

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

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 Multinomial	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

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 forte 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 faible 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

Variables	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 Multinomiale

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 Multinomiale. 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 (dl)	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.

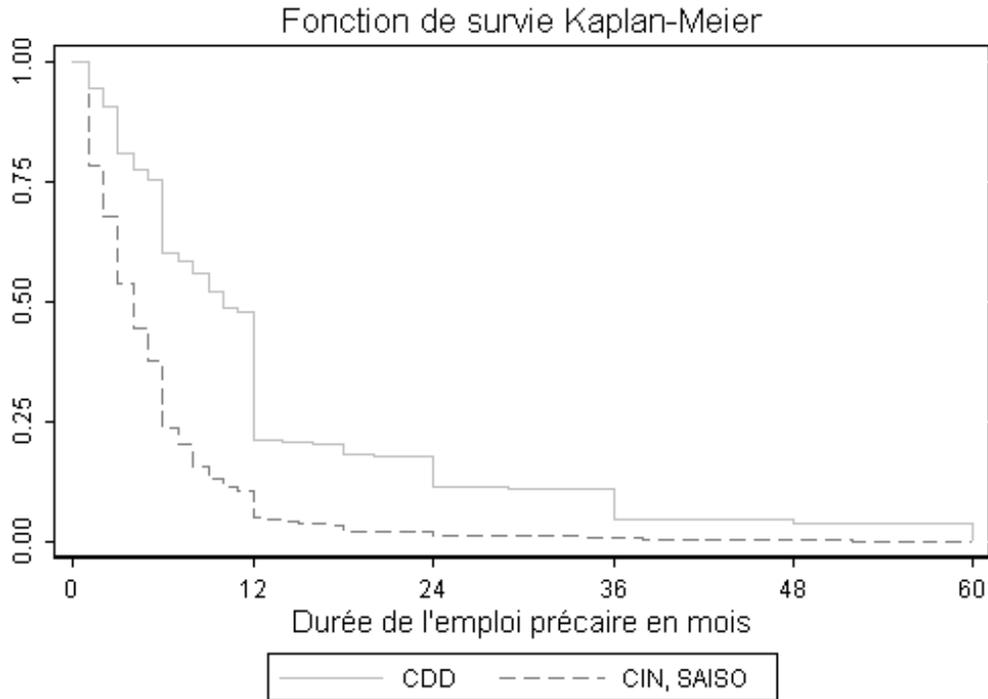


FIG. 1.1 – Fonction de survie selon le statut du contrat : CDD/CIN,SAISO

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.

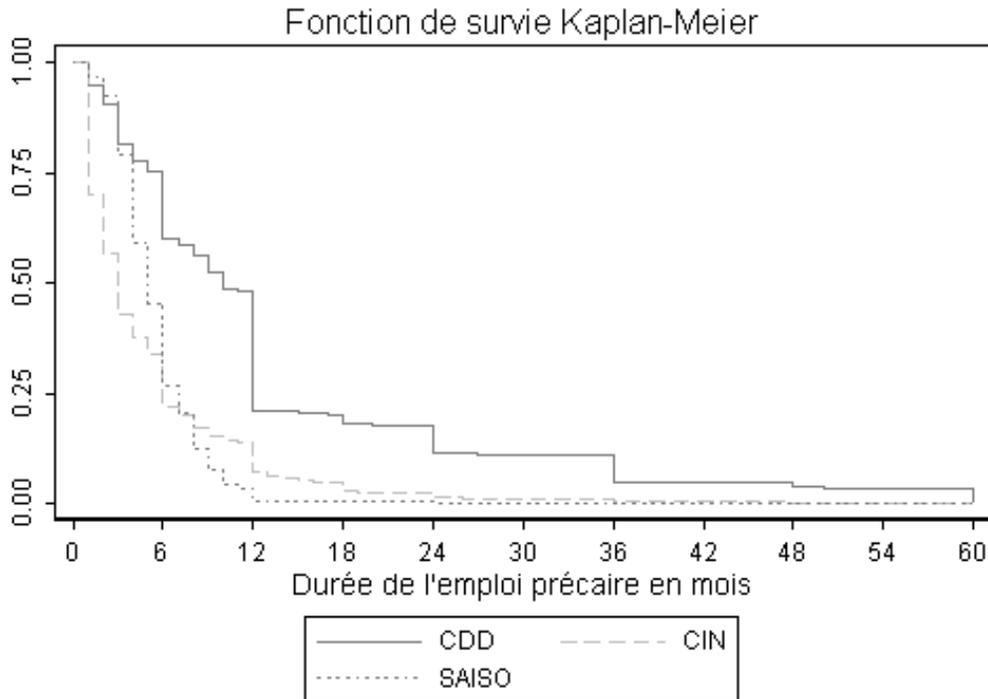


FIG. 1.2 – Fonction de survie selon le statut du contrat : CDD/CIN/SAISO

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

$$P_i^* = \alpha Z_i + \mu_i \tag{1.14}$$

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

Equation de durée

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

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***	(0.605)	1.263***	(0.605)	1.552***	(0.605)	1.552***	(0.605)	
Techniciens	2.848***	(0.441)	2.879***	(0.441)	2.564***	(0.440)	2.564***	(0.440)	
Contremaîtres	-3.396***	(0.256)	-3.412***	(0.256)	-2.468***	(0.256)	-2.468***	(0.256)	
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)
BEP/C 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).