	(0.232)
T2 : [50 , 99]	0.269* (0.138)	0.026 (0.149)	0.201 (0.203)	0.352 (0.219)
T3 : [100 , 499]	0.133 (0.11)	0.423*** (0.092)	-0.102 (0.175)	0.169* (0.092)
T4 : [500 , +]	-0.129 (0.116)	0.169* (0.112)	0.102 (0.157)	0.012 (0.087)
Temps complet	0.194 (0.321)	0.003 (0.238)	-0.443 (0.329)	0.228 (0.515)
T-partiel : [30h, +[0.094 (0.397)	-0.460 (0.335)	-1.457** (0.664)	0.806 (0.614)
T-partiel : [15, 29h[0.069 (0.349)	0.016 (0.259)	-0.494 (0.377)	0.083 (0.593)
Industrie	0.366*** (0.132)	-0.772*** (0.188)	0.314 (0.198)	0.666 (0.721)
Construction	-0.277 (0.177)	0.471** (0.223)	-0.285 (0.247)	0.168 (0.349)
Tertiaire	-0.250** (0.117)	0.312*** (0.119)	-0.077 (0.181)	0.009 (0.163)
N	1961	1961	1961	1321
Log vraisemblance	-4855.974	-5805.589	-2350.264	-1595.352
				-5292.464
				-1379.992

Seuil de Significativité : * : 10% ** : 5% *** : 1%

TAB. 2.8: Transition des femmes sous un contrat de travail temporaire du secteur privé par un modèle de Cox à hasard proportionnel

	Transition des Contrats à durée déterminée vers :				Transition des intérimaires et des saisonniers vers :			
	Contrat à durée indéterminée		Contrat temporaire		Contrat à durée indéterminée		Contrat temporaire	
	Chômage	Chômage	Chômage	Chômage	Chômage	Chômage	Chômage	
AGE25-39	0.034 (0.114)	-0.018 (0.091)	-0.011 (0.148)	0.351 (0.295)	0.034 (0.153)	-0.521* (0.298)		
AGE40-49	-0.022 (0.148)	-0.110 (0.121)	-0.366* (0.197)	0.909*** (0.349)	-0.025 (0.188)	-1.063*** (0.377)		
AGE50-59	-0.009 (0.191)	0.034 (0.147)	-0.089 (0.251)	1.536*** (0.425)	-0.210 (0.247)	-1.178** (0.488)		
AGE60-64	-0.100 (0.415)	0.192 (0.321)	-1.073 (0.741)	1.390* (0.804)	-1.229* (0.730)	0.208 (0.685)		
Célibataire	-0.266 (0.168)	0.093 (0.146)	-0.603*** (0.206)	0.335 (0.322)	0.045 (0.181)	-0.920*** (0.342)		
Marié	0.235 (0.151)	-0.011 (0.134)	-0.444** (0.181)	-0.259 (0.306)	0.112 (0.165)	-0.088 (0.286)		
Européen	0.486*** (0.16)	0.457** (0.209)	-0.259 (0.216)	0.652 (0.523)	-0.185 (0.173)	-0.043 (0.361)		
Baccalauréat + 2 ans	0.125 (0.181)	0.314** (0.131)	-0.148 (0.235)	0.923 (0.647)	0.205 (0.301)	0.926 (0.787)		
Baccalauréat	0.163 (0.173)	0.298** (0.128)	-0.380 (0.245)	0.704 (0.634)	0.199 (0.271)	0.631 (0.763)		
CAP, BEP	-0.004 (0.162)	-0.173 (0.116)	0.052 (0.208)	0.581 (0.608)	0.051 (0.254)	0.961 (0.732)		
BEPC seul	0.029 (0.195)	-0.440*** (0.156)	0.211 (0.245)	0.293 (0.661)	0.167 (0.275)	0.481 (0.781)		
Aucun diplôme	0.179 (0.161)	-0.281** (0.122)	0.195 (0.21)	0.078 (0.621)	0.256 (0.252)	0.602 (0.739)		
Courte : [0 , 1[0.851*** (0.155)	0.257** (0.109)	0.270 (0.265)	0.461* (0.265)	0.146 (0.131)	0.175 (0.336)		
Moyenne : [1 , 5[0.205	-0.062	0.249	0.023	-0.203	0.366		

Suite page suivante...

... Suite du tableau 2.8

	Transition des Contrats à durée déterminée vers :			Transition des inférimaires et des saisonniers vers :		
	Contrat à durée indéterminée	Contrat temporaire	Chômage	Contrat à durée indéterminée	Contrat temporaire	Chômage
	(0.156)	(0.105)	(0.277)	(0.274)	(0.14)	(0.362)
T2 : [50 , 99]	0.253 (0.241)	0.283** (0.117)	-0.119 (0.206)	0.536* (0.284)	-0.058 (0.187)	0.472 (0.309)
T3 : [100 , 499]	0.023 (0.117)	0.331*** (0.086)	0.181 (0.145)	0.072 (0.234)	-0.043 (0.123)	-0.102 (0.264)
T4 : [500 , +]	0.216** (0.112)	0.149 (0.093)	0.298** (0.136)	-0.252 (0.265)	-0.127 (0.13)	-0.027 (0.258)
Temps complet	0.380** (0.187)	-0.075 (0.162)	-0.461** (0.226)	-0.838** (0.388)	0.585* (0.316)	-0.355 (0.434)
T-partiel : [30h, +[0.455** (0.226)	-0.077 (0.184)	-0.645** (0.281)	-0.675 (0.563)	0.323 (0.393)	0.086 (0.572)
T-partiel : [15, 29h[-0.203 (0.195)	-0.134 (0.168)	-0.200 (0.232)	-0.151 (0.428)	0.245 (0.352)	-0.255 (0.504)
Industrie	0.753*** (0.159)	-0.058 (0.196)	-0.705*** (0.191)	0.206 (1.023)	-0.667 (0.716)	-0.458 (0.491)
Construction	0.006 (0.712)	0.479 (0.711)	0.244 (1.007)	-0.234 (0.168)	0.431*** (0.159)	0.158 (0.159)
Tertiaire	-0.208* (0.108)	0.091 (0.094)	-0.092 (0.138)	-0.388* (0.236)	0.044 (0.134)	-0.324 (0.224)
N	2114	2114	2114	748	748	748
Log vraisemblance	-4537.558	-6943.902	-2711.27	-747.883	-2782.072	-704.863

Seuil de Significativité : * : 10% ** : 5% *** : 1%

Pour la clarté de l'interprétation des résultats, nous envisagerons de mettre l'accent, pour les hommes et les femmes, sur les facteurs qui favorisent la détention d'un emploi typique sous un CDI, ceux qui facilitent le maintien dans cet emploi temporaire ou qui accélèrent l'exclusion marché du travail.

Pour les travailleurs masculins sous un CDD, le fait d'appartenir à la classe d'âge (25-39), et avoir un niveau de diplôme équivalant à un baccalauréat plus de deux ans, un baccalauréat, un CAP ou un BEP, constituent des facteurs qui apportent une garantie supplémentaire d'obtenir un CDI, comparativement aux individus de la première classe d'âge (16-25) et ceux ayant un diplôme d'un niveau supérieur. La transition de ces derniers sur le marché du travail se révèle plus instable, que ce soit vers un contrat de travail précaire ou vers le chômage. Toujours parmi les travailleurs masculins, les chances de transiter vers un CDI sont d'autant plus élevées qu'ils sont mariés, par rapport aux veufs ou divorcés. La constitution d'une famille, pour les hommes, se révèle donc porteuse de bonne insertion professionnelle et de plus de sécurité au niveau de l'emploi.

Pour les hommes, les chances de quitter un emploi occasionnel (emploi intérimaire ou saisonnier) pour un emploi temporaire restent hypothéquées pour les plus âgés (40-59) et ceux possédant un diplôme inférieur à un niveau d'éducation baccalauréat plus deux ans. En effet, la majorité de ces individus se retrouve encore dans une situation précaire, un an plus tard, puisque la probabilité de transiter vers un autre contrat de travail temporaire est positive et significative.

Chez les femmes, c'est le phénomène inverse qui apparaît : plus elles sont âgées (plus de 40 ans), plus nous observons le phénomène de tremplin d'un emploi occasionnel vers un contrat à durée indéterminée par rapport aux jeunes travailleuses de

16 à 25 ans. En revanche, les femmes appartenant aux mêmes classes d'âge et possédant un contrat à durée déterminée l'année précédente n'ont pas la même chance d'accéder à un emploi typique. Cela peut être interprété par un effet "discriminant" des âges de maternité aux yeux des employeurs. En effet, pour ces derniers, s'engager dans une relation en contrat à durée déterminée avec une jeune femme peut avoir une influence négative sur le rendement du salarié puisque elle a de forte chance de demander un congé de maternité et d'où la nécessité de trouver une solution de remplacement nécessitant une nouvelle embauche temporaire sous un CDD.

Comparativement aux résultats obtenus pour les hommes par niveau de diplôme, nous remarquons que les femmes ayant un diplôme équivalant à un baccalauréat plus deux ans ou à un baccalauréat n'ont pas la même chance que les hommes de transiter vers un CDI à partir d'un CDD. En effet, les résultats montrent que leurs probabilités de transiter vers un autre contrat de travail temporaire sont positives et significatives. Ces résultats confirment l'existence d'une ségrégation selon le genre puisque à un même niveau de diplôme et occupant le même statut l'année précédente, les hommes et les femmes ne réalisent pas les mêmes transitions sur le marché du travail.

Pour les femmes, la détention d'un CDD à temps complet ou à temps partiel (plus de 30 heures par semaine), facilite leurs transitions vers un CDI l'année suivante. Par contre, nous n'observons pas d'effets significatifs pour les hommes occupant un CDD.

A ancienneté égale dans l'entreprise (inférieur à 1 an), les hommes et les femmes ont une probabilité positive de se retrouver sur le marché du travail soit sous un CDI, soit sous un autre CTT. Par contre, pour une ancienneté moyenne (1 à 5 ans) dans l'entreprise, les hommes ont plus de chance de se retrouver encore sous un contrat

de travail temporaire, alors que les femmes transitent plutôt vers le chômage.

Pour les hommes ou les femmes, la probabilité d'obtenir un CDI après un premier passage par un CDD est plus élevée chez les travailleurs dans le secteur de l'industrie, par rapport au secteur agricole. En revanche, le secteur tertiaire semble réduire, également pour les hommes et les femmes, les possibilités de transition vers un CDI et les travailleurs de ce secteur se retrouvent encore une fois dans une situation précaire.

Les femmes travaillant dans de grandes entreprises ont plus de chance de transiter vers un CDI là où les hommes trouvent plus de difficultés pour obtenir un emploi stable.

2.8.2 Transition à partir d'un contrat de travail temporaire dans le secteur public

Les estimations réalisées sur l'échantillon des individus du secteur public (cf. tableau 2.9) montrent que les travailleurs sous un contrat de travail temporaire ne se retrouvent pas tous prisonniers de l'emploi temporaire car un nombre appréciable d'entre eux accèdent à un emploi permanent. Plusieurs tendances sont observées selon les caractéristiques de ces travailleurs temporaires, du secteur d'activité et de la taille de l'entreprise publique où ils travaillent.

Les résultats montrent que la tendance selon laquelle les femmes travaillant sous un contrat de travail temporaire dans le secteur privé sont plus exposées que les hommes au risque de chômage ou de précarité est inversée. En effet la probabilité des femmes d'accéder à un emploi permanent est positive et significative. Ce résultat

s'oppose au résultat retrouvé à partir des estimations sur l'échantillon des salariés du secteur privé. Nous pouvons en conclure qu'il existe bien une discrimination positive en faveur des femmes dans le secteur public.

La tendance des travailleurs temporaires âgés de 25 à 39 ans d'avoir une chance supérieur à la moyenne d'accéder à un CDI dans le secteur privé est confirmée aussi dans le secteur public, où leurs probabilités à cet égard sont positives et significatives par rapport aux plus jeunes qui trouvent plus de difficultés à accéder à un emploi permanent.

Les travailleurs temporaires du secteur public qui ont un faible niveau de formation équivalent à un CAP, un BEP ou un BEPC, ou ne possédant aucun diplôme semblent avoir plus de difficultés à passer d'un emploi temporaire à un emploi permanent, puisque leurs probabilités de se retrouver encore dans un emploi atypique est positive et significative. En revanche, la mobilité vers l'emploi permanent est plus forte pour les travailleurs temporaires titulaires d'un diplôme équivalent à un baccalauréat plus 2 ans. Ce résultat nous montre que par rapport au secteur privé, les travailleurs du secteur public ayant un niveau d'études supérieurs accèdent plus facilement à un CDI après un premier passage par un emploi précaire.

Les travailleurs temporaires du secteur public dans les petites entreprises ont une moindre mobilité que les travailleurs des grandes entreprises vers l'emploi permanent. Cela pourrait être expliqué par le fait que les travailleurs temporaires ont moins de possibilités d'être promus sur un poste permanent dans une petite entreprise où leurs activités sont très sensibles aux fluctuations de la conjoncture et à l'environnement qui les entoure et qui est caractérisé par une forte incertitude. Comparé aux résultats précédents des transitions du secteur privé, nous remarquons que les estimations des

transitions à partir d'un CTT par taille de l'entreprise, sont plus hétérogènes. La probabilité de transition vers un CDI dans le secteur privé diminue significativement avec le nombre de salariés. En effet, être embauché sous un CTT dans une grande entreprise du secteur privé (plus que 100 salariés) rend plus difficile la mobilité vers l'emploi permanent.

Pour certains secteurs, comme le tertiaire, nous savons par avance qu'ils ont une activité saisonnière. Ce constat laisse penser que les embauches de courte durée dans ces secteurs correspondent effectivement à un besoin de flexibilité, tandis que ce besoin n'apparaît pas de la même façon dans l'industrie. Les résultats de l'estimation montrent également que les travailleurs du secteur public embauchés sous un contrat de courte durée dans le tertiaire ou dans la construction se retrouvent au chômage l'année suivante. En revanche ceux du secteur de l'industrie ont une probabilité positive et significative de voir leurs emplois de courte durée se transformer en un emploi de longue durée. Nous pouvons en conclure que les contrats de courte durée, dans le public ou le privé, sont l'instrument privilégié de l'ajustement de court terme pour les secteurs caractérisés par un environnement structurel instable, mais également de la transformation d'emploi instable en emploi stable pour les secteurs caractérisés par une activité plus régulière.

La probabilité d'accéder à un emploi permanent après un contrat de courte durée dans le secteur public augmente avec le nombre d'heures travaillées. En effet, les emplois de courte durée à temps complet ou à temps partiel (plus que 30 heures par semaine) sont des marchepieds vers l'emploi permanent par rapport aux emplois à temps partiel (moins que 15 heures par semaine).

L'examen des transitions selon l'ancienneté du travailleur temporaire dans l'en-

treprise confirme le résultat selon lequel la transition à partir d'un CTT ne se passe pas sur le modèle de file d'attente. Les résultats des estimations montrent que les travailleurs temporaires ayant une ancienneté courte (moins d'un an) réussissent le plus souvent le tremplin vers le contrat à durée indéterminée. Par contre, les individus qui témoignent d'une ancienneté de plus d'une année dans l'entreprise et occupant encore un emploi temporaire, ont moins de chance d'accéder à un emploi régulier l'année suivante.

TAB. 2.9: Transition des contrats à durée limitée du secteur public par un modèle de Cox à hasard proportionnel

	Contrat à durée indéterminée	Contrat temporaire	Chômage
Femme	0.244*** (0.087)	0.286*** (0.053)	0.056 (0.153)
AGE25-39	0.258*** (0.091)	0.019 (0.141)	0.257 (0.207)
AGE40-49	0.107 (0.167)	0.401*** (0.106)	0.356 (0.264)
AGE50-59	0.005 (0.194)	0.254** (0.124)	0.622** (0.31)
AGE60-64	-2.012** (1.016)	0.307 (0.256)	1.239** (0.581)
Célibataire	-0.356** (0.173)	0.131 (0.107)	0.042 (0.273)
Marié	-0.084 (0.156)	-0.051 (0.099)	-0.420* (0.248)
Européen	0.306** (0.118)	-0.364*** (0.128)	0.116 (0.426)
Baccalauréat + 2 ans	0.391*** (0.131)	0.117 (0.182)	0.179 (0.268)
Baccalauréat	0.197 (0.129)	0.057 (0.08)	0.934*** (0.254)
CAP, BEP	0.151 (0.119)	0.282*** (0.071)	0.641*** (0.241)
BEPC seul	0.107 (0.165)	0.201** (0.098)	0.391 (0.376)
Aucun diplôme	0.106 (0.123)	0.177** (0.074)	0.356*** (0.116)
Courte : [0 , 1[0.892*** (0.109)	0.481*** (0.069)	0.131 (0.256)
Moyenne : [1 , 5[0.125	0.113**	0.144

Suite page suivante...

... Suite du tableau 2.9

	Contrat à durée indéterminée	Contrat temporaire	Chômage
	(0.095)	(0.055)	(0.253)
T2 : [50 , 99]	0.349** (0.162)	-0.082 (0.109)	0.119 (0.284)
T3 : [100 , 499]	0.393*** (0.111)	0.256*** (0.066)	-0.003 (0.207)
T4 : [500 , +]	0.347*** (0.088)	0.012 (0.056)	0.231 (0.161)
Temps complet	0.858*** (0.153)	-0.156* (0.089)	-0.185 (0.212)
T-partiel : [30h, +[0.396* (0.221)	-0.200* (0.121)	-0.929*** (0.335)
T-partiel : [15, 29h[0.119 (0.161)	-0.030 (0.094)	-0.570** (0.223)
Industrie	0.988** (0.451)	-0.955 (0.649)	0.951 (0.394)
Construction	-1.225** (0.586)	-0.218 (0.584)	0.701*** (0.228)
Tertiaire	-0.770 (0.588)	-0.318 (0.582)	0.817*** (0.142)
N	2901	2901	2901
Log vraisemblance	-5125.589	-13892.25	-1631.281

Seuil de Significativité : * : 10% ** : 5% *** : 1%

Le tableau 2.10 présente l'estimation des transitions des contrats de travail temporaire du secteur public respectivement pour les hommes et pour les femmes. Les résultats d'estimation montrent que l'âge joue de façon différente sur la probabilité de passage en CDI. En effet, par rapport aux jeunes, les hommes âgés de 25 à 39 ans obtiennent plus facilement un CDI que les femmes de la même classe d'âge. En revanche, ce sont les femmes âgées de 40 à 49 ans qui ont plus de chances de voir leurs contrats de travail temporaire convertis en contrat à durée indéterminée.

La nationalité européenne joue significativement dans le même sens pour les travailleurs temporaires du secteur public. Cela confirme le fait qu'être européen, facilite le passage en CDI dans le secteur public pour les hommes et les femmes.

Le niveau de diplôme joue aussi de façon différente sur les transitions des hommes et des femmes occupant un contrat précaire dans le secteur public. Nous remarquons que les femmes les plus diplômées ont des probabilités positives et significatives d'avoir un CDI. Par contre, le niveau de diplôme n'a pas d'effet très significatif sur le passage en CDI et nous observons plutôt des taux de transitions faibles pour les hommes diplômés dans le secteur public vers l'emploi permanent.

Comme dans le secteur privé, nous obtenons les mêmes résultats concernant la variable ancienneté pour les transitions des hommes et des femmes dans le secteur public. Ils ont la même chance d'accéder à un CDI s'ils ont une ancienneté inférieure à un an. Mais au delà, les hommes transitent plutôt vers un autre contrat de travail temporaire et les femmes sont plutôt exclues du marché du travail et se retrouvent au chômage.

Nous observons de grandes différences entre les transitions des hommes et des femmes par secteur d'activité économique. Les femmes affichent une tendance de

transition vers un autre contrat de travail temporaire dans les secteurs de la construction et des services. En revanche, les hommes montrent une tendance de transition vers un CDI dans la construction et le tertiaire bien que les femmes soient majoritaires dans ce dernier secteur, tandis que l'emploi dans la construction est principalement masculin.

TAB. 2.10: Transition des hommes et des femmes sous contrat à durée limitée du secteur public par un modèle de Cox à hasard proportionnel

	Transition des hommes				Transition des femmes			
	Contrat à durée		Chômage		Contrat à durée		Chômage	
	indéterminée	temporaire	temporaire	indéterminée	indéterminée	temporaire	temporaire	
AGE25-39	0.422** (0.154)	-0.262 (0.235)	-0.180 (0.315)	0.254 (0.184)	0.126 (0.115)	0.551* (0.297)		
AGE40-49	-0.265 (0.289)	0.644*** (0.182)	-0.047 (0.467)	0.397* (0.214)	0.235* (0.133)	0.432 (0.352)		
AGE50-59	-0.006 (0.327)	0.352 (0.219)	0.838 (0.52)	0.124 (0.253)	0.123 (0.156)	0.665 (0.415)		
AGE60-64	-0.226 (0.261)	-0.069 (0.349)	0.914*** (0.424)	-1.731* (1.027)	0.194 (0.283)	0.796 (0.811)		
Célibataire	-0.120 (0.445)	-0.204 (0.235)	0.673 (0.628)	-0.279 (0.194)	0.234* (0.129)	-0.040 (0.312)		
Marié	0.407 (0.429)	-0.395** (0.193)	-0.162 (0.591)	-0.215 (0.173)	0.085 (0.117)	-0.387 (0.277)		
Européen	0.383** (0.175)	-0.368** (0.185)	0.549 (0.742)	0.385** (0.187)	-0.361** (0.183)	-0.236 (0.532)		
Baccalauréat + 2 ans	0.123 (0.218)	0.215 (0.144)	0.873** (0.439)	0.562*** (0.165)	0.355*** (0.102)	0.238 (0.349)		
Baccalauréat	-0.477* (0.252)	-0.171 (0.144)	0.598 (0.417)	0.535*** (0.158)	0.115 (0.099)	0.107 (0.326)		
CAP, BEP	-0.117 (0.189)	0.267** (0.117)	0.233 (0.432)	0.312** (0.158)	0.307*** (0.092)	0.368 (0.302)		
BEPC seul	-0.061 (0.268)	-0.052 (0.182)	-0.408 (0.802)	0.184 (0.218)	0.367*** (0.119)	0.636 (0.439)		
Aucun diplôme	-0.215 (0.217)	0.109 (0.131)	0.949** (0.406)	0.207 (0.158)	0.202** (0.094)	1.220*** (0.305)		
Courte : [0 , 1[1.187*** (0.199)	0.618*** (0.122)	0.366 (0.471)	0.757*** (0.132)	0.268*** (0.084)	0.287 (0.305)		

Suite page suivante...

... Suite du tableau 2.10

	Transition des hommes			Transition des femmes		
	vers :			vers :		
	Contrat à durée indéterminée	Contrat temporaire	Chômage	Contrat à durée indéterminée	Contrat temporaire	Chômage
Moyenne : [1 , 5[0.187 (0.167)	0.273*** (0.097)	0.212 (0.457)	0.062 (0.118)	0.026 (0.068)	0.976*** (0.306)
T2 : [50 , 99]	0.303 (0.288)	0.318* (0.174)	-0.860 (0.728)	0.318 (0.199)	-0.247* (0.142)	0.514 (0.318)
T3 : [100 , 499]	0.282 (0.199)	0.313*** (0.121)	-0.025 (0.391)	0.395*** (0.136)	0.241*** (0.081)	0.044 (0.248)
T4 : [500 , +]	0.178 (0.158)	0.015 (0.101)	0.295 (0.298)	0.394*** (0.109)	0.052 (0.069)	0.246 (0.199)
Temps complet	0.432*** (0.123)	-0.451** (0.225)	-1.203** (0.498)	-0.134 (0.166)	-0.051 (0.098)	-0.713*** (0.239)
T-partiel : [30h, +[-0.727 (0.625)	-0.394 (0.29)	-0.615 (0.645)	-0.371 (0.236)	-0.181 (0.136)	-1.365*** (0.459)
T-partiel : [15, 29h[0.244 (0.481)	-0.095 (0.263)	-0.543 (0.568)	0.074 (0.171)	-0.002 (0.102)	-0.662*** (0.248)
Industrie	0.470 (0.281)	-0.930 (0.703)	0.367* (0.192)	-0.674* (0.352)	0.494 (0.301)	0.212 (0.201)
Construction	0.751*** (0.283)	-1.085* (0.587)	0.743 (0.647)	-0.741*** (0.191)	0.871*** (0.251)	0.448 (0.598)
Tertiaire	0.726*** (0.191)	-1.248** (0.593)	0.668 (0.575)	-0.658** (0.305)	0.502*** (0.155)	0.777*** (0.112)
N	981	981	981	1920	1920	1920
Log vraisemblance	-1454.251	-3952.167	-438.433	-3202.899	-8724.283	-1032.566

Seuil de Significativité : * : 10% ** : 5% *** : 1%

2.9 Conclusion

Depuis les années 80, le recours aux contrats de travail temporaire (CTT) n'a cessé d'évoluer dans les différents pays de l'OCDE, mais nous observons une disparité entre les pays de la part de l'emploi temporaire dans le total de l'emploi. Cette émergence des formes d'emplois temporaires ne cesse de stimuler le dualisme du marché du travail entre les salariés à temps plein et sous contrat à durée indéterminée (CDI) et ceux qui ne parviennent pas à accéder à ce type d'emploi. Cependant, en 2002, et selon les pays, entre un tiers et deux tiers des personnes occupant un emploi temporaire ont accédé à un emploi permanent dans un délai de deux ans.

Le présent chapitre tente d'améliorer la connaissance des motivations tant pour l'employeur que pour l'employé à recourir au contrat de travail temporaire. Dans la majorité des cas des salariés, un travail temporaire est subi. Mais parfois il est bien choisi par le salarié. Par ailleurs, les emplois temporaires peuvent permettre aux employeurs d'adapter les effectifs au plus près du rythme de l'activité et d'être plus flexibles aux changements externes de l'entreprise. En plus, les CTT peuvent être utilisés comme une période de sélection avant une embauche ferme en CDI.

L'étude de l'évolution des CTT à partir de l'enquête Emploi de l'Insee de 1990 à 2002 montre que l'utilisation des CTT (contrats à durée déterminée, contrats intérimaires et contrats saisonniers) a fortement progressé au cours de ces dernières années, passant de 2.86 % de l'emploi total en 1990 à 6.67 % en 2000, mais au delà, elle décroît jusqu'à 6.24 % en 2002. La part des CTT dans l'emploi total est plus élevée chez les femmes durant les douze années d'observations. La fréquence d'utilisations des CTT est particulièrement forte chez les jeunes de 16 à 24 ans et elle

est concentrée dans le secteur des services et de la construction. L'étude des transitions annuelles sur le marché du travail de 1990 à 2002 des CTT montre qu'il existe d'énormes différences entre le début des années 1990 (38 % de passage en CDI) et le début des années 2000 (22 % de passage en CDI).

Dans notre étude économétrique, nous développons un modèle de transition à risque concurrent, de type Cox à risques proportionnels (Cox and Oakes, 1988). Nous distinguons trois statuts de transition sur le marché du travail à partir d'un état initial sous un contrat de travail temporaire : contrat à durée indéterminée (CDI), contrat de travail temporaire (CTT) regroupant les contrats à durée déterminée, les contrats intérimaires et les contrats saisonniers et enfin le chômage. L'étude des transitions des CTT est réalisée, en premier lieu, sur l'échantillon des salariés du secteur privé en distinguant les travailleurs sous un contrat à durée déterminée et les travailleurs occupant un emploi occasionnel en tant qu'intérimaires ou saisonniers. En deuxième lieu, nous étudions les transitions sur l'échantillon des travailleurs sous un contrat de travail temporaire du secteur public. Ces estimations sont réalisées par la suite séparément pour les hommes et les femmes.

Les résultats d'estimation de notre modèle économétrique ont montré que les individus sous un contrat de travail temporaire ne sont pas tous égaux tant dans l'accession à un poste de travail sous un contrat à durée indéterminée, que dans la conservation de celui-ci. La probabilité de transition des contrats à durée déterminée et des contrats occasionnels vers un CDI est plus élevée pour les hommes que pour les femmes dans le secteur privé, mais cette tendance s'inverse dans le secteur public. La tendance des travailleurs temporaires âgés de 25 à 39 ans d'avoir une chance supérieure à la moyenne d'accéder à un CDI dans le secteur privé, est confirmée aussi

dans le secteur public, où leurs probabilités à cet égard sont positives et significatives par rapport aux plus jeunes qui trouvent plus de difficultés à accéder à un emploi permanent. La mobilité vers l'emploi permanent est plus forte pour les travailleurs temporaires titulaires d'un diplôme équivalent à un baccalauréat de 2 ans dans le secteur public. A ancienneté égale à moins d'un an dans le secteur public ou privé, les hommes et les femmes ont une probabilité positive de se retrouver sur le marché du travail soit sous un CDI ou sous un autre CTT. Par contre, pour une ancienneté moyenne comprise entre un an et cinq ans dans l'entreprise, les hommes ont plus de chance de se retrouver encore sous un contrat de travail temporaire, alors que les femmes transitent plutôt vers le chômage.

Les travailleurs temporaires du secteur public dans les petites entreprises ont une moindre probabilité de transiter vers un emploi permanent que les travailleurs des grandes entreprises. Par contre, la probabilité de transition vers un CDI dans le secteur privé diminue significativement avec le nombre de salariés. Les CTT, dans le public ou le privé, sont l'instrument privilégié de l'ajustement de court terme pour les secteurs caractérisés par un environnement structurel instable, tels que la construction et le secteur tertiaire, mais également de la transformation d'emploi instable en emploi stable pour les secteurs caractérisés par une activité plus régulière comme l'industrie.

Chapitre 3

Transitions CDD - CDI et différentiels de salaire

3.1 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 Lander (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 ce chapitre 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.

Le chapitre 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.

3.2 La transition vers le CDI comme un mécanisme de tournoi

Dans la littérature relative à la théorie des tournois (Lazear et Rosen (1990), Malcomson (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 .

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

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

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 :

$$E[U] = W_0 - C(e) + \delta \{ [1 - \Phi(\bar{Y} - e)] [W_I - C(e)] + [\Phi(\bar{Y} - e)] [W_0 + \alpha W_0 - C(e)] \} \quad (3.1)$$

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

$$W_0 + \delta W_I - (1 + \delta) \frac{k e^2}{2} + \delta [W_0 (1 + \alpha) - W_I] \Phi(\bar{Y} - e) \geq \bar{U} \quad (3.2)$$

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

$$e^* = \frac{\delta [W_I - (1 + \alpha) W_0] \phi(\bar{Y} - e)}{k (1 + \delta)} \quad (3.3)$$

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 :

$$E(\Pi) = (1 + \delta) e - W_0 - \delta W_I - \delta [W_0 (1 + \alpha) - W_I] \Phi(\bar{Y} - e) \quad (3.4)$$

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 (3.2) et de la contrainte d'incitation (3.3). Ce problème se résout simplement si l'on se restreint aux valeurs W_I et W_0 qui saturent la contrainte de participation. Sous cette condition, la fonction de profit espéré s'écrit :

$$E(\Pi) = (1 + \delta) e - (1 + \delta) \frac{k e^2}{2} - \bar{U} \quad (3.5)$$

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.

$$e^{**} = \frac{1}{k} \quad (3.6)$$

En égalisant la contrainte d'incitation du travailleur (3.3) et la valeur de l'effort à l'équilibre (3.6), on en déduit la valeur du salaire du CDI qui maximise le profit espéré de la firme, soit :

$$W_I^* = \frac{(1 + \delta)}{\delta \phi(\bar{Y} - e)} + W_0 (1 + \alpha) \quad (3.7)$$

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

$$W_I^* - W_0 = \frac{(1 + \delta) \sigma \sqrt{2\pi}}{\delta} + \alpha W_0 \quad (3.8)$$

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 3.1.

TAB. 3.1 – Propriétés de statique comparative des conditions d'équilibre du modèle

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

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 (3.3), qu'au voisinage de \bar{Y} l'effort d'équilibre s'écrit :

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

$$e^* = \frac{\delta [W_I - (1 + \alpha) W_0]}{k (1 + \delta) \sigma \sqrt{2\pi}} \quad (3.9)$$

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.

3.3 Description de la base de données et présentation des transitions

L'enquête exploitée dans ce chapitre 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. Nous utilisons le même échantillon de données du deuxième chapitre. 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 de travail temporaire à la date t . Cette catégorie regroupe à la fois les CDD, les contrats saisonniers et les contrats intérimaires. Dans la suite de ce chapitre, 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'échantillon.

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 3.2 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.

TAB. 3.2 – Transitions à la date $t+1$

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

On peut également noter sur les tableaux 3.3 et 3.4 que la distribution des transitions types n'est pas affectée par une stratification par taille des entreprises du CDD initial.

TAB. 3.3 – Transitions à la date t+1 pour les PME

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

TAB. 3.4 – Transitions à la date t+1 pour les entreprises de grande taille

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

3.4 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 soucis 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 théorique présenté, 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 permettent³.

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 traite-

³Pour plus de détails voir Maddala (1983) p.223-224.

ment 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 :

$$P_i^* = \gamma Z_i' + \mu_i \quad (3.10)$$

- 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 :

$$\begin{aligned} \text{Régime1 : } \ln(W_{1i}) &= \beta_1 X_{1i}' + \varepsilon_{1i}, & \text{si } P_i = 1 \\ \text{Régime2 : } \ln(W_{2i}) &= \beta_2 X_{2i}' + \varepsilon_{2i}, & \text{si } P_i = 0 \end{aligned} \quad (3.11)$$

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 (3.10) et (3.11) s'écrit :

$$\ln L = \sum_{i=1}^N \begin{cases} P_i [\ln(\Phi(\eta_{1i})) + \ln(\phi(\varepsilon_{1i}/\sigma_1)/\sigma_1)] + \\ (1 - P_i) [\ln(1 - \Phi(\eta_{2i})) + \ln(\phi(\varepsilon_{2i}/\sigma_2)/\sigma_2)] \end{cases} \quad (3.12)$$

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 :

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

3.5 Résultats

Les résultats de l'estimation du modèle à double régime avec sélection sont présentés dans le tableau 3.5. 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.

3.5.1 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.

TAB. 3.5: 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)

Suite page suivante...

Chapitre 3. Transitions CDD - CDI et différentiels de salaire

... Suite du tableau 3.5

Variable	Salaire CDI		Salaire CDD		Transition CDI	
	Coef	(Std. Err.)	Coef	(Std. Err.)	Coef	(Std. Err.)
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)
Taille du ménage	0.014 [†]	(0.007)	-0.016**	(0.005)	0.022 [†]	(0.012)
Niveau d'études						
Diplôme 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	

Suite page suivante...

Chapitre 3. Transitions CDD - CDI et différentiels de salaire

... Suite du tableau 3.5

Variable	Salaire CDI		Salaire CDD		Transition CDI	
	Coef	(Std. Err.)	Coef	(Std. Err.)	Coef	(Std. Err.)
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)

Suite page suivante...

... Suite du tableau 3.5

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

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 et al. (2006). L'échec de la sélection dans une entreprise pourrait ainsi générer un effet de stigmatisation auprès des autres firmes.

3.5.2 Analyse des résultats des équations de salaires

Le tableau 3.5 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 professionnelle⁴ 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.

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.

⁴L'information disponible est insuffisante pour séparer les mesures de l'ancienneté et de l'expérience professionnelle sur le marché de travail.

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.

3.6 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 des 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 conditionné 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 (3.10) et (3.11), 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 :

$$\begin{aligned}
 E(\ln W_i^{CDI} | Z_i^{CDI}, P_i = 1) &= \beta_{CDI} X_i^{CDI} + \rho_1 \sigma_1 \frac{\phi(\gamma Z_i^{CDI})}{\Phi(\gamma Z_i^{CDI})} \\
 &= \beta_{CDI} X_i^{CDI} + \theta_1 \lambda_{1i} (Z_i^{CDI} | P_i = 1)
 \end{aligned} \tag{3.13}$$

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

$$\begin{aligned}
 E(\ln W_i^{CDD} | Z_i^{CDD}, P_i = 0) &= \beta_{CDD} X_i^{CDD} + \rho_2 \sigma_2 \frac{\phi(\gamma Z_i^{CDD})}{1 - \Phi(\gamma Z_i^{CDD})} \\
 &= \beta_{CDD} X_i^{CDD} + \theta_2 \lambda_{2i} (Z_i^{CDD} | P_i = 0)
 \end{aligned} \tag{3.14}$$

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 :

$$\begin{aligned}
 \overline{W}_{CDI} - \overline{W}_{CDD} &= \underbrace{\widehat{\beta}_{CDI} (\overline{X}_{CDI} - \overline{X}_{CDD})'}_H + \underbrace{\overline{X}'_{CDD} (\widehat{\beta}_{CDI} - \widehat{\beta}_{CDD})}_D + \\
 &\quad \underbrace{(\widehat{\theta}_{CDI} \widehat{\lambda}_{CDI} - \widehat{\theta}_{CDD} \widehat{\lambda}_{CDD})}_S \tag{3.15}
 \end{aligned}$$

où \overline{W} représente le log du salaire moyen, pour les CDI et les CDD, \overline{X} correspondent aux moyennes des caractéristiques, et les $\widehat{\beta}$ aux coefficients estimés dans une équation de gains à la Mincer, $\widehat{\lambda}_{CDI}$ et $\widehat{\lambda}_{CDD}$ 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).

3.6.1 Écart salarial entre les CDI et les CDD

Le tableau 3.6 présente la décomposition des écarts de salaires entre CDI et CDD effectuée pour la totalité de l'échantillon.

TAB. 3.6 – 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 que nous avons présenté dans la première section du 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 3.7 et 3.8.

TAB. 3.7: 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	

Suite page suivante...

Chapitre 3. Transitions CDD - CDI et différentiels de salaire

... Suite du tableau 3.7

Variable	Salaire CDI		Salaire CDD		Transition CDI	
	Coef	(Std. Err.)	Coef	(Std. Err.)	Coef	(Std. Err.)
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)
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)

Suite page suivante...

Chapitre 3. Transitions CDD - CDI et différentiels de salaire

... Suite du tableau 3.7

Variable	Salaire CDI		Salaire CDD		Transition CDI	
	Coef	(Std. Err.)	Coef	(Std. Err.)	Coef	(Std. Err.)
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						

Suite page suivante...

Chapitre 3. Transitions CDD - CDI et différentiels de salaire

... Suite du tableau 3.7

Variable	Salaire CDI		Salaire CDD		Transition CDI	
	Coef	(Std. Err.)	Coef	(Std. Err.)	Coef	(Std. Err.)
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	
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%

TAB. 3.8: 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 prive					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)
1993					0.214	(0.161)
1994					0.157	(0.156)

Suite page suivante...

Chapitre 3. Transitions CDD - CDI et différentiels de salaire

... Suite du tableau 3.8

Variable	Salaire CDI		Salaire CDD		Transition CDI	
	Coef	(Std. Err.)	Coef	(Std. Err.)	Coef	(Std. Err.)
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)

Suite page suivante...

Chapitre 3. Transitions CDD - CDI et différentiels de salaire

... Suite du tableau 3.8

Variable	Salaire CDI		Salaire CDD		Transition CDI	
	Coef	(Std. Err.)	Coef	(Std. Err.)	Coef	(Std. Err.)
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)
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)

Suite page suivante...

Chapitre 3. Transitions CDD - CDI et différentiels de salaire

... Suite du tableau 3.8

Variable	Salaire CDI		Salaire CDD		Transition CDI	
	Coef	(Std. Err.)	Coef	(Std. Err.)	Coef	(Std. Err.)
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%						

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

Le tableau 3.9 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).

TAB. 3.9 – 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.

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

Le tableau 3.10 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).

TAB. 3.10 – 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.

3.7 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 ce chapitre. 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

montrent 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.

Conclusion générale

Le rôle des contrats de travail temporaire est une question de société mais aussi une question de recherche que cette thèse s'est proposée d'examiner. Cette préoccupation est justifiée par le taux élevé de recours aux contrats de travail temporaire ces vingt dernières années qui ne cesse de stimuler le dualisme du marché du travail entre les salariés sous contrat à durée indéterminée et ceux qui ne parviennent pas à accéder à ce type d'emplois.

Trois axes de recherche ont été avancés dans cette thèse. Elle se proposait, en premier lieu, d'étudier le rôle des contrats de travail temporaire comme un moyen efficace pour les parties contractantes dans un contexte d'asymétrie informationnelle et d'un environnement incertain. Elle visait, en deuxième lieu, à intégrer le rôle des contrats de travail temporaire dans l'analyse des questions de l'insertion professionnelle, de l'accès au contrat à durée indéterminée. Enfin, cette thèse s'intéressait à l'étude de l'écart de salaire entre les accédants à un contrat à durée indéterminée et ceux dont le contrat de travail temporaire est renouvelé.

Nous avons commencé dans le premier chapitre à caractériser le phénomène du recours aux contrats de travail temporaire et à en explorer les fondements théoriques développés par la littérature. A partir d'une revue de la littérature nous avons mis

en évidence que les contrats de travail temporaire sont des solutions efficaces aux problèmes liés à l'antisélection, à l'aléa moral, à l'appariement et enfin à l'incertitude affectant l'environnement externe de l'entreprise. Il ressort de cette littérature que le recours aux contrats de travail temporaire et la promotion vers un CDI peuvent aussi bien relever d'un mécanisme de sélection et d'incitation comme permettre aux employeurs de faire face à l'incertitude et aux risques de défauts d'appariement.. Cette revue de la littérature nous a conduit à étudier à partir des données de l'enquête Emploi sur la période 1990 à 2002, les déterminants du recours aux contrats de travail temporaire et les facteurs explicatif de la durée de ces contrats.

Une estimation de la probabilité d'occuper un contrat à durée déterminée (CDD), un contrat intérimaire (CIN) et un contrat saisonnier (SAISO) par un modèle logit multinomial a été réalisée. Les résultats économétriques obtenus confirment certains faits stylisés mis en évidence par la littérature empirique comme la plus forte sensibilité des jeunes et des femmes à ce type de contrat ou l'effet positif du taux de chômage sur la précarité. Nous avons complété cette première étude en analysant les déterminants de la durée du contrat de travail temporaire. Afin de traiter le problème d'auto sélection des individus qui occupent un CTT , une estimation en une seule étape selon la méthode du maximum de vraisemblance a été réalisée en spécifiant une équation de sélection pour les travailleurs temporaires Les résultats de l'estimation du modèle de durée permettent de conclure que la durée de l'emploi est d'autant plus grande que le salaire est élevé, résultat qui n'est pas sans rappeler l'effet positif des coûts de contractualisation évoqués par la littérature sur la durée des contrats. La significativité négative du coefficient de corrélation entre le terme d'erreur de l'équation de durée et l'équation de sélection révèle que les caractéristiques inobser-

vables influençant positivement l'obtention d'un contrat à travail temporaire sont négativement corrélées avec celles augmentant la durée de l'emploi.

Le chapitre 2 s'est penché sur les déterminants des transitions individuelles sur le marché du travail à partir des CTT. Une analyse statistique de l'évolution des CTT de 1990 à 2002 à partir de notre échantillon issu des enquêtes Emploi montre que le recours à ce type de contrat a augmenté, passant de 2.86 % de l'emploi total en 1990 à 6.24 % en 2002, manifestant là encore un recours plus élevé à ce type de contrat chez les femmes, les jeunes de 16 à 24 ans, dans le secteur des services et de la construction. L'étude des transitions annuelles sur le marché du travail de 1990 à 2002 des CTT fait apparaître clairement un fléchissement de la fréquence des transitions vers les CDI (38 % de passage en CDI en 1990 contre 22 % de passage en CDI au début des années 2000). L'estimation économétrique d'un modèle de transition à risque concurrent, de type Cox à risques proportionnels, a été retenu pour étudier les déterminants des trois issues retenues à savoir , l'accès à un contrat à durée indéterminée (CDI), le renouvellement d'un contrat de travail temporaire (CTT) (regroupant les contrats à durée déterminée, les contrats intérimaires et les contrats saisonniers) et enfin le chômage.

L'étude des transitions des CTT a été réalisé, en premier lieu, sur l'échantillon des salariés du secteur privé en distinguant les travailleurs sous un contrat à durée déterminée et les travailleurs occupant un emploi occasionnel en tant qu'intérimaires ou saisonniers. En deuxième lieu, nous avons étudié les transitions sur l'échantillon des travailleurs sous un contrat de travail temporaire du secteur public. Ces estimations économétriques ont systématiquement été réalisées dans chaque secteur sur les sous échantillons hommes - femmes.. Les principaux résultats obtenus font apparaître

qu'une embauche sous un CTT durant plus d'une année réduit significativement les chances de transiter vers un emploi permanent et que cette transition est plus élevée dans le public que dans le privé. De même, la probabilité de transition des contrats à durée déterminée et des contrats occasionnels vers un CDI est plus élevée pour les hommes que pour les femmes dans le secteur privé, mais cette tendance s'inverse dans le secteur public. L'âge joue significativement, dans le secteur public et privé, où les travailleurs temporaires âgés de 25 à 39 ans ont plus de chance d'accéder aux CDI que les jeunes. Les CTT, dans le public ou le privé, sont l'instrument privilégié de l'ajustement de court terme pour les secteurs caractérisés par un environnement structurel instable, tels que la construction et le secteur tertiaire, mais également de la transformation d'emploi instable en emploi stable pour les secteurs caractérisés par une activité plus régulière comme l'industrie.

Le chapitre 3 a centré l'éclairage sur la dynamique des transitions entre CDD et CDI sur le marché du travail et le rôle affecté aux CDD comme moyen d'expérimenter la qualité des candidatures en vue d'un recrutement sous forme de CDI. Nous avons modélisé la transition d'un CDD à un CDI comme étant issue d'un mécanisme de compétition de type tournoi. 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 compétition entre CDD. Cette propriété d'équilibre du modèle a été soumise à réfutation à partir de l'estimation économétrique d'un modèle d'équations de salaire à double régime (CDI - CDD) avec contrôle du biais de sélection qui caractérise la réussite du tournoi. Pour cela nous avons retenu l'information collectée sur la taille des entreprises dans lesquelles les individus ont obtenu le CDD initial comme une mesure de l'incertitude qui affecte le tournoi entre les salariés pour l'accès au

CDI. La décomposition des écarts de salaires a permis 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. Nous avons appliqué 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).

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.

Bibliographie

Abowd, J.M. et Kramarz, F. (2003), "The Costs of Hiring and Separations", *Labour Economics*, vol. 10, pp. 499-530.

Albert, C., Garcia-Serrano, C. et Hernanz, V. (2005), "Firm-provided training and temporary contracts", *Spanish Economic Review*, vol. 7, pp. 67-88.

Amira, S. et De Stefano, G. (2005), "Contrats à durée déterminée, intérim, apprentissage, contrats aidés : les emplois à statut particulier ont progressé entre 1982 et 2002", *Premières Synthèses-Dares*, 14.

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 ,pp. 593-615.

Ballot, G. et Zenou, Y. (1996), "Appariements et rotation : une analyse des démissions et des licenciements" in Ballot G. (ed.) *Les marchés internes du travail : de la microéconomie à la microéconomie*, PUF, Economica, chap. 4, pp. 177-201.

Blanchard, O. et Landier, A. (2002), "The Perverse Effects of Partial Labour Market Reform : Fixed-Term Contracts in France", *The Economic Journal*, vol. 112, pp. 214-244.

Blanchard, O. et Tirole, J. (2003), "Protection de l'emploi et procédures de licenciement", *Les Rapports du Conseil d'Analyse économique*, No. 44, Paris, La Do-

cumentation française.

Blinder, A.S. (1973), "Wage Discrimination : Reduced Form and Structural Estimates", *The Journal of Human Resources*, vol. 8, No. 4, pp. 436-455.

Booth, A.L., Dolado, J.J. et Frank, J. (2002), "Introduction : symposium on temporary work", *Economic Journal* vol. 112, F181-F189.

Booth, A.L., Francesconi, M. et Frank, J. (2002), "Temporary jobs : stepping-stones or dead ends?", *Economic Journal* vol. 112, pp. 189-213.

Bunel, M. (2004), "Arbitrage entre Flexibilité Interne et Flexibilité Externe : Une Analyse Empirique", *Documents d'Etudes de la DARES*, No. 81.

Buttler, F. et Walwei, U. (1992), "The employment contract : cooperation requires stability", IAB Labour Market Research Topics 7.

Cahuc, P. (2003), "Pour une meilleure protection de l'emploi", *Documents de travail Chambre de Commerce et d'Industrie de Paris*, No. 63.

Cahuc, P. et Kramarz F. (2004), "De la précarité à la mobilité : vers une sécurité sociale professionnelle", *Rapport pour le Minefi et le Ministère de la cohésion sociale*.

Cahuc, P. et Postel-Vinay, F. (2002), "Temporary Jobs, Employment Protection, and Labor Market Performance", *Labour Economics*, vol. 9, pp. 63-91.

Cancé, R. et Fréchou, H. (2003), "Les contrats courts : source d'instabilités mais aussi tremplin vers l'emploi permanent", *Premières synthèses, DARES*, No. 14.1.

Cantor, R. (1988), "Work Effort and Contract Length", *Economica*, vol. 55, pp. 343-353.

Cantor, R. (1990), "Firm-Specific Training and Contract Length", *Economica*, vol. 57, pp. 1-14.

Canzoneri, B. (1980), "Labor Contracts and Monetary Policy", *Journal of Monetary Economics*, vol. 6, pp.241-255.

Chalmers, J. et Kalb, G. (2000), "The Transition from Unemployment to Work. Are Casual Jobs a Shortcut to Permanent Employment?", *Social Policy Research Center*, Discussion Paper No. 109.

Christofides, L. et Peng, C. (2006), "Contract duration and indexation in a period of real and nominal uncertainty" *Labour Economics*, vol. 13, pp. 61-86.

Christofides, L. et Wilson, D. (1983), " The determinants of contract length : An empirical analysis based on Canadian micro data" *Journal of Monetary Economics* , vol. 13, pp. 61-86.

Contini, B., Pacelli L. et Villosio, C. (1999), "Short Employment Spells in Italy, Germany and Great Britain : Testing the Port of Entry Hypothesis", *Center For Economic Performance, Labour Market Programme*, Discussion Paper No. 426.

Cox, D.R. (1972), "Regression models and life tables", *Journal of Royal Statistical Society*, vol. 34, pp. 248-275.

Cox, D.R. et Oakes, D. (1988), "Analysis of Survival Data" *London : Chapman and Hall*.

D'Addio, A.C. et Rosholm, M. (2005), "Exits from temporary jobs in Europe : A competing risks analysis ", *Labour Economics*, vol. 12, pp. 449-468.

Danziger, L. (1988), "Real Shocks, Efficient Risk Sharing, and the Duration of Labor Contracts", *Quarterly Journal of Economics*, vol. 103, pp.435-440.

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.

Dekker, R. (2001), "A Phase They are Going Through : Transitions from Non-Regular to Regular Jobs in Germany, the Netherlands and Great Britain", *Université de Tilburg, polycopié*.

Eriksson, T. (1999), "Executive compensation and tournament theory : empirical tests on Danish data", *Journal of Labor Economics*, vol. 17, No.2, pp. 262-280.

Fabre, E. et De Riccardis, N. (2007), "Les contrats courts vus par les salariés : une précarité de l'emploi qui n'induit pas nécessairement une précarité du travail", *Premières synthèses, DARES*, No. 12.3.

Flinn, C. et Heckman, J.J. (1982), "Models for the analysis of labour force dynamics", in *R. Baseman and G. Rhodes (eds), Advances in Econometrics*, vol. 1, Greenwich : JAI.

Fougère, D. et Kramarz, F. (1997), "Le marché du travail en France : quelques pistes d'analyse.", *Économie et Statistique*, No. 301-302, pp. 51-60.

Garicano, L., Palacios, I. et Prendergast, C. (2005), "Favoritism under social pressure", *Review of Economics and Statistics*, vol. 87, No. 2.

Givord, P. et Maurin, E. (2001), "Changes in Job Stability and their Causes :An Empirical Analysis Method applied to France, 1982-2000", *Document de Travail du CREST*, vol. 07.

Givord, P. (2006), "Formes particulières d'emploi et insertion des jeunes", *Économie et statistique*, No.388-389, pp. 129-143.

Goux, D., Maurin, E. et Pauchet, M. (2001), "Fixed-term contracts and the dynamics of labour demand", *European Economic Review*, vol 45, pp.533-552.

Gray, .J.A (1978), "On Indexation and contract length", *Journal of political Economy*, vol. 86, pp.1-18.

Güell, M. et Petrongolo, B. (2001), "Worker transitions from temporary to Permanent employment : the case of Spain", *Centre for Economic Performance, LSE*, No. 438.

Güell, M. et Petrongolo, B. (2007), "How binding are legal limits? Transitions from temporary to permanent work in Spain", *Labour Economics*, vol. 14, pp.153-183.

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.

Harris M. et Holmström B. (1987), "On the Duration of Agreements", *International Economic Review*, vol.28 (2), pp.389-406.

Hausman, J.A et McFadden, D. (1984), "A Specication Test for the Multinomial Logit Model" *Econometrica*, vol. 52 No 5, pp. 1219-1240.

Havet, N. (2006), "L'insertion professionnelle des jeunes et mesures publiques : des trajectoires différenciées entre hommes et femmes", *Annales d'Économie et de Statistiques*, vol. 81, pp. 225-251.

Heckman, J.J. et Robb (1985), "Alternative Methods for Evaluating the Impact of Interventions : an Overview", *Journal of Econometrica*, vol. 30, pp.239-267.

Heckman, J.J. (1979), "Sample Specification Biais as a Specification Error", *Econometrica*, vol. 47, pp.153-161.

Heckman, J.J. et Singer, B. (1984), "A Method of Minimizing the Distributional Impact in Econometric Models for Duration Data", *Econometrica*, vol. 52, pp. 271-320.

Hunt, J., (2000), "Firing Costs, Employment Fluctuations and Average Employment : An Examination of Germany", *Economica, London School of Economics and*

Political Science, vol. 67, pp. 177-202.

Jovanovic, B. (1979), "Job Matching and the Theory of Turnover", *Journal of Political Economy*, vol. 87 No 5, pp. 972-990.

Kalbfleisch, J.D., Prentice, R.L. (1980), "The Statistical Analysis of Failure Time Data", *John Wiley Sons, New York*.

Katz, L.F. et Krueger, A.B. (1999), "The High-Pressure US Labor Market of the 1990s", *Brookings Papers on Economic Activity*, No 1, pp. 1-65.

Kiefer, N. (1988), "Economic duration data and hazard functions", *Journal of Economic Literature*, vol. 26, pp. 646-679.

Klein, J.P. et Moeschberger, M.L. (1997), "Survival analysis : Techniques for censored and truncated data", *New York : Springer*.

Laffont, J. J. (1984), "Cours de théorie micro-économique", vol. II, Économie de l'incertain et de l'information, Economica, Paris.

Lazear, E.P. (1995), "Hiring Risky Workers", *NBER Working Paper*, No 5334.

Lazear, E.P. et Rosen, S.(1990), "Male-female wage differentials in job ladders", *The Review of Economics and Statistics*, vol. 71, pp. 677-681.

Leclair, M. et Roux, S. (2005), "Mesure et utilisation des emplois instables dans les entreprises", *Document de travail de la DESE*, vol. 04.

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.

Leibenstein, H. (1987), "Inside the firm", Harvard University Press, Chap. 5.

Loh, E.S. (1994), "Employment Probation as a Sorting Mechanism", *Industrial and Labor Relations Review*, vol. 47 N°3, pp. 471-486.

Lollivier, S. (1994), "L'évolution du marché du travail dans les années quatre-vingt", *Revue Économique*, vol. 3, pp. 429-441.

Lutinier, B. (2006), "Les mouvements de main d'oeuvre au premier trimestre 2005", *Premières Synthèses DARES*, No 5.1, février.

Mac Donald G. (1982), "A Market Equilibrium Theory of Job Assignment and Sequential Accumulation of Information", *American Economic Review*, vol. 72, pp. 1038-1055.

Maddala, G. (1983), "Limited-Dependent and Qualitative Variables in Econometric", *Econometric Society Monographs* No. 3, Cambridge University Press, New York.

Malcomson, J. M. (1984), "Work Incentives, Hierarchy and Internal Labor Market", *Journal of Political Economy*, vol. 92, pp. 486-507.

Manski, C. F. (1989), "Anatomy of the Selection Problem", *Journal of Human Resources*, vol. 24 No 3.

Martin-Houssart, G. (2001), "De plus en plus de passages vers un emploi stable", *Insee Première*, No. 769.

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.

McFadden, D. (1974), "Conditional Logit Analysis of Qualitative Choice Behavior", dans *Frontiers in Econometrics*, Academic Press, New-York, vol. 23, pp. 105-142.

Mincer, J. (1974), "Schooling, Experience and Earnings", Columbia University Press : New York.

Murphy, K. (2000), "What effect does uncertainty have on the length of labor contracts?", *Labour Economics*, vol. 7, Issue 2, pp. 181-201.

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.

Oaxaca, R.L (1973), "Male-Female Wage Differentials in Urban Labor Markets", *International Economic Review*, vol. 14, No 3, pp. 693-709.

OCDE (2002), Perspectives de l'emploi, Paris.

OCDE (2004), Employment in Europe 2004.

Oi, W. Y. (1962) "Labor as a quasi-fixed factor" *Journal of Political Economy*, Vol. 70, pp. 238-255.

Pénard, T., Sollogub, M. et Ulrich, V. (2000), "Insertion des jeunes sur le marché de travail et nature du contrat d'embauche : une approche par la théorie des jeux répétés ", *Économie et Prévision*, vol. 5, No 146, pp.73-94.

Picchio, M. (2006), "Wage Differentials and Temporary Jobs in Italy", *Département des Sciences Économiques de l'Université catholique de Louvain*, Discussion Paper 2006-33.

Postel-Vinay, F. et Saint-Martin, A. (2004), "Comment les salariés perçoivent la protection de l'emploi?", *Économie et de Statistique*, No 372.

Pucci, M. et Valentin, J. (2004), "Le renchérissement des CDD peut être favorable à l'emploi : une analyse des décisions des entreprises en environnement incertain", *Annales d'Économie et Statistique*, No 78.

Rasmusen, E. (1989), "Games and Information : An Introduction to Game Theory", Blackwell, Cambridge Mass.

Rosen, A. (1994), "Temporarily asymmetric information and labour contracts", *Labour Economics*, vol. 1, Issues 3-4, pp. 269-287.

Spence, M. (1973), "Job Market Signaling " *The Quarterly Journal of Economics*, vol. 87, No. 3, pp.355-374.

Storrie, D. (2002), "Temporary Agency Work in the European Union", *Consolidated Report, Fondation européenne pour l'amélioration des conditions de vie et de travail*.

Tunny, G. et Mangan, J. (2004), "Stepping Stones to Permanent Employment in the Public Service" *Labour*, vol. 18 (4), pp. 591-614.

Vella, F. (1998), "Estimating Models with Sample Selection Bias : A Survey", *Journal of Human Resources*, vol. 33 No. 1.

Vroman, S. (1989), "Inflation uncertainty and contract duration", *Journal of Monetary Economics* , vol. 27, pp. 361-380.

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.

Wallace, F. (2001), "The Effects of Shock Size and Type on Labor-Contract Duration", *Journal of Labor Economics* vol. 19, pp. 658-681.

Wallace, F. et Blanco, H. (1991), "The effects of real and nominal shocks on union-firm contract duration", *Journal of Monetary Economics* , vol. 27, pp. 361-380.

Zylberberg, A. (1981), "Flexibilité, incertain et théorie de la demande de travail", *Annales de l'Insee*, vol. 42, pp. 31-51.

Annexe A

Annexe chapitre 1

A.1 Lois de distribution d'une variable de durée

Le terme de durée est employé de manière générale pour désigner le temps qui s'écoule dans un état. Cette durée s'interrompt lors de la réalisation d'un événement qui peut être interprété comme une transition d'un état initial vers un autre état. La durée T est une variable aléatoire, réelle et positive, de loi continue sur \mathbb{R}^+ . La distribution des probabilités de durées peut être spécifiée par la fonction de répartition $F(t)$ elle représente la probabilité que la durée de l'emploi dure au moins de t périodes :

$$F(t) = P(T < t)$$

La fonction de densité correspondante s'écrit :

$$f(t) = \frac{F'(t)}{dt}$$

$f(t) dt$ spécifie la probabilité que la durée de l'emploi T prenne fin entre t et $(t + dt)$ périodes.

A partir de la fonction de répartition et la fonction de densité, définies ci dessus, nous déterminons la fonction de Survie définie par :

$$S(t) = 1 - F(t) = P(T \geq t)$$

$S(t)$ désigne la probabilité que T ne soit pas encore achevée après t unités de temps. La fonction de survie est définie sur \mathbb{R}_+ , continue, décroissante, avec $\lim_{t \rightarrow 0} S(t) = 1$ et $\lim_{t \rightarrow \infty} S(t) = 0$.

La fonction de hasard est définie par :

$$\lambda(t) = \lim_{dt \rightarrow 0} \frac{P(t \leq T \leq t + dt)}{dt}$$

c'est la probabilité instantanée qu'une durée s'achève en t (c'est à dire au bout de t unités de temps), sachant qu'elle n'est pas encore achevée en t . La fonction de hasard peut s'écrire $\lambda(t) = \frac{f(t)}{S(t)}$ et la fonction de survie comme l'exponentielle du hasard intégré $S(t) = \exp \left\{ - \int_0^t \lambda(s) ds \right\}$.

A.2 L'estimation des durées par la méthode de Kaplan-Meier

L'estimateur Kaplan - Meier est plus utilisé pour l'estimation non paramétrique des durées. Tel quel, il ne permet pas d'introduire des variables explicatives. Ce type d'estimateur est particulièrement adapté à l'hypothèse d'homogénéité de l'échantillon.

Les durées observées sont ordonnées de façon croissante :

$$t(1) < t(2) < t(3) < \dots < t(k) \text{ avec } K \leq N$$

le nombre d'individus connaissant l'événement en t_j (de durées égales à t_j) et d_j est le nombre d'individus censurées entre t_j et t_{j+1} .

La population soumise au risque juste avant t_j est :

$$r_j = \sum_{i=j}^K (d_i + m_i)$$

L'estimateur Kaplan-Meier de la survie s'écrit :

$$S_{KM}(t) = \prod_{j/t_j < t} \left(1 - \frac{d_j}{r_j} \right) \text{ pour } t \in]t_j, t_{j+1}]$$

Dans notre cas, cette fonction permet de calculer la probabilité de rester à l'emploi pendant t périodes ou plus. Dans notre échantillon nous ne disposons pas de données censurées puisque la variable durée de l'emploi temporaire est déterminée pour tous les individus possédant un contrat de travail temporaire.

Annexe B

Annexe chapitre 2

Les enquêtes Emploi

Chaque année, l'Insee réalise l'enquête Emploi auprès de 148 000 individus tirés selon un taux de sondage moyen de 1/300 à partir d'une stratification de région/ commune/ aire de logement de la France métropolitaine. L'échantillon est renouvelé par tiers chaque année. Il est possible de construire à partir de l'identifiant de l'aire de logement (aire), l'identifiant du logement (imloc), le numéro individuel dans le ménage (noi), le sexe (s) et l'année de naissance (naia) une base de données en panel sur 3 années. Seuls les individus répondant pour eux même aux questionnaires sont conservés. Les questions mobilisées concernant les types de contrat de travail sont les suivantes :

- Question A7 - a : M... est-il intérimaire ?
- Question A7 - e : M... a-t-il un contrat de travail à durée déterminée ou un contrat saisonnier ? Si oui quelle est la durée total prévue du contrat : en mois ou en semaines (au choix)

– Question G : Noter le situation principale au cours de chacun des 12 mois (les contrat à durée déterminée, mission d’intérim, l’apprentissage et le travail saisonnier sont regroupés)

– Question A7-f - SI M... est salarié de l’état, d’une collectivité locale (réponse 2 en A.3b), quel est son statut :

1. Fonctionnaire ou agent titulaire
2. Fonctionnaire stagiaire, fonctionnaire-élève Agent de l’Etat ou d’une collectivité locale non titulaire :
3. Contractuel (sans limitation de durée)
4. Contractuel (pour une durée limitée), auxiliaire, vacataire, pigiste
5. Autre salarié de l’Etat ou d’une collectivité locale.