



**Les parcours professionnels des salariés agricoles : quel impact des
contrats temporaires ?
(Version provisoire)**

Bellit Sonia

UMR 1041-Unité CESAER –INRA, Dijon et CCMSA, Paris.

sonia.bellit@dijon.inra.fr

Résumé

L'agriculture est, plus que tout autre secteur, pourvoyeur d'emplois temporaires. L'objectif principal de ce papier est d'analyser l'impact du contrat temporaire en agriculture sur la probabilité de rester en emploi dans le secteur. Du fait des spécificités du secteur agricole, nous n'envisageons pas uniquement le processus de stabilisation comme le passage d'un contrat temporaire à un emploi permanent mais aussi comme une succession d'emplois temporaires sans passage par le chômage. Nous estimons un modèle de durée à risques concurrents en temps discret à partir de deux sous-échantillons regroupant respectivement les contrats saisonniers et les CDD (Contrat à Durée Déterminée). Ce type de modélisation nous permet de distinguer ce qui relève des caractéristiques individuelles, de la trajectoire passée ou de la dépendance temporelle, i.e. le temps passé dans l'emploi temporaire. Globalement, les résultats montrent que si la probabilité pour un salarié de retrouver un emploi augmente avec le nombre d'emplois temporaires déjà accumulés durant sa carrière, elle diminue avec le nombre d'interruptions d'emploi. La meilleure façon de retrouver un emploi temporaire en agriculture serait alors d'avoir un parcours construit sur une récurrence d'emplois de ce type sans interruptions. Nous mettons également en évidence l'effet de la dépendance temporelle sur les probabilités de transitions. Que le contrat temporaire soit saisonnier ou non, les risques de sortie vers le non-emploi sont maximaux pour les contrats les plus courts mais les perspectives d'emplois s'améliorent au-delà. Dans le cas spécifique du CDD, les chances de conversion en CDI (Contrat à Durée Indéterminée) sont plus élevées lorsqu'on s'approche de la durée maximale légale. Enfin, la sortie du secteur agricole est le fait des salariés les plus qualifiés. Néanmoins, les risques de sortie sont relativement faibles : les emplois agricoles supposent un savoir-faire spécifique difficilement transférables aux autres secteurs.

Mots-clés : contrat temporaire, risques concurrents, dépendance de durée, transitions professionnelles

Codes JEL : J24, J41, J43, J64

1. Introduction

L'agriculture est, plus que tout autre secteur, pourvoyeur d'emplois temporaires. En effet, il est soumis à d'importantes fluctuations d'activités qui exigent de faire appel à une main d'œuvre relativement flexible. De ce fait, il a recours à des formes originales d'emplois telles que le contrat saisonnier. Ces contrats bénéficient, en effet, d'un certain nombre d'avantages fiscaux qui les rendent très attractifs du point de vue des exploitants agricoles. Ces avantages prennent aujourd'hui la forme d'exonération de charges patronales via le dispositif TO-DE (Travailleurs Occasionnels- Demandeur d'Emploi). En 2007, 80% des contrats temporaires bénéficient de ce dispositif.¹

L'importance des contrats temporaires en agriculture nous amènent à réfléchir sur leur rôle dans le parcours professionnel des salariés agricoles. L'objectif principal de ce papier est d'analyser l'impact du passage par un contrat temporaire en agriculture sur la probabilité de rester en emploi dans le secteur. De nombreux travaux se sont intéressés à l'effet des contrats temporaires sur l'accès à l'emploi permanent (Van Ours et al, 2004, Gagliarducci, 2005, Güell et al., 2007, etc.). Notre étude s'inscrit dans une démarche similaire mais se distingue en deux points. D'abord, nous ne nous focalisons pas sur l'accès à l'emploi permanent. En effet, du fait de ses spécificités, le secteur agricole offre des carrières construites sur l'enchaînement de contrats temporaires sur de longues périodes (Bellit, Détang-Dessendre, 2013). Dès lors, nous n'envisageons pas uniquement le processus stabilisation comme le passage d'un contrat temporaire à un emploi permanent mais aussi comme une succession d'emplois temporaires sans passages par le chômage. Ensuite, nous prenons en compte l'hétérogénéité qui caractérise l'emploi temporaire en agriculture. Ainsi, nous ne limitons pas l'analyse à une dichotomie temporaire/permanent : nous distinguons les contrats saisonniers des CDD (Contrat à Durée Déterminée) dits « classiques ».

Nous mobilisons dans ce travail une base de données originale issue de la Mutualité Sociale Agricole (MSA) qui recense l'ensemble des contrats signés dans le secteur agricole entre 2002 et 2009. Nous sélectionnons les individus passés au moins une fois par un contrat temporaire en agriculture entre 2002 et 2009. Nous reconstituons alors la trajectoire en caractérisant les différents états successivement occupés par les individus durant la période d'étude. Afin de retrouver les périodes d'emplois passées en dehors de l'agriculture, nous complétons le fichier de la MSA par des informations issues de l'Echantillon Inter-régimes des Cotisants (EIC).

Afin de décrire la dynamique des transitions entre les différents états, nous estimons un modèle de durée à risques concurrents en temps discret. Ce type de spécification nous permet de contrôler à la fois l'effet des caractéristiques individuelles et celui de la dépendance temporelle. En outre, nous créons des indicateurs tels que le nombre de contrats temporaires ou d'interruptions d'emplois déjà accumulés afin d'isoler l'effet des dépendances passées sur les transitions. Enfin, en adoptant l'approche des points de masse initiée par Heckman et Singer (1984), nous n'imposons pas une distribution spécifique aux termes d'hétérogénéités inobservées.

¹ Source: CCMSA

Globalement, les résultats montrent que la trajectoire passée est un facteur déterminant dans la construction des transitions professionnelles. En effet, la probabilité pour un salarié de retrouver un emploi augmente avec le nombre d'emplois temporaires déjà accumulés durant sa carrière. A l'inverse, elle diminue avec le nombre d'interruptions d'emploi. Dès lors, il semblerait que la meilleure façon de retrouver un emploi (temporaire) en agriculture soit d'avoir un parcours construit sur une récurrence d'emplois de ce type. Nous portons également un intérêt à l'effet de la dépendance temporelle, i.e. le temps passé dans l'emploi temporaire, sur les risques de sortie. Que le contrat soit saisonnier ou non, les risques de sortie vers le non-emploi sont maximaux pour les contrats les plus courts mais les perspectives d'emplois s'améliorent au-delà. Dans le cas spécifique du CDD, les chances de conversion en CDI (Contrat à Durée Indéterminée) sont plus élevées lorsqu'on s'approche de la durée maximale légale. Enfin, la sortie du secteur agricole est le fait des salariés les plus qualifiés. Néanmoins, les risques de sortie sont relativement faibles : les emplois agricoles supposent un savoir-faire spécifique difficilement transférables aux autres secteurs (Becker, 1976).

1. Les contrats temporaires selon la théorie économique

Pour comprendre l'impact du contrat temporaire sur la construction des parcours professionnels des salariés agricoles, différentes théories économiques s'offrent à nous.

Du point de vue de l'offre de travail, la théorie micro-économique repose sur plusieurs hypothèses dont celle d'une parfaite substituabilité des agents économiques et par conséquent d'un facteur travail homogène. En levant cette hypothèse forte, la théorie du capital humain, initiée par Becker (1964) tente d'expliquer les différentiels de productivité et de salaire par ceux des niveaux de connaissances pouvant être accumulés par les individus. De ce point de vue, l'éducation n'est pas considérée comme un bien de consommation mais comme un investissement qui, à terme, accroît le niveau de rémunération. Cette conception du capital humain repose donc sur l'idée d'un processus d'accumulation de connaissances et de compétences au cours du temps. Becker (1964, 1976) adopte une distinction entre la formation générale souvent acquise lors de la scolarité et la formation spécifique acquise par l'expérience en entreprise. La première correspond à un ensemble de connaissances génériques valorisables sur l'ensemble du marché du travail. La seconde est au contraire associée à un savoir-faire spécifique difficilement transférable : « Human capital is specific if it increases a worker's productivity only at the firm » (Becker, 1964). Les salariés agricoles, souvent peu qualifiés sont d'autant plus concernés par ce type de capitalisation spécifique acquise par l'expérience. En situation d'information imparfaite, l'expérience peut être un indicateur pertinent du niveau de productivité du travailleur. Ainsi, dans le prolongement de la théorie du capital humain, la théorie du signal développée par Spence (1973) présente le capital accumulé comme un moyen de sélection des travailleurs, qui auraient d'autant plus de chances d'être recrutés que leur expérience en emploi est longue. De ce point de vue, le passage par un contrat temporaire devrait être l'occasion pour le salarié d'acquérir des

compétences spécifiques lui permettant à terme de pérenniser son parcours professionnel. Ainsi, de nombreux travaux se sont intéressés à l'impact du contrat temporaire per se (dépendance d'état) et du temps passé dans ce type de contrat (dépendance de durée) sur l'accès à l'emploi permanent. Les conclusions sont ambiguës. Van Den Berg et al. (2011) montrent que si les emplois temporaires augmentent la probabilité pour un chômeur d'accéder à l'emploi stable, cet effet « tremplin » n'est pas significatif sur le long terme. Ils concluent néanmoins que les emplois temporaires réduisent significativement la durée de chômage. Güell et al. (2007) s'intéressent à l'influence des contraintes légales des contrats temporaires espagnoles sur les transitions vers un emploi stable. Elles montrent que la probabilité de conversion augmente avec la durée passée dans l'emploi temporaire et atteint un pic lorsqu'on se rapproche de la durée maximum légale. En adoptant une approche descriptive, Cancé et al. (2003) présentent le contrat temporaire français à la fois comme un rempart contre le chômage et un tremplin vers l'emploi permanent. Néanmoins, ils font une distinction entre le CDD « classique » et le contrat intérimaire², souvent de courte durée, pour lequel la stabilisation est moins fréquente.

Si ces travaux accréditent l'idée selon laquelle le CDD facilite l'accès à l'emploi stable, d'autres études présentent le contrat temporaire comme une trappe à la précarité. En effet, certaines trajectoires professionnelles sont construites sur une récurrence de contrats courts: les emplois temporaires appelant d'autres emplois temporaires (Joutard, Werquin, 1992). Dès lors, une forme de continuité d'emploi peut être associée à un enchaînement de contrats temporaires sans passage par le chômage (Eckert, Mora, 2008). Ce n'est pas tant la nature du contrat qui pose problème mais la discontinuité qu'il suppose. La succession d'emplois temporaires diminue la probabilité pour un individu de trouver un emploi stable et est d'autant plus faible lorsqu'il y a des interruptions d'emplois (Gagliarducci, 2005). Pour Farber (1999), les trajectoires professionnelles sont marquées par une forte inertie. A partir d'un modèle théorique, il souligne le lien positif existant entre la probabilité de turnover d'un individu et le nombre d'emplois déjà occupés durant sa carrière. Se dessinent ainsi distinctement des trajectoires stables et des trajectoires mobiles marquées par la succession d'emplois temporaires. Sur données françaises, Givord et al. (2010) estiment empiriquement les intensités de transitions entre les différents états sur le marché du travail. Ils constatent une forte persistance des situations professionnelles au cours du temps et relativisent ainsi l'effet « tremplin » des contrats temporaires.

Du point de vue de la demande, le recours au contrat temporaire peut être l'occasion de révéler la productivité du salarié sous l'hypothèse d'une asymétrie d'informations. En effet, les aptitudes des salariés ne sont pas révélées ex ante à l'employeur. Le salaire est ainsi réévalué à chaque période puis s'ajuste jusqu'à la révélation de la « vraie » productivité du travailleur. Selon Jovanovic (1984), seuls les meilleurs appariements perdurent (« (...) survival of the fittest match »). Sur données allemandes, Boockman et Hagen (2008) mettent

² Un contrat intérimaire est signé pour répondre à des besoins temporaires. Il ne doit pas être lié à l'activité normale de l'entreprise.

en évidence l'usage du contrat temporaire comme un moyen de tester le salarié à moindre coût. En effet, la productivité du salarié ne pouvant pas être pas révélée ex ante, les contrats temporaires offrent la possibilité pour les employeurs de se séparer des mauvais appariements sans coûts de licenciements. A contrario, les bons appariements sont conservés. Pour valider cette hypothèse, ils démontrent empiriquement qu'après un certain laps de temps (deux ans en moyenne), les emplois initiés par un CDD se terminent moins fréquemment que ceux débutés par un CDI. Les auteurs valident donc ici l'idée de l'utilisation des CDD comme test préalable à l'embauche. Par ailleurs, les contrats temporaires peuvent aussi être une réponse à un besoin de flexibilité face aux fluctuations d'activités des entreprises. A terme, elles n'ont alors aucun intérêt à renouveler ou stabiliser cette main d'œuvre temporaire.

Le rôle des contrats temporaires dans les parcours individuels n'est pas clairement défini. Ils peuvent, en effet, amener à des situations ou des trajectoires très hétérogènes sur le marché du travail.

2. Le cas spécifique du secteur agricole français

a. Les formes d'emploi temporaire en agriculture³

Du fait de sa dépendance vis-à-vis de la nature, l'agriculture est marquée, plus que tout autre, par d'importantes fluctuations d'activités. Pour répondre au besoin de main d'œuvre temporaire, les exploitants agricoles peuvent avoir recours à un CDD dit « classique » ou à un contrat saisonnier. Ce dernier doit néanmoins être justifié par le caractère cyclique de l'augmentation d'activité. Par ailleurs, le cadre légal dans lequel s'inscrivent les contrats saisonniers diffère à plusieurs égards des CDD dits « classiques ». En effet, ils ne font pas l'objet d'indemnisation de fin de contrat par l'employeur. Ils ne sont ni soumis au délai de carence entre deux contrats successifs ni à l'obligation de requalification en Contrat à Durée Indéterminée (CDI) en cas de reconductions successives du contrat saisonnier. Enfin, les contrats saisonniers ne comportent pas de termes précis.

Une autre spécificité des contrats saisonniers est la réduction de charges dont ils bénéficient depuis une vingtaine d'années. A l'origine, ces réductions étaient destinées à favoriser l'emploi des chômeurs ou des travailleurs occasionnels. Ces derniers devaient être affiliés à un régime de sécurité sociale obligatoire et recrutés pour répondre à un pic d'activité d'une durée maximum de 100 jours⁴. Progressivement, les mesures d'exonérations ont concernées un nombre plus vaste de travailleurs et d'exploitants agricoles. En effet, en supprimant l'obligation d'affiliation à un régime de sécurité sociale, les étrangers, par le biais du contrat

³ Les formes d'emplois temporaires du secteur agricole ne sont pas décrites ici de façon exhaustive. Les contrats temporaires signés par le biais d'un groupement d'employeurs sont également des formes d'emplois originales utilisées dans le secteur. Néanmoins, la base de donnée mobilisée ne permet pas de les dissocier des autres contrats.

⁴ Décret n°95-703 du 9 mai 1995.

OMI⁵ (Offices des Migrations Internationales), ont pu bénéficier des réductions de charges. De la même façon, les mesures ont été étendues à un ensemble plus large d'activités agricoles. Enfin, la durée maximum d'application de ces taux réduits est passée de 100 jours à 119 jours par salarié et par année civile. Aujourd'hui, cette politique d'exonération de charges en agriculture prend la forme du dispositif TO-DE⁶ (Travailleurs Occasionnels-Demandeurs d'Emploi). Les nombreuses particularités dont bénéficient les contrats saisonniers inciteraient les exploitants à y avoir recours de manière abusive : certains travailleurs saisonniers seraient, en effet, affectés à des tâches non liées au rythme des saisons et pouvant être identifiés à un surcroît d'activité. Dès lors, le contrat saisonnier n'apparaît pas uniquement comme un moyen de faire face aux fluctuations d'activités de la production agricole : il répond aussi à une logique de réduction du coût du travail. Par ailleurs, dans un contexte de baisse globale du travail agricole, l'emploi saisonnier prend de l'ampleur. Entre 2000 et 2009, cela se traduit par une baisse de 12% des contrats à durée indéterminée (CDI), une stagnation des contrats à durée déterminée (CDD) non saisonniers et une augmentation de 9% des contrats à durée déterminée saisonniers (Villaume, 2011). Les contrats TO-DE représentent 71% des contrats temporaires signés dans la production agricole en 2011⁷.

b. Des trajectoires d'emplois très hétérogènes

Dans un secteur où les contrats temporaires représentent près de la moitié des contrats actifs (Villaume, 2011), l'insertion des salariés dans l'emploi permanent semble difficile. Parmi les salariés ayant débuté par un contrat saisonnier en 2007, seulement 3% signe un CDI en 2008 ou 2009. Parmi les signataires d'un CDD non saisonniers en 2007, 10% ont accédé à un CDI en 2007, 2008 ou 2009 (Villaume, 2011). Si l'on considère le processus de stabilisation comme le passage du CDD au CDI, ce phénomène est de fait peu observé dans le secteur agricole. Par le biais d'une typologie, Bellit et Détang-Dessendre (2013) mettent clairement en évidence l'hétérogénéité des trajectoires professionnelles des salariés agricoles. Les trajectoires en agriculture se distinguent autant par leur niveau de stabilité que par leur niveau d'ancrage dans le secteur. D'une part, des trajectoires stables, qui représentent plus d'un tiers de l'échantillon, s'opposent à des trajectoires marquées par l'enchaînement de contrats temporaires. En distinguant les contrats saisonniers des CDD dits « classiques », l'étude met en évidence l'existence de trajectoires construites sur l'enchaînement de contrats saisonniers sur de longues périodes. Par ailleurs, l'estimation d'un modèle logistique multinomiale fait apparaître l'accumulation de capital spécifique, i.e. l'expérience professionnelle en agriculture comme un facteur favorable à la stabilisation dans le secteur. A l'inverse, la formation n'est pas un gage de stabilité. En effet, les salariés non qualifiés sont plus susceptibles d'avoir un parcours stable en agriculture que dans les autres secteurs. Certaines caractéristiques locales semblent aussi être un facteur important dans la construction des parcours professionnels des salariés agricoles. Ainsi, lorsque le niveau de concurrence industrielle est important, les

⁵ Contrat à durée déterminée destiné aux étrangers. Leur droit de séjour est lié à la durée du contrat de travail.

⁶ Loi n° 2010-237 du 9 mars 2010.

⁷ Source : CCMSA

exploitations seraient plus incitées à stabiliser leurs salariés. Ces derniers n'auraient alors aucun intérêt à changer d'entreprise et/ou de secteur.

D'autre part, le salariat agricole peut être une situation de long terme ou correspondre, au contraire, à une période transitoire dans une carrière professionnelle. 50% des salariés en contrats temporaires en 2007 ne sont plus dans le secteur agricole en 2009 (Villaume, 2011). Bojnec et Dries (2005) s'intéressent aux causes des flux de travailleurs en provenance du secteur de l'agriculture. Le capital humain « générique », i.e. le niveau d'éducation, apparaît comme un déterminant majeur des mouvements intersectoriels. Les individus les plus éduqués sont plus susceptibles d'aller vers d'autres secteurs. En revanche, les individus les moins éduqués ont moins de chances de retrouver un emploi en dehors de l'agriculture et sont ainsi plus susceptibles d'y rester. Sur données suédoises, Gullstrand et Tezic (2008) expliquent les sorties du secteur agricole par (i) le niveau de salaire mesurant la qualité du match salarié-poste, (ii) les coûts de changement de poste et (iii) les coûts de changement de secteur. Or, les coûts de changement de poste et de secteur sont d'autant plus élevés que le savoir-faire lié au poste et/ou au secteur est spécifique. Autrement dit, les salariés agricoles dont le capital spécifique au secteur est important sont moins susceptibles de sortir de l'agriculture.

Les contrats temporaires ont rarement fait l'objet d'étude en économie du travail appliquée au secteur agricole. Si les travaux récents s'intéressent aux liens existants entre la structure familiale des exploitations et la demande de travail salarié (Benjamin, 1996, Benjamin et Kimhi, 2006, Blanc et al., 2008), aucun n'a considéré l'hétérogénéité qui caractérise le salariat agricole. Plus généralement, la littérature appréhende l'emploi salarié par une dichotomie permanent – temporaire (Givord et al., 2009, Van Den Berg et al, 2011). Afin de saisir le fonctionnement du marché du travail salarié en agriculture et plus particulièrement les formes de stabilisation auxquelles on peut s'attendre dans ce secteur, il semble ainsi judicieux de faire une distinction entre les contrats temporaires eux même : les contrats saisonniers⁸, d'une durée inférieure à six mois, sont ainsi dissociés des Contrats à Durée Déterminée (CDD) « classiques »⁹.

A notre connaissance, l'ensemble des études économiques sur le sujet traite le processus de stabilisation comme le passage d'un contrat temporaire à un contrat permanent. En prenant en compte les besoins de flexibilité du secteur agricole et les nombreuses spécificités dont bénéficient les contrats saisonniers, nous pouvons supposer d'autres formes de stabilisation. Celles-ci pourraient correspondre à une relation de long terme entre un salarié et une ou plusieurs exploitations. Elles prendraient alors la forme d'un phénomène de rappel du salarié par le biais de contrats temporaires successifs. Deux éléments entreraient en jeu dans ce phénomène : le cadre légal des contrats temporaires et le capital spécifique accumulé par le salarié.

⁸ Dans la présente étude, les contrats saisonniers sont ceux bénéficiant d'une exonération ou d'une réduction de charges patronales spécifiques aux travailleurs occasionnels.

⁹ En 2009, la moitié des contrats saisonniers, contrats vendanges exclus, a duré moins de 29 jours alors que la moitié des CDD non saisonniers a duré plus de 100 jours (Villaume, 2011).

- i. Le phénomène de rappel des salariés par le biais de contrats temporaires serait d'autant plus observé que le cadre légal dans lequel s'inscrivent les contrats temporaires est souple. De la même façon, une législation plus souple devrait réduire le risque d'interruptions d'emplois entre les contrats, les entreprises n'étant pas soumises au délai de carence entre deux contrats.
- ii. L'accumulation de capital spécifique, mesurée ici par le temps passé en agriculture, devrait favoriser l'accès au CDI ou à un autre emploi temporaire et à l'inverse limiter le risque d'exposition au chômage. Si on retient l'hypothèse selon laquelle les emplois saisonniers sont essentiellement des emplois de conditionnement, de cueillette, très peu qualifiés, alors ils ne devraient pas être concernés par cette forme de capitalisation spécifique.
- iii. Le temps passé hors de l'emploi devrait favoriser les transitions vers le non-emploi.

3. Données

Nous avons mobilisé des informations émanant de différentes sources, la principale base de données étant mise à disposition par la MSA (Mutuelle Sociale Agricole). La MSA est un régime de protection sociale qui assure la couverture de l'ensemble de la population agricole salariée et non salariée en France. Le recensement des contrats de travail se fait sur un mode déclaratif. A chaque embauche, les chefs d'exploitations déclarent à la MSA le type de contrat de travail signé, les rémunérations et le nombre d'heures travaillées pour chacun de leurs salariés. Contrairement aux enquêtes rétrospectives qui souffrent des effets de mémoires, la base de données utilisée couvrent donc de façon exhaustive son champ d'application. Elle regroupe l'ensemble des contrats de travail actifs entre 2002 et 2010 des salariés cotisants au régime agricole. Chaque individu étant identifié par un identifiant unique dans le temps, nous pouvons créer aisément un fichier longitudinal. Par ailleurs, la base de données met à notre disposition un éventail d'informations assez large sur l'emploi occupé lorsqu'il ouvre des droits au régime agricole (secteur d'activité, rémunération, date de début et de fin d'activité, type de contrat, etc.). Afin de compléter les trajectoires des salariés en intégrant les périodes d'emploi hors de l'agriculture non couvertes par la MSA, nous avons eu recours à l'EIC (Echantillon Inter-régimes des Cotisants). Il suit un échantillon de cotisants aux différents régimes de retraites français tout au long de leur carrière. Nous exploitons le dernier échantillon disponible, de 2009 qui regroupe près de 240 000 individus¹⁰. L'EIC est mis à jour tous les 4 ans et réunit à chaque échéance, soit ici au 31 décembre 2009, tous les cotisants âgés de 23 ans à 75 ans. Le tirage de l'échantillon étant effectué à partir du Répertoire National d'Identification des Personnes Physiques¹¹, la grande majorité des individus est de

¹⁰ Le mode d'échantillonnage est glissant : chaque nouvel échantillon est composé des individus présents dans les EIC précédents (dont l'âge est inférieur ou égale à 75 ans au 31 décembre 2009) et d'un apport de cotisants âgés de 23 ans au moment de l'enquête. Le taux de sondage est d'une génération sur quatre entre 1934 et 1986 et de 2,68% par génération.

¹¹ Ce fichier répertorie les personnes nées en France, qu'elles soient françaises ou étrangères. Il regroupe aussi les personnes étrangères dont l'inscription a été demandée par une administration.

nationalité française. Compte tenu des informations disponibles dans les différents fichiers, la base de données initiale regroupe les parcours professionnels de 18630 individus entre janvier 2002 et décembre 2009, soit sept années.

Notre intérêt portant sur les contrats temporaires, nous retriouvons l'échantillon aux individus passés au moins une fois par un contrat temporaire dans la production agricole entre le 1^{er} janvier 2002 et le 31 décembre 2009. Nous excluons alors 7487 individus. Nous ne prenons pas en compte les salariés agricoles dont l'activité se limite exclusivement aux vendanges, ce qui revient à éliminer 2443 individus. Intégrer ces « vendangeurs exclusifs » dans l'analyse risquerait de masquer les régularités propres aux autres salariés agricoles. Nous éliminons aussi les contrats très courts principalement alimentés par des jeunes en cours d'étude. Finalement, nous conservons les salariés ayant eu un contrat d'un mois ou plusieurs contrats d'une durée cumulée minimum de trois mois dans la production agricole. Notre schéma d'analyse considère l'état initial d'un individu comme le premier contrat temporaire effectué entre le 1^{er} janvier 2002 et le 31 décembre 2009. Afin de s'affranchir des questions liées à la troncature à gauche des données, nous éliminons tous les contrats débutant avant le 1^{er} janvier 2002. Par la même occasion, nous évitons une surestimation de la durée des premiers contrats puisque qu'un contrat débuté avant 2002 est par construction toujours actif après 2002. Les contrats dont la date de fin est ultérieure au 31 décembre 2009 sont, en revanche, censurés à droite. Au final, nous travaillons sur un échantillon total de 5151 individus et 20927 épisodes en contrat temporaire en agriculture.

Nous étudions les différentes transitions auxquelles peuvent conduire le passage par un emploi temporaire¹². Par ailleurs, nous distinguons les contrats saisonniers des CDD dits « classiques » pour mettre en évidence un éventuel effet différencié. Les CDD ou les contrats saisonniers peuvent respectivement amener à une sortie vers un autre contrat temporaire en agriculture (CT), un contrat à durée indéterminée en agriculture (CDI), un emploi en dehors du secteur agricole (HA) ou à un épisode en non-emploi (NE). Afin de mettre en évidence une éventuelle récurrence de contrats temporaires, nous avons ainsi conservé la dimension contrat de ce type d'emploi. L'état « CT » regroupe à la fois les contrats saisonniers et les CDD car les fréquences de transitions entre CDD et contrat saisonnier sont très faibles (cf tableau 1). Les épisodes de non-emploi correspondent aux périodes sans contrats de travail et inclut de fait les périodes d'inactivité. L'état « HA » regroupe les épisodes d'emploi en dehors du secteur agricole sans distinguer les contrats permanents des contrats temporaires¹³. Finalement, nous considérons l'état « retraite » comme un état d'absorption et supprimons ainsi tous les épisodes lui succédant. De ce fait, nous écartons les épisodes de cumul de retraite et d'emplois en agriculture qui ne font pas l'objet de la présente étude. Au regard des travaux de Villaume (2011) effectués sur l'ensemble des contrats de travail en agriculture, notre échantillon est représentatif en terme de transitions observées entre les contrats agricoles. En effet, nous obtenons des fréquences de transitions similaires entre contrats temporaires et contrats stables en agriculture.

Le tableau 1 présente la répartition des épisodes d'emploi en CDD ou en contrat saisonnier selon le type de transition observé. Nous constatons que la majorité des épisodes en CDD ou

¹² Les épisodes de non-emploi sont pris en compte dès lors que la durée sans emploi entre deux contrats est supérieure à un mois.

¹³ L'EIC ne fournit pas d'informations quant au type de contrat signé hors du secteur agricole.

en contrat saisonnier est suivie d'une période de chômage (respectivement 61,3% et 72,2%). Cela laisse supposer une certaine discontinuité dans les parcours marqués par les emplois temporaires en agriculture. Une proportion moins élevée mais non négligeable des contrats saisonniers et des CDD est suivie par un autre contrat de même type (près de 20% d'entre eux). Ces chiffres renvoient à l'idée d'une récurrence des contrats précaires chez les salariés agricoles. En revanche, les transitions vers le CDI sont peu fréquentes et concernent respectivement 6,2% et 1,5% des CDD et contrats saisonniers. Notons tout de même une fréquence de stabilisation environ quatre fois plus élevée pour les épisodes d'emploi en CDD. Enfin, parmi les CDD et les saisonniers, 7,7% et 3,7% sont respectivement suivie par une sortie du secteur agricole. La sortie de l'agriculture est ainsi plus souvent le fait de salarié en CDD que de saisonniers.

Tableau 1 :
Répartition des épisodes par type de transition

Destination → Origine ↓	Saisonnier		CDD		CDI		HA		NE		Total	
	nb	%	nb	%	nb	%	nb	%	nb	%	nb	%
CDD "classique"	373	7,6	838	17,2	304	6,2	376	7,7	2996	61,3	4887	100
Contrat saisonnier	3096	19,9	422	2,7	239	1,5	577	3,7	11250	72,1	15583	100

Note: 237 contrats saisonniers et 220 CDD sont censurés à droite.

Le tableau 2 montre que pour des durées très courtes de CDD ou de contrat saisonnier¹⁴, il est plus fréquent d'observer des transitions vers un autre contrat temporaire ou un épisode de chômage. Les durées des contrats saisonniers et CDD sont en moyenne plus longues lorsqu'ils sont suivis d'un CDI. Cela renvoie à l'idée de l'utilisation du contrat temporaire comme un test de la qualité de l'appariement avant l'embauche. Les saisonniers sortent plus fréquemment du secteur agricole après un contrat temporaire relativement long. A l'inverse, les sorties de l'agriculture sont en proportion moins nombreuses pour les CDD de plus d'un an.

Tableau 2:
Durée des épisodes et type de transitions

Mois	CDD "classiques"								
	CDD-CT		CDD-CDI		CDD-HA		CDD-NE		
	nb	%	nb	%	nb	%	nb	%	
[0;3[542	44,8	65	21,4	139	37	1655	55,2	
[3;6[376	31	80	26,3	72	19,1	597	19,9	
[6;12[160	13,2	63	20,7	91	24,2	475	15,9	
>12	133	11	96	31,6	74	19,7	269	9	
Total	1211	100	304	100	376	100	2996	100	
Censurés								220	

¹⁴ Les contrats saisonniers étant des contrats de très courtes durées, nous fixons des intervalles de temps plus courts que ceux des CDD.

Contrats saisonniers (CS)								
Mois	CS-CT		CS-CDI		CS-HA		CS-NE	
	nb	%	nb	%	nb	%	nb	%
[0;1[1297	36,9	38	15,9	199	34,5	4720	42
[1;2[730	20,7	48	20,1	123	21,3	3221	28,6
[2;3[444	12,6	27	11,3	63	10,9	1195	10,6
>3	1048	29,8	126	52,7	192	33,3	2114	18,8
Total	3519	100	239	100	577	100	11250	100
Censurés					237			

Le tableau 3 présente les statistiques descriptives de l'échantillon global des 20927 épisodes en contrat temporaire et des deux sous-échantillons regroupant respectivement 15820 épisodes en contrat saisonniers et 5107 épisodes en CDD. Pour décrire chaque échantillon, nous disposons de différentes catégories de variables. Une première catégorie de variables regroupe les caractéristiques individuelles pouvant influencer les transitions des contrats temporaires telles que le sexe, l'âge et la nationalité. L'âge étant par définition variable dans le temps, nous considérons la valeur atteinte au début de chaque épisode. Ne disposant pas du niveau d'éducation des individus, nous avons considéré le niveau le plus élevé de PCS (Professions et Catégories Socioprofessionnelles) atteint comme un indicateur de son niveau de qualification. Globalement, nous retrouvons les traits caractéristiques de la main d'œuvre agricole dans notre échantillon : majoritairement des hommes (60%), plus jeunes que la moyenne de la population active (32 ans). Néanmoins, nous constatons une part légèrement plus élevée de femmes lorsque le contrat temporaire est saisonnier. A l'inverse, leur part est en moyenne plus faible lorsque le contrat est un CDD. Rappelons que ce travail se centre sur les salariés hors vendangeurs et autres contrats très courts. De ce fait, l'effet saisonnier et la précarité qui lui est associée sont atténués (Villaume, 2011). Le mode de sélection de l'EIC conduit à une surreprésentation des français qui représentent plus de 90% des individus des différents échantillons. Enfin, les individus sont majoritairement représentés par des professions intermédiaires ou des postes d'ouvriers qualifiés. Notons que le niveau de PCS ne reflète en aucun cas la qualification du poste en cours. Il est plutôt un indicateur du niveau de compétence ayant été atteint par l'individu au cours de sa trajectoire.

Une autre série de variables regroupe les caractéristiques de la trajectoire passée. Nous avons créé divers indicateurs mesurant le nombre d'interruption d'emploi ou de contrats temporaires (en distinguant contrat saisonnier et CDD) déjà accumulé. Lorsque le contrat observé est un CDD, le nombre d'interruptions d'emplois déjà connu est en moyenne plus élevé. Par ailleurs, nous constatons que les titulaires d'un contrat saisonnier sont déjà passés par plus de 4 autres contrats saisonniers en moyenne et aucun CDD dits « classiques ». Cela renvoie à l'idée de parcours marqués par une récurrence de contrats saisonniers sur une longue période (Bellit, Détang-Dessendre, 2013). Elle se vérifie moins lorsque le contrat court observé est un CDD. De la même façon, nous créons une variable mesurant la durée déjà passée dans l'exploitation afin de mettre en évidence l'idée d'une rotation du salarié dans une même entreprise. En outre, nous disposons de variables indiquant l'expérience en emploi ou plus spécifiquement en agriculture avant 2002, soit avant la date d'entrée des individus dans l'échantillon. Ces

variables permettent de tenir compte des conditions initiales. En effet, la situation observée en janvier 2002 est nécessairement corrélée à une trajectoire passée non observable. De façon générale, les titulaires de CDD ont une expérience dans l'exploitation ou plus généralement dans le secteur agricole plus élevée en moyenne que les titulaires de contrat saisonnier. Cela conforte l'hypothèse selon laquelle les CDD requièrent un niveau de capital spécifique plus élevée que les contrats saisonniers.

Nous intégrons également des variables qualifiant les caractéristiques des marchés locaux du travail. Ainsi, nous prenons en compte la catégorie de l'espace dans lequel se trouve l'individu sur un gradient urbain/rural et la distance au pôle urbain de plus de 50000 habitants le plus proche. L'objectif est ici de préciser l'accessibilité aux emplois. De même, le taux de chômage du bassin de vie est un bon indicateur du contexte économique dans lequel évolue le salarié. Enfin, nous introduisons des variables mesurant le taux d'emploi par secteur en 1999 du bassin de vie afin de rendre compte de sa structure économique. En moyenne, lorsque le contrat temporaire est un contrat saisonnier plutôt qu'un CDD, le salarié est plus susceptible de vivre dans une zone rurale.

Tableau 3:
Statistiques descriptives

	Echantillon global		CS		CDD	
	Moyenne	Nombre d'épisodes	Moyenne	Nombre d'épisodes	Moyenne	Nombre d'épisodes
Age	32	20927	32	15820	31	5107
Sexe:		20927		15820		5107
Homme	0,56	20927	0,53	15820	0,6	5107
Femme	0,44	20927	0,47	15820	0,4	5107
Nationalité:		20927		15820		5107
Français	0,94	20927	0,94	15820	0,93	5107
Etranger	0,01	20927	0,01	15820	0,01	5107
Inconnu	0,05	20927	0,05	15820	0,06	5107
PCS:		20927		15820		5107
Cadre/Profession Intermédiaire	0,49	20927	0,48	15820	0,53	5107
Ouvrier qualifié	0,26	20927	0,25	15820	0,27	5107
Employé	0,16	20927	0,18	15820	0,12	5107
Ouvrier non qualifié	0,09	20927	0,09	15820	0,08	5107
Nombre d'interruptions d'emploi	2,6	20927	2,8	15820	1,9	5107
Nombre CS	3,5	20927	4,3	15820	2,2	5107
Nombre CDD	0,9	20927	0,4	15820	1,3	5107
Expérience dans l'exploitation (en mois)	1,6	20927	0,9	15820	3,9	5107
Expérience en emploi avant 2002(en trimestre)	31,4	20927	32,4	15820	28,3	5107
Expérience en agriculture avant 2002 (en trimestre)	7,1	20927	6,8	15820	7,9	5107
Catégorie de la zone:		20927		15820		5107
Urbain	0,51	20927	0,49	15820	0,57	5107
Rural	0,49	20927	0,51	15820	0,43	5107
Distance au pôle urbain	37	20927	37,5	15820	0,36	5107
Taux d'emplois agricoles et agri-alimentaires	0,18	20927	0,19	15820	0,16	5107
Taux d'emplois industriels	0,13	20927	0,13	15820	0,14	5107
Taux d'emplois de service	0,58	20927	0,58	15820	0,6	5107
Taux de chômage du bassin de vie	0,08	20927	0,08	15820	0,08	5107

4. Modèle économétrique

a. Spécification du modèle

Afin d'étudier les déterminants qui affectent la probabilité de sortie du contrat temporaire vers un autre état, nous observons sur sept années les états successivement occupés sur le marché du travail des 5301 individus de notre échantillon. Du fait des spécificités du contrat saisonnier tant en termes juridique qu'en termes de coût, nous choisissons d'opérer deux modélisations différentes selon que l'individu soit en contrat saisonnier ou en CDD. Nous obtenons deux sous-échantillons regroupant respectivement 15820 épisodes en contrat saisonnier et 5107 épisodes en CDD. Outre les facteurs influençant la sortie du contrat temporaire, nous souhaitons mettre en évidence des phénomènes de dépendances de durée. Autrement dit, nous portons un intérêt à l'effet de la durée du contrat temporaire sur la probabilité d'en sortir. Par ailleurs, nous distinguons les sorties vers un autre contrat temporaire en agriculture, une période de chômage, vers un emploi dans un autre secteur ou encore vers un CDI dans le cas du CDD¹⁵. Afin de prendre en compte la multiplicité d'issues possibles et les effets temporels, les travaux de Steele et al. (1996b, 2004) et de Steiner (2001) proposent l'estimation d'un modèle multinomial. Contrairement à l'approche traditionnelle de l'analyse des risques concurrents qui consiste à estimer chaque événement séparément en censurant tous les autres événements, la spécification d'un modèle logistique multinomial présente ici l'avantage de pouvoir estimer simultanément tous les risques en considérant les cas de censure comme la catégorie de référence. Nous spécifions ainsi un modèle logistique multinomiale mixte (Train, 2003) dont les modalités correspondent respectivement à une sortie vers le chômage, une sortie vers un autre contrat temporaire en agriculture, une sortie vers un contrat en dehors du secteur agricole ou une sortie vers un CDI dans le cas des CDD. La dernière modalité correspond à une persistance dans l'emploi temporaire en cours.

Lorsqu'on travaille sur des données longitudinales, l'évènement étudié peut se produire plusieurs fois pour un même individu. Dans notre cas, cette occurrence se traduit par le fait qu'un même individu puisse connaître plusieurs épisodes en contrat temporaire entre 2002 et 2009. Les durées des épisodes peuvent alors être corrélées du fait de l'existence de facteurs non observés au niveau individuel et par conséquent commun à tous les épisodes. Considérer chaque événement séparément est statistiquement inefficace puisque le processus varie très peu entre les différents épisodes d'un même individu. Par ailleurs, la non prise en compte de l'hétérogénéité inobservée existante entre les individus conduit à un biais de dépendance temporelle négatif de la fonction de risque. En effet, un tri s'opère au cours du temps éliminant de la population soumise au risque, la sous-population ayant les chances de sortie les plus élevées. Ainsi, le risque de la population observée tend vers le risque le plus faible. Dès lors, une première alternative consiste à « clusteriser » les individus et capter leur passé par des variables. Nous optons pour une seconde alternative qui consiste à envisager un modèle multi-niveaux : «Multilevel event history models have been developed for the

¹⁵ Du fait d'une très faible proportion de transitions entre contrats saisonniers et CDI agricoles, nous n'envisageons pas ce type de transition dans la régression.

analysis of hierarchical duration data, where the hierarchical structure results from repeated events within individuals or clustering of individual within some higher-level grouping such as geographical area» (Steele et al., 2004). Ainsi, en prenant en compte la structure hiérarchique des données, nous pouvons relâcher l'hypothèse d'indépendance entre les périodes par l'intégration d'un effet aléatoire qui présente le double avantage de contrôler à la fois l'hétérogénéité inobservée qui affecte chaque individu et les corrélations entre les différents épisodes d'un même individu. Dans le cas d'événements répétés, les différents épisodes sont considérés comme le niveau hiérarchique 1 et l'individu comme le niveau hiérarchique 2.

L'approche multiniveaux nécessite une certaine organisation des données. En effet, la plupart des logiciels ou programmes adaptés à ce type d'analyse nécessitent au préalable une discrétisation des données. Ainsi, nous dupliquons les données de chaque sous-échantillon de façon à obtenir autant de lignes que d'intervalles de temps de 15^{16} jours précédent une transition ou une censure le cas échéant. Cela revient à diviser la durée t_i^s de l'épisode s de l'individu i en t intervalles de 15 jours avec $t \in \{1 \dots T\}^{17}$. Pour chaque intervalle de temps discret t de l'épisode s de l'individu i , nous observons une variable multinomiale y_{tsi} qui indique si un évènement a eu lieu ou non. Nous supposons K évènements possibles. La variable $y_{tsi} = k$ si l'évènement de type $k \in \{1 \dots K\}$ se produit durant l'intervalle t et $y_{tsi} = 0$ si aucun évènement ne se produit. L'identification d'un modèle à risques concurrents suppose d'imposer une structure aux intensités de transitions entre les états, i.e aux taux de hasard. Nous supposons ainsi classiquement un hasard de type proportionnel mixte (MPH) : les caractéristiques observables et inobservables conduisent à des valeurs strictement proportionnelles des fonctions de risque. Le risque d'occurrence d'un évènement k dans l'intervalle t pour l'individu i , noté $h_{tik}^s(t)$, est la probabilité qu'un évènement de type k se produise dans l'intervalle t sachant que l'individu i a survécu dans le même état jusqu'au début de l'intervalle t .

$$h_{tik}^s(t) = \frac{\exp[h_{tik}^0(t) + \beta'_k X_{ik} + v_{ik}]}{1 + \sum_m^K \exp[h_{tim}^0(t) + \beta'_m X_{im} + v_{im}]}$$

$h_{tik}^0(t)$ correspond au hasard de base : il mesure l'effet du temps passé dans un état sur la probabilité de sortie de cet état autrement dit, la dépendance temporelle. X_{ik} est le vecteur des caractéristiques observables de l'individu fixées au début de chaque épisode s . Il capte l'effet des caractéristiques individuelles, celles de la trajectoire passée telles que le temps déjà passé dans un état ou le nombre de contrat temporaire déjà accumulé et enfin celles des marchés locaux du travail. v_{ik} capte l'hétérogénéité individuelle inobservée. Par ailleurs, dans le cadre d'un modèle à risques concurrents, les facteurs non observés spécifiques aux individus peuvent également varier en fonction de l'alternative auquel conduit le contrat temporaire. Cela revient ici à spécifier K effets aléatoires supposés suivre une distribution normale de

¹⁶ Nous déterminons un intervalle de temps très courts afin de ne pas négliger une part importante des contrats saisonniers dont la durée oscille souvent entre 15 jours et 6 mois.

¹⁷ Chaque échantillon regroupe des contrats d'une durée minimum de 15 jours. La variable t est donc toujours supérieure à 0.

moyenne 0 et de variance finie σ_r^2 avec une matrice de covariance non nulle. Une corrélation non nulle entre les effets aléatoires permet, d'une part, de relâcher l'hypothèse d'Indépendance des Alternatives non Pertinentes (IIA) et d'autre part, de prendre en compte le fait que des facteurs inobservés communs puissent affecter plusieurs types de transitions (Train, 2003). Par exemple, nous pouvons supposer que des facteurs inobservés tels que la motivation du salarié ou la préférence pour le marché du travail affectent (positivement) à la fois le risque de sortie vers un autre contrat temporaire en agriculture et vers un emploi en dehors de l'agriculture.

Dans le cas où l'épisode d'emploi temporaire n'est pas suivi d'une transition vers un autre état à la fin de la période d'observation, l'épisode est dit censuré. Dans ce cas, la probabilité que l'individu i ne connaisse pas de transition vers k jusqu'à la fin de l'intervalle t s'écrit :

$$S_{ti}^s(t|X_{ik}, v_{ik}) = 1 - h_{tik}^s(t|X_{ik}, v_{ik})$$

Ainsi, la contribution d'un individu i à la vraisemblance d'un épisode complet, i.e. un épisode non censuré, marquant une transition vers k est :

$$P_{ik}(t|X_{ik}, v_{ik}) = h_{tik}^s(t|X_{ik}, v_{ik}) S_{ti}^s(t|X_{ik}, v_{ik})$$

a. Spécification du hasard de base

La spécification d'une forme paramétrique du hasard de base peut conduire à des résultats biaisés. En effet, imposer une structure au hasard de base suppose des hypothèses difficilement justifiables sur le plan économique. Nous optons ainsi pour une approche plus flexible en spécifiant un hasard de base constant par morceaux. Autrement dit, le risque suit une distribution exponentielle sur chaque intervalle de temps. Selon l'état d'origine envisagé, à savoir le contrat saisonnier ou le CDD « classique », nous déterminons des intervalles de temps différents. Les contrats saisonniers, qui sont des contrats de très courtes durées dont l'objectif est de répondre à des pics d'activité, se comptent plutôt en semaine alors que les CDD se comptent en mois. Nous créons ainsi des intervalles de temps constants de 1, 3 et 6 mois pour les contrats saisonniers et des intervalles de temps plus longs pour les CDD avec un pas de 3, 6 et 12 mois. Le hasard de base s'écrit :

$$h_{tik}^0(t_i^s) = \exp \left[\sum_{n=1}^N \lambda_{jk}^n d_n(t_i^s) \right]$$

$d_n(t_i^s)=1$ si la durée t_i^s se trouve dans l'intervalle de temps $[n - 1; n[$ et 0, sinon. λ_{jk}^n correspond à la constante spécifique à la transition vers k sur l'intervalle $[n - 1; n[$.

a. Spécification de l'hétérogénéité inobservée

Bien que l'approche la plus courante consiste à spécifier une distribution paramétrique à l'hétérogénéité inobservée telle que la distribution Gamma, nous optons pour une approche plus flexible en supposant que v_{ik} suive une distribution discrète de l'hétérogénéité inobservée (Heckman, Singer, 1984). Autrement dit, v_{ik} prend un nombre fini de valeurs ($b_1 \dots b_m$) avec la probabilité s_m que $v_{ik} = b_m$. Cette méthode consiste donc à modéliser l'hétérogénéité par M points de masse :

$$\sum_{i=1}^m s_i = 1$$

Finalement, la fonction de vraisemblance s'écrit :

$$L = \sum_{l=1}^L P(v_{ik}) \left\{ \left(\prod_{t=1}^T \prod_{i=1}^N \prod_{s=1}^{s_i} \prod_{m=1}^K h_{tik}^s(t|X_{ik}, v_{ik}) \gamma_k^t \right) \left((1 - h_{tik}^s(t|X_{ik}, v_{ik}))^{1-\gamma_k^t} \right) \right\}$$

Avec $\gamma_k^t=1$ si une transition est réalisée vers l'état k à la fin de l'intervalle t et 0, sinon.

5. Résultats

a. Analyse non paramétrique

En adoptant une approche non paramétrique par l'estimateur de Kaplan-Meier, nous approchons la forme empirique de la fonction de risque sans imposer une quelconque spécification de loi. La figure 1 représente le taux instantané de sortie vers le non-emploi selon le type de contrat temporaire détenu par le salarié. Pour les saisonniers, le risque d'être suivis par une période de non-emploi atteint un pic à 3 mois et 10 mois environ, dates qui correspondent respectivement au terme des contrats courts en agriculture et à la durée maximale légale des saisonniers. Pour les CDD, souvent de plus longues durées, le taux de sortie vers le non-emploi est très faible les 15 premiers mois puis croît de façon exponentielle au-delà. Cet accroissement du taux de sortie pour les contrats de plus de 15 mois semble en concordance avec la durée maximale légale des CDD qui s'élève à 18 mois dans la majorité des cas. Notons que lorsque la durée légale est atteinte, les CDD ont des taux de sortie vers

le non-emploi supérieurs à ceux des contrats saisonniers. La figure 2 représente le risque de sortie vers un autre contrat temporaire. Les deux courbes présentent une allure assez similaire. Le taux de sortie d'un CDD vers un autre contrat temporaire est d'abord faible puis augmente lorsqu'on s'approche de la durée maximale légale. Les taux de sortie d'un CDD ou d'un contrat saisonnier atteignent un « léger » pic au troisième mois, ce qui pourrait correspondre à une période de test du salarié avant un renouvellement de contrat. Après un certain temps passé en contrat saisonnier ou en CDD (6 mois et 18 mois respectivement), les chances de retrouver un emploi du même type croissent fortement. Notons que les taux de sortie vers un autre contrat temporaire augmentent également au moment où les CDD ou saisonniers atteignent leur durée maximale légale respectives. Par ailleurs, nous constatons que sur la totalité de la période observée, les contrats saisonniers ont des taux de transitions vers un autre emploi temporaire nettement plus élevé que les CDD. Enfin, la figure 3 illustre les taux de sortie du secteur agricole. Que le contrat soit saisonnier ou non, les taux de sortie hors du secteur agricole sont faibles pour des durées de contrat temporaire courtes. A partir d'un certain temps passé en contrat saisonnier ou en CDD dans le secteur agricole, qui se chiffre ici respectivement à 8 mois et 18 mois environ, les taux de hasard croissent. Néanmoins, si les taux de sortie de l'agriculture peuvent atteindre 20% pour les CDD, ils restent en deçà de 10% pour les saisonniers. Enfin, dans le cas des CDD, nous portons un intérêt aux risques de sortie vers le CDI. La figure 4 présente une courbe à l'allure croissante : le taux de sortie vers le CDI augmente continuellement avec une accélération lorsqu'on s'approche de la durée maximale légale. Le CDD apparaît alors comme un test avant l'embauche du salarié dans le cadre d'une information imparfaite (Jovanovic, 1984).

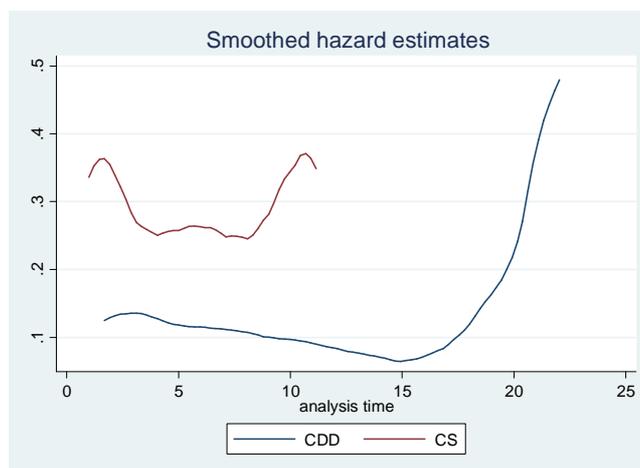


Figure 1 : Taux de hasard vers le non-emploi

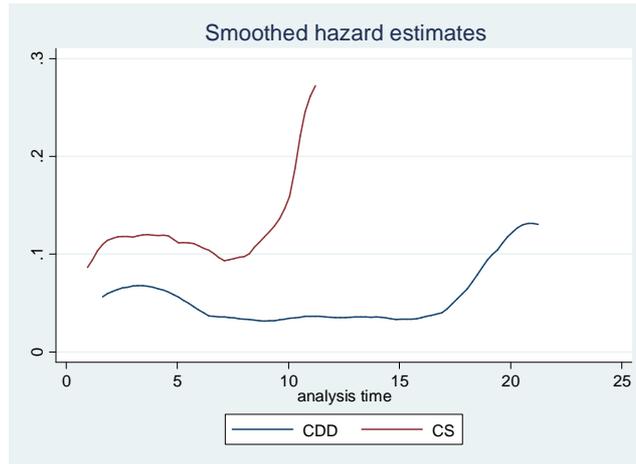


Figure 2 : Taux de hasard vers un autre contrat temporaire

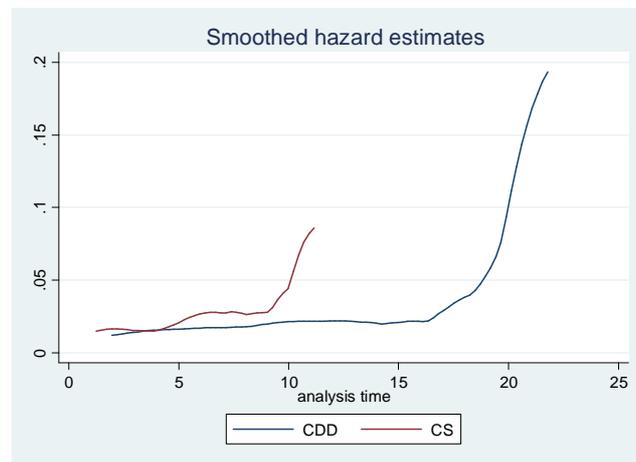


Figure 3 : Taux de hasard vers un autre secteur

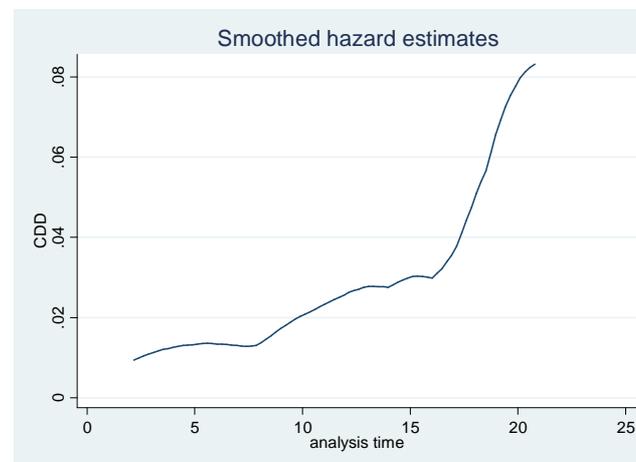


Figure 4 : Taux de hasard du CDD vers un CDI

b. Analyse paramétrique (résultats provisoires)

Dans cette section, nous présentons les résultats des estimations du modèle économétrique appliqué aux deux sous-échantillons, à savoir celui des contrats saisonniers et celui des CDD. Comme énoncé précédemment, les modèles estimeront la probabilité qu'un salarié sorte d'un contrat saisonnier ou d'un CDD pour se diriger vers (1) le non-emploi, (2) un autre contrat temporaire, (3) un emploi en dehors de l'agriculture ou (4) un CDI dans le cas des CDD uniquement. Dans chacune des estimations, nous prenons en compte l'hétérogénéité inobservée en introduisant deux points de masses. Nous supposons ainsi l'existence de deux catégories d'individus au regard des caractéristiques inobservables.

Le tableau 4 présente les résultats de l'estimation du modèle logistique multinomiale mixte sur le sous-échantillon regroupant les épisodes en contrat saisonnier. De façon attendue, les salariés de moins de 30 ans ont une probabilité plus élevée de se retrouver en situation de non-emploi. Par ailleurs, ils ont également plus de chances de retrouver un emploi du même type après un passage en contrat saisonnier. A l'inverse, les salariés de plus de 50 ans ont une probabilité moindre de retrouver un emploi temporaire (-0,413). Lorsque le contrat est saisonnier, les salariés les plus jeunes seraient ainsi plus susceptibles d'enchaîner les contrats temporaires en agriculture que leurs aînés. Notons enfin que les plus jeunes et les plus anciennes générations ont moins de chances de trouver un emploi en dehors du secteur agricole.

Les hommes ont plus de chances de se retrouver en situation de non-emploi après un passage en contrat saisonnier que leurs homologues féminins (+ 0,134). Si on retient l'idée selon laquelle les emplois saisonniers en agriculture sont souvent suivis d'autres emplois saisonniers (Bellit, Détang-Dessendre, 2013), ce résultat, d'apparence contradictoire, pourrait s'expliquer par le fait que les hommes seraient moins enclins, en moyenne, à enchaîner ce type de contrats, souvent très courts et peu rémunérés. On se place alors dans le cadre de la théorie du « *job search* » selon laquelle un individu en recherche d'emploi accepte un emploi dès lors que celui-ci lui offre un salaire supérieur à son salaire de réservation (Mortensen, 1970a ; Salop, 1973 ; Lippman, McCall, 1976b). Du point de vue de la demande de travail, ce résultat renvoie également au recours massif de la main d'œuvre féminine pour ce type d'emploi. De la même façon, nous observons un effet de genre lorsque la transition se fait vers un autre emploi temporaire. Les hommes sont, en effet, également plus susceptibles de retrouver un autre emploi temporaire.

Le niveau de compétence, qu'on approxime ici par le niveau de PCS le plus élevé atteint au cours de la trajectoire, ne semble pas être un rempart contre le chômage. Au contraire, les salariés ayant déjà occupés un poste d'ouvrier qualifié (+ 0,173) ou d'encadrement (+0,28) sont plus susceptibles de connaître une transition vers le non-emploi après un passage en contrat saisonnier. Si ce résultat semble contradictoire, il met en évidence une spécificité du secteur agricole et en particulier des emplois saisonniers qui sont souvent des emplois de conditionnement nécessitant peu ou pas de qualification. En revanche, le niveau de

qualification semble offrir la possibilité aux travailleurs de sortir du secteur agricole. En effet, les salariés ayant déjà occupés un poste d'encadrement (+ 1,703), d'employé (+ 0,077) ou d'ouvrier qualifié (+ 1,376) ont plus de chances de trouver un emploi en dehors de l'agriculture que les salariés non qualifiés. Ces résultats rejoignent les travaux de Bonjec et Dries (2005) qui mettent en exergue le lien positif existant entre capital humain et opportunités d'emplois.

Nous introduisons également des variables contrôlant la nature de l'activité de l'exploitation dans laquelle le salarié est employé. Les secteurs les plus fortement marqués par la saisonnalité sont, de façon attendue, plus propices à une sortie vers le non-emploi. Ainsi, être employé dans le secteur de la viticulture augmente la probabilité de connaître une interruption d'emploi. De la même façon, dans un secteur qui mobilise près de la moitié des contrats saisonniers chaque année¹⁸, la probabilité de voir son contrat saisonnier renouvelé est, en moyenne, plus élevé que dans les autres secteurs.

Les résultats suggèrent une influence des conditions d'emplois locales sur la nature des transitions auxquelles peuvent conduire les contrats saisonniers. En effet, un taux d'emplois agricoles élevé favorise le maintien en emploi temporaire (+0,465) et diminue, à l'inverse, les chances de sortir du secteur agricole (-1,427). De façon attendue, nous observons également une relation négative entre le taux d'emplois industriels de la zone et la probabilité de retrouver un emploi temporaire en agriculture. L'éloignement à des pôles d'emploi moyens ou grands ne semble pas pénaliser les salariés lorsqu'il reste dans le secteur agricole. En effet, la distance à un pôle de plus de 50000 habitants augmente la probabilité de retrouver un emploi temporaire en agriculture et diminue celle de se retrouver en situation de non-emploi. Dans la mesure où les emplois agricoles sont majoritairement localisés dans des zones rurales isolées, la distance à un pôle reflète plus ici la structure des emplois offerts de la zone. Ainsi, résider dans une zone éloignée diminue, à l'inverse, les chances de trouver un emploi en dehors du secteur agricole. Enfin, les résultats montrent qu'un taux de chômage élevé diminue les chances de voir son contrat saisonnier être renouvelé. En cas de chômage important, les employeurs peuvent en effet avoir recours plus facilement à d'autres travailleurs dans un souci d'optimisation de la qualité de leur appariement.

Nous portons un intérêt particulier à l'incidence de la trajectoire passée sur les transitions professionnelles. Ainsi, nous introduisons des indicateurs mesurant le nombre de contrats temporaires et le nombre d'interruptions d'emplois déjà accumulés durant la trajectoire professionnelle. D'une part, le nombre d'interruptions d'emplois augmentent les chances de se retrouver en situation de non-emploi (+0,138) mais a relativement peu d'incidence sur celles de retrouver un emploi temporaire en agriculture. D'autre part, le nombre de contrats temporaires accumulés augmente la probabilité de retrouver un emploi de ce type (+ 0,057) et limite le risque d'exposition au chômage (- 0,091). A l'inverse, un bon niveau d'expérience en agriculture acquis par l'accumulation de contrats temporaires limite les chances de sortie du secteur (- 0,149). Les contrats saisonniers semblent ainsi être concernés par une forme de

¹⁸ Source : CCMSA

capitalisation spécifique valorisable ensuite dans le secteur d'activité (Becker, 1976) et difficilement transférables aux autres secteurs (Becker, 1976, Gullstrand et al., 2008).

Tableau 4: Estimation des taux de hasard: Echantillon des contrats saisonniers

	CS-NE		CS-CT		CS-HA	
	Coeff.	Std. Err.	Coeff.	Std. Err.	Coeff.	Std. Err.
Tranche d'âge (réf: 31-40 ans)						
Moins de 21 ans	0,950***	0,045	0,216**	0,073	-0,399**	0,172
21 à 30 ans	0,362***	0,038	0,153**	0,057	0,179	0,102
41 à 50ans	0,003	0,045	-0,015	0,062	-0,182	0,123
Plus de 50 ans	-0,139	0,050	-0,413***	0,073	-0,365*	0,143
Homme	0,134***	0,028	0,227***	0,043	0,036	0,082
Type de poste (réf: Ouvrier non qualifié):						
Ouvrier qualifié	0,173***	0,501	0,031	0,070	1,376***	0,241
Employé	0,088	0,054	-0,063	0,077	1,06***	0,252
Poste d'encadrement	0,28***	0,047	0,078	0,066	1,703***	0,234
Nature de l'activité de l'exploitation: (réf: Viticulture)						
Culture/élevage	-0,446***	0,501	-0,28***	0,078	-0,204	0,151
Céréales	-0,334***	0,035	-0,187**	0,057	-0,456***	0,116
Fruits/légumes	-0,493***	0,035	-0,384***	0,057	-0,551***	0,113
Autres	-0,672***	0,028	-0,462***	0,062	-0,202	0,114
Taux d'emplois agricoles	0,262	0,150	0,465**	0,230	-1,427**	0,478
Taux d'emplois industriels	-0,187	0,184	-0,584*	0,280	-0,436	0,526
Taux d'emplois agro_alimentaires	-0,261	0,345	0,212	0,493	0,115	0,981
Distance au pôle urbain le plus proche	-0,001**	0,001	-0,003	0,001	-0,01**	0,003
Taux de chômage de la zone d'emploi	-0,04***	0,007	0,064***	0,011	-0,026	0,020
Nombre d'emplois temporaires accumulés	-0,091***	0,005	0,057***	0,006	-0,149***	0,017
Nombre d'interruptions d'emplois accumulées	0,138***	0,008	0,025*	0,010	0,219***	0,022
Dépendance de durée:						
ln(temps)	0,401***	0,043	0,412***	0,063	0,472***	0,087
< 3 mois	-1,674***	0,112	-2,838***	0,172	-4,547***	0,374
3-6 mois	-1,951***	0,122	-2,377***	0,186	-4,716***	0,407
>6 mois	-1,791***	0,146	-2,275***	0,210	-3,888***	0,438
Hétérogénéité inobservée:						
Constante Type 1		-0,855		-0,837		0,525
Constante Type 2		0,777		0,844		-0,495
Probabilité Type 1				0,34		
Probabilité Type 2				0,66		

Niveau de significativité: ***1%, **5%, *10%,

Ainsi, il semblerait que la meilleure façon de retrouver un emploi (temporaire) en agriculture soit d'avoir un parcours construit sur une récurrence d'emplois de ce type.

Les différentes variables contrôlant la dépendance de durée permettent essentiellement d'expliquer comment le temps passé dans un emploi saisonnier influe sur la probabilité instantanée d'en sortir. D'abord, la variable $ln(temps)$ nous indique que le temps passé dans un emploi saisonnier augmente la probabilité d'en sortir et ce quel que soit l'état de destination. Dans la sous-section précédente, l'approche non paramétrique par l'estimateur de Kaplan-Meier suggère un effet non linéaire de la dépendance de durée. En effet, le taux instantané de sortie d'un emploi saisonnier est significativement plus élevé à 3 mois et 6 mois. Ainsi, nous intégrons 3 variables dummy indiquant si le contrat saisonnier est en cours ou non à chaque intervalle. Si les risques de sortie vers le non-emploi sont maximaux après trois

mois, les perspectives d'emplois s'améliorent au-delà de six mois. Ainsi, la probabilité pour un contrat saisonnier d'être suivi par un autre contrat temporaire augmente avec la durée du contrat en cours et atteint son maximum lorsqu'elle avoisine la durée maximale légale. Finalement, plus le contrat saisonnier est long, plus le salarié est susceptible de rester en emploi temporaire dans le secteur agricole. Dans le cas d'une transition vers un secteur non agricole, les risques de sortie diminuent puis augmentent après 6 mois. Néanmoins, ces risques de sortie sont relativement faibles et renvoient également aux travaux de Becker(1976) et de Gullstrand et al. (2008) qui insistent sur la difficile transférabilité d'un savoir-faire spécifique. Les salariés auraient d'autant plus de difficultés à sortir du secteur agricole que leur expérience y est longue.

Enfin, nous nous intéressons à l'effet de l'hétérogénéité inobservée sur le risque de sortie du contrat saisonnier. Pour ce faire, nous spécifions deux points de masse qui indiquent que les salariés agricoles peuvent être divisés en deux catégories. Les coefficients associés aux points de masse montrent qu'un premier groupe de salariés en contrat saisonnier a une probabilité plus élevée de sortir de l'agriculture. Ce résultat se traduit par un coefficient relativement plus élevé du point de masse relatif à une sortie vers un emploi en dehors de l'agriculture. En représentant seulement 34% de l'échantillon, ce groupe est minoritaire. Les coefficients associés au second groupe sont négatifs dans le cas d'une sortie du secteur agricole (- 0,495) et positifs dans le cas d'une transition vers le non-emploi ou vers un autre contrat temporaire. Autrement dit, les salariés représentés par le second groupe sont plus susceptibles de passer par le non-emploi ou d'enchaîner les contrats courts et ont moins de chances de sortir de l'agriculture. Par ailleurs, ils représentent deux tiers de l'échantillon reflétant le fait que la grande majorité des saisonniers a peu de chances de sortir de l'agriculture.

Le tableau 5 présente les résultats du même modèle appliqué au sous-échantillon regroupant les CDD. De façon similaire aux titulaires de contrat saisonnier, les individus les plus jeunes ont plus de chances que leurs aînés de se retrouver en situation de non-emploi ou d'enchaîner un emploi du même type. De façon attendue, les hommes ont plus de chances d'être stabilisés en agriculture après un passage par un CDD. Le lien positif entre capital humain et sortie de l'agriculture est une nouvelle fois validée : les salariés en CDD les plus qualifiés sont, en effet, plus enclins à sortir du secteur agricole. A l'inverse, les salariés occupant des postes d'encadrement, d'employé ou d'ouvrier qualifié sont moins susceptibles d'être stabilisés que les ouvriers non qualifiés. La différenciation sectorielle des offres est certainement en jeu dans ce phénomène, l'agriculture offrant des emplois souvent peu qualifiants.

Si le secteur de la viticulture favorisait le retour au non-emploi dans le cas des saisonniers, il semble ici au contraire favoriser la stabilisation. Dans ce secteur, les emplois saisonniers sont souvent des emplois de conditionnement, de cueillette, très peu qualifiés qui font donc appel à une main d'œuvre « interchangeable ». A l'inverse, les CDD devraient être concernés par des

Tableau 5: Estimation des taux de hasard: Echantillon des CDD

	CDD-NE		CDD-CT		CDD-HA		CDD-CDI	
	Coeff.	Std. Err.						
Tranche d'âge (réf: 31-40 ans)								
Moins de 21 ans	0,425***	0,079	0,439**	0,137	0,103	0,196	-0,333	0,257
21 à 30 ans	-0,042	0,065	0,046	0,117	0,087	0,139	0,328	0,189
41 à 50ans	-0,062	0,084	-0,131	0,160	0,161	0,173	0,146	0,250
Plus de 50 ans	0,062	0,100	-0,129	0,190	0,309	0,213	-0,485	0,36
Homme	-0,059	0,051	0,074	0,093	-0,063	0,107	0,496**	0,159
Type de poste (réf: Ouvrier non qualifié):								
Ouvrier qualifié	0,179*	0,089	-0,139	0,146	0,498	0,262	-0,704***	0,198
Employé	0,007	0,105	-0,412*	0,184	0,211	0,291	-0,866**	0,271
Poste d'encadrement	-0,006	0,086	-0,203	0,138	0,691***	0,248	-0,946***	0,184
Nature de l'activité de l'exploitation: (réf: Viticulture)								
Culture/élevage	0,205	0,123	-0,438*	0,197	-0,305	0,331	-0,324	0,270
Céréales	0,101	0,107	-0,322	0,170	-0,196	0,259	-0,744**	0,251
Fruits/légumes	0,174	0,108	-0,189	0,175	-0,203	0,259	-0,694*	0,274
Autres	0,345***	0,088	-0,309*	0,141	0,365	0,202	-0,505**	0,196
Taux d'emplois agricoles	1,302***	0,265	1,881***	0,482	-0,352	0,654	0,546	0,794
Taux d'emplois industriels	-1,197***	0,299	1,211*	0,507	-0,612	0,642	-1,08	0,857
Taux d'emplois agro_alimentaires	0,589	0,517	2,734**	0,888	-0,623	0,920	2,350	0,984
Distance au pôle urbain le plus proche	-0,002*	0,001	-0,005*	0,002	-0,005*	0,002	-0,005	0,003
Taux de chômage de la zone d'emploi	0,034***	0,012	-0,03	0,223	-0,05	0,027	-0,089*	0,035
Nombre d'emplois temporaires accumulés	-0,065***	0,010	0,107***	0,015	-0,110***	0,023	-0,009	0,031
Nombre d'interruptions d'emplois accumulées	0,160***	0,015	-0,135***	0,029	0,255***	0,029	-0,021	0,047
Dépendance de durée:								
ln(temp)	0,447***	0,053	0,413***	0,095	0,705***	0,139	1,033***	0,244
< 3 mois	-3,606***	0,172	-5,626***	0,342	-5,423***	0,503	-5,612**	0,613
3-6 mois	-3,996***	0,166	-4,639***	0,393	-5,784***	0,577	-5,029**	0,750
6-12 mois	-3,965***	0,117	-4,536***	0,449	-5,325***	0,623	-4,697	0,532
>12 mois	-4,074***	0,176	-3,776***	0,471	-4,962***	0,683	-3,672**	0,547
Hétérogénéité inobservée:								
Constante Type 1	-0,871		-1,096		-1,239		-1,846	
Constante Type 2	0,641		2,375		0,221		1,261	
Probabilité Type 1					0,38			
Probabilité Type 2					0,62			

Niveau de significativité: ***1%, **5%, *10%,

emplois plus qualifiants qui ne se limiteraient pas à une simple exécution de tâches. Les exploitants auraient alors tout intérêt à conserver leur salarié par le biais d'un CDI.

Les variables contrôlant les effets des caractéristiques locales sur les transitions indiquent que le taux d'emplois agricoles de la zone d'emploi favorise les transitions vers le non-emploi ou vers un autre emploi temporaire. A l'inverse, un taux d'emplois industriels important limite le risque d'exposition au chômage. Ainsi, le niveau de concurrence entre le secteur agricole et les autres secteurs permet aux salariés agricoles de rester en emploi. Néanmoins, les résultats ne nous permettent pas de déterminer le type d'emploi retrouvé.

La trajectoire passée a un effet attendu sur le type de transition auquel conduit le CDD. En effet, le nombre d'emplois temporaires déjà accumulés augmente la probabilité de retrouver un emploi du même type (+ 0,107) et diminue celle de se retrouver en situation de non-emploi (- 0,065). A l'inverse, le nombre d'interruptions d'emplois déjà accumulées diminue les chances de rester en emploi temporaire (- 0,135) et augmente le risque d'exposition au non-

emploi (+ 0,16). Ces variables suivent donc les mécanismes déjà mis en évidence par l'estimation précédente. En revanche, nous constatons que la trajectoire passée n'a pas d'incidence sur les chances de stabilisation. Ce résultat met en évidence l'idée que la stabilisation s'explique plutôt par les caractéristiques de l'exploitation que par celles des salariés. Par ailleurs, l'hypothèse développée par Gagliarducci (2005) selon laquelle ce n'est pas l'enchaînement d'emplois temporaires qui pose problème mais la discontinuité qu'il suppose est validée lorsque l'emploi subséquent au CDD est temporaire.

Globalement, le temps passé en CDD augmente significativement les chances de connaître une transition. Nous prenons en compte l'effet temporel en intégrant un hasard de base flexible avec un pas de 3, 6 et 12 mois. Nous constatons que l'effet de la durée du CDD sur les risques de transition est relativement similaire à celui du contrat saisonnier. En effet, le risque de sortie vers le non-emploi est maximal pour les CDD les plus courts, i.e. de moins de 3 mois, et diminue pour atteindre son minimum pour les contrats supérieurs à 12 mois. A l'inverse, la probabilité de voir son contrat être renouvelé est minimale pour les CDD de moins de 3 mois et augmente pour les durées plus longues. De la même façon, les chances d'être stabilisé sont plus élevées pour les titulaires de CDD de longues durées. En effet, la probabilité de conversion du CDD en CDI augmente à mesure que l'on s'approche de la durée maximale légale qui apparaît ainsi comme un autre déterminant de la stabilisation en agriculture. Enfin, les titulaires d'un CDD sont plus susceptibles de sortir du secteur après un certain temps passé dans l'agriculture. Néanmoins, que les salariés soient en CDD ou en contrat saisonnier, les risques de sortie vers un autre secteur sont relativement faibles.

Enfin, nous traitons l'hétérogénéité inobservée en supposons également l'existence de deux catégories de salariés agricoles. En représentant 38% de l'échantillon, le premier groupe est minoritaire. Dans ce groupe, le coefficient associé aux transitions vers le non-emploi est le plus élevé (-0,871) alors que celui associé aux transitions vers le CDI est le plus faible (-1,846). La première catégorie est ainsi représentée par des salariés rencontrant relativement plus de difficultés à retrouver un emploi, qu'il soit agricole ou non. A l'inverse, les salariés appartenant à la seconde catégorie sont plus susceptibles de retrouver un emploi, en particulier dans le secteur agricole. En effet, les coefficients associés aux transitions vers un autre contrat temporaire ou un CDI en agriculture sont relativement plus élevés. Le second groupe représente 62% de l'échantillon reflétant ainsi que la majorité des salariés éprouvent relativement peu de difficultés à retrouver un emploi dans le secteur.

6. Conclusion

Le principal objectif de ce travail a été d'analyser le rôle des contrats temporaires en agriculture sur la probabilité de rester en emploi. Nous avons également porté un intérêt aux effets de la trajectoire passée sur les transitions auxquelles peuvent conduire les contrats temporaires. Pour ce faire, nous avons mobilisé une base de données originale issue de la Mutualité Sociale Agricole. Nous avons constitué notre échantillon en sélectionnant tous les individus passés au moins une fois par un contrat temporaire en agriculture. Par ailleurs, afin de considérer l'hétérogénéité qui caractérise ces emplois temporaires, nous avons dissocié les contrats saisonniers, qui bénéficient d'un certain nombre de particularités, des CDD dits « classiques ».

Afin d'analyser et d'isoler les différents facteurs intervenant dans les transitions professionnelles, nous estimons un modèle de durée à risques concurrents en temps discret sur chaque sous-échantillon regroupant respectivement les contrats saisonniers et les CDD. D'abord, nous mettons en évidence l'importance des caractéristiques individuelles sur les risques de sortie du secteur agricole. En effet, que le contrat soit saisonnier ou non, la probabilité de trouver un emploi en dehors de l'agriculture est significativement plus élevée pour les salariés les plus qualifiés. Nous validons ainsi l'idée d'une valorisation des compétences sur l'ensemble du marché du travail. Alors que nous n'observons pas d'effet de genre dans le cas des CDD, les hommes ont plus de chances de se retrouver en situation de non-emploi lorsque le contrat est saisonnier. Ce résultat est certainement à rapprocher des caractéristiques des emplois saisonniers en agriculture, souvent féminins, peu rémunérés et peu qualifiants. Nous portons également un intérêt à l'incidence de la trajectoire d'emplois passés sur la construction des transitions. D'une part, la probabilité pour un salarié de retrouver un emploi temporaire augmente avec le nombre d'emplois de ce type déjà accumulés durant sa carrière. D'autre part, elle diminue avec le nombre d'interruptions d'emplois. En revanche, le lien entre passé professionnel et accès au CDI n'a pas été établi. Il semblerait que la stabilisation en agriculture tienne plus aux caractéristiques de l'exploitation qu'à celles du salarié. Enfin, nous mettons en évidence des phénomènes de dépendance temporelle sur les probabilités de transitions. Que le contrat temporaire soit saisonnier ou non, les perspectives d'emplois s'améliorent pour les contrats les plus longs. Plus spécifiquement, les taux de conversion du CDD au CDI sont plus élevés lorsqu'on s'approche de la durée maximale légale. Finalement, nous montrons que les risques de sortie du secteur agricole sont relativement faibles. Les emplois agricoles génèrent, en effet, un savoir-faire spécifique difficilement transférable aux autres secteurs (Becker, 1976).

Dans un secteur où les besoins de flexibilité sont fortement marqués, notamment du fait d'une dépendance vis-à-vis de la nature, la stabilisation ne peut pas être uniquement perçue comme l'accès à un emploi en Contrat à Durée Indéterminée. En effet, rares sont les contrats temporaires en agriculture qui débouchent sur un CDI. Dès lors, la succession de contrats temporaires peut s'apparenter à une forme de continuité de l'emploi d'autant plus marquée que les interruptions sont rares. Afin de faciliter l'enchaînement d'emplois temporaires sans interruptions, les politiques publiques ont alors tout intérêt à relâcher les contraintes légales pesant sur les contrats temporaires les plus longs, notamment en supprimant le délai de

carence entre deux contrats successifs. Néanmoins, une différenciation sectorielle doit être opérée. En effet, dans le cas spécifiques des emplois en CDD, certaines activités sont particulièrement propices à la stabilisation dès lors que la durée maximale légale est atteinte. Il s'agirait alors non plus de flexibiliser les contrats mais de les rigidifier notamment en réduisant la durée maximale légale. Par ailleurs, des programmes de formation pourraient être envisagés pour les salariés les moins qualifiés qui seraient alors plus enclins à sortir du secteur agricole en période de chômage.

Bibliographie

- Becker, G. S., 1964, "Human capital", *New York: Columbia University Press*.
- Becker, G., 1976, "The Economic Approach to Human Behavior", *Chicago: University of Chicago Press*.
- Bellit S., Détang Dessendre C., « Les trajectoires professionnelles des salariés agricoles », *Working Paper CESAER 2013*.
- Benjamin C., 1996, « Emploi et pluriactivité dans les exploitations agricoles : analyse théorique et application au cas français », *Economica*, 193 p.
- Benjamin C. et Kimhi A., 2006, "Farm work, off-farm work, and hired farm labour: estimating a discrete-choice model of French farm couples' labour decisions", *European Review of Agricultural Economics*, 33: 149-171
- Blanc M., Cahuzac E., Elyakime B., 2008, « Demand for on-farm permanent hired labour on family holdings », *European Review of Agricultural Economics*, Vol 35 (4), pp. 493-518.
- Bojnec S., Dries L., 2005, « Causes of changes in agricultural employment in Slovenia: Evidence from micro-data », *Journal of Agricultural Economics*, Vol. 56, No. 3, 399-416.
- Boockmann B., Hagen T., 2008, « Fixed-term contracts as sorting mechanisms: Evidence from job durations in West Germany », *Labour Economics*, 15 (2008) 984–1005
- Cahuzac E., Détang-Dessendre C., 2012, « Le salariat agricole : une part croissante dans l'emploi des exploitations mais une précarité des statuts », *Economie Rurale*, n° 323, pp. 82-92.
- Cancé R. et Fréchou R., (2003), « Les contrats courts: source d'instabilités mais aussi tremplin vers l'emploi permanent », *Premières Informations et Premières Synthèses*, n° 14.1, Dares
- Farber, H. S., 1999, "Mobility and stability" in *Handbook of Labor Economics*, vol. IIB, O. Ashenfelter and D. Card eds., pp. 2439-2483.
- Gagliarducci Stefano, 2005, « The dynamics of repeated temporary jobs », *Labour Economics* 12, 429-448.
- Givord P., Blasco S., 2010, « Les trajectoires professionnelles en début de vie active: quel impact des contrats temporaires? », *Économie et Statistique* 431–432.
- Güell M., Petrongolo B., 2005, "How binding are legal limits? Transitions from temporary to permanent work in Spain", *Labour Economics* 14 (2007) 153– 183.
- Gullstrand J., Tezic K., 2008, « Who leaves after entering the primary sector? Evidence from Swedish micro-level data », *European Review of Agricultural Economics* Vol 35 (1) (2008) pp. 1-28

- Heckman J.J. et Singer B., 1984, "A method for minimizing the distributional assumptions in econometric models for duration data", *Econometrica*, vol.52, pp.271-320.
- Jenkis Stephen P., 1995, "Easy Estimation Methods for Discrete-time Duration Models", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, vol.57, n°1, pp.129-138.
- Jovanovic B., 1984, « Matching, turnover and unemployment », *Journal of political Economy*, vol. 92, pp. 108-122
- Lippman S. A., McCall J. J., 1976b, « The economics of Job Search: a survey part II », *Economic Inquiry*, 14, p. 347-368.
- Mortensen D., 1970a, "A Theory of Wage and Employment Dynamics", *Microeconomic Foundations of Employment and Inflation Theory*, Macmillan.
- Salop S., 1973, "Non-Random search and unemployment", *Review of Economic Studies*, February.
- Steele, F., Diamond, I. and Wang, D., 1996b, "The determinants of the duration of contraceptive use in China: A multilevel multinomial discrete hazards modelling approach.", *Demography*, 33, 12-33.
- Steiner V., 2001, "Unemployment persistence in the West German labour market : negative duration dependence or sorting ?", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, vol.63, n°1, pp.91-113.
- Train K.E., 2003, "Discrete choice Methods with simulation", University Press, Cambridge.
- Van Den Berg G. , Holm A., van Ours J., 2002, « Do stepping-stone jobs exist? Early career paths in the medical profession », *Journal of Population Economics*, 15, 647-665.
- Van Den Berg G., Heyma A., Zijl M., 2011, « Stepping-stones for the unemployed: the effect of temporary jobs on the duration until regular work », *IZA discussion paper n.1241*.
- Van Ours, J.C., 2004, « The locking-in effect of subsidized jobs », *Journal of Comparative Economics* 32, 37– 55.
- Villaume Sophie, 2011, « L'emploi salarié dans le secteur agricole : le poids croissant des contrats saisonniers », *Insee première*, n°1368.