

soit vers un CDD. En revanche, après la fin des droits, ils se retrouvent plus fréquemment dans l'inactivité.

Selon la théorie de la recherche d'emploi, un chômeur accepte un emploi si ce dernier rend maximal son espérance de gains, compte tenu des revenus associés à chaque type de situation sur le marché de travail, de ses chances d'évolution d'une situation vers une autre et de son taux de préférence pour le présent. Un individu est caractérisé par son taux de préférence pour le présent $r > 0$, de sorte qu'il escompte les revenus à chaque période par un facteur $\delta = 1/(1+r)$ appartenant à $[0,1]$. Le choix de la stratégie d'acceptation d'un type d'emploi à un autre repose sur une comparaison entre les espérances de revenu associées aux différentes stratégies. Les décisions d'un demandeur d'emploi sont donc largement influencées par son facteur d'escompte δ . Un individu caractérisé par un taux de préférence pour le présent élevé est supposé impatient alors que la faible préférence pour le présent caractérise bien la patience d'un individu.

Un chômeur doit décider de son intensité d'effort de recherche d'emploi et de son niveau de salaire de réserve. Les prédictions théoriques du modèle de recherche d'emploi à intensité de recherche endogène (Mortensen, 1986) montrent, d'une part qu'une augmentation du taux de préférence pour le présent (impatience) conduit les chômeurs à attribuer une faible valeur aux avantages futurs de la recherche, ce qui les amène à baisser leur effort de recherche d'emploi. Cela tend à diminuer le taux d'arrivée des offres d'emploi et donc à augmenter la longueur de l'épisode de chômage. D'autre part, l'augmentation de l'impatience amène les chômeurs à réduire leur niveau du salaire de réserve, effet qui tend à accélérer le taux de sortie du chômage. Dans le cas des chômeurs caractérisés par une faible préférence pour le présent (ou patients), ces derniers ne se comportent pas de la même façon que les chômeurs impatientes. Un chômeur patient accorde une plus grande importance à l'effort de recherche d'emploi et augmente aussi le niveau de son salaire de réserve. Le fait d'augmenter l'intensité d'effort de recherche conduira à une amélioration des offres d'emploi que ce soit en nombre et ou en qualité. Le fait d'avoir un salaire de réserve assez élevé rend le chômeur plus exigeant au niveau de sa stratégie d'acceptation des offres d'emploi. Il sera plus sélectif et n'acceptera pas les offres d'emploi qui ne sont pas assez rémunératrices.

A notre connaissance, il n'existe pas d'études empiriques traitant l'effet du facteur d'escompte sur la transition du chômage vers l'emploi. Ainsi, l'enjeu de ce papier est

d'examiner l'impact des préférences temporelles des chômeurs sur le type de l'emploi trouvé après la période de chômage. Pour cela, nous construisons une mesure d'impatience issue de plusieurs indicateurs d'impatience. Cet indice nous permettra dans un premier lieu d'étudier l'influence de l'impatience sur la nature de chaque emploi occupé après la période de chômage. Dans un second lieu, il nous permettra de décomposer les demandeurs d'emploi en deux sous-échantillons : chômeurs impatientes et chômeurs patients. Cette décomposition sera utile pour identifier l'effet des caractéristiques observables et inobservables sur la nature des emplois occupés selon le type de demandeur d'emploi. La structure de l'article est constituée comme suit. La deuxième section présente l'analyse descriptive des données ainsi que la démarche statistique retenue pour construire l'indice d'impatience. La troisième section présente la modélisation économétrique et enfin les principaux résultats.

2. Base de données et analyse descriptive

2.1 Description de la base de données :

Les données utilisées dans l'application microéconométrique proviennent de l'échantillon français du Panel européen des ménages d'Eurostat et couvrent huit vagues de 1994 à 2001. Cette enquête longitudinale permet de retracer l'historique des agents sur le marché du travail grâce à des calendriers rétrospectifs. Elle donne des informations très complètes concernant les attributs individuels et la structure des ménages. Le panel permet de suivre pour chaque individu, le calendrier des épisodes de chômage à chacune des vagues. Après élimination des épisodes de chômage censurés à gauche, 1436 épisodes de chômage (connus par 661 individus) ont été retenus pour l'analyse, dont 375 (soit 26,11%) sont censurés à droite, 250 (17,41%) se terminant par l'obtention d'un emploi stable (CDI), 614 (42,76%) par l'obtention d'un emploi précaire (CDD), et enfin 197 (13,72%) par l'inactivité. Le choix des épisodes de chômage plutôt que des individus comme unité d'analyse revient à supposer que les différents épisodes de chômage connus par un même individu sont indépendants entre eux. Les variables retenues dans l'analyse reflètent les caractéristiques individuelles pouvant influencer les durées de chômage des individus. Les variables incluses dans l'analyse sont les caractéristiques socio-économiques générales telles que la classe d'âge, le sexe, le statut marital, le niveau d'enseignement. La région de résidence, la catégorie socio-professionnelle de l'individu, et le motif de l'arrêt de l'emploi précédent ont été incluses aussi dans l'analyse. Nous utilisons aussi des variables qui peuvent mesurer l'intensité d'effort de recherche d'emploi et qui peuvent influencer la transition du chômage

vers le marché du travail. Le salaire de réserve de l'individu est inclus aussi dans l'analyse car à partir de ce dernier, le chômeur décide de quitter le chômage ou non. Enfin, nous employons une variable indiquant si le chômeur bénéficie des indemnités chômage.

L'enjeu principal de cette étude est d'analyser les types de transition du chômage selon les préférences temporelles des individus (chômeur impatient ou patient). Ainsi, l'originalité de ce travail par rapport aux travaux empiriques se rapportant à l'analyse des transitions chômage-emploi est d'identifier l'influence des préférences temporelles des chômeurs sur le type de transition du chômage. Pour cela, nous construisons dans ce qui suit une variable qui nous permettra de classer les individus entre chômeurs impatients et chômeurs patients. Sur la base de cette variable, nous décomposons l'échantillon global en deux sous-échantillons afin d'effectuer deux ajustements séparés pour les chômeurs ayant une forte préférence pour le présent (impatients) et les chômeurs ayant une faible préférence pour le présent (patients). Dans la section suivante, nous discuterons de la démarche retenue afin de construire cette mesure d'impatience.

2.2 Mesure d'impatience :

Les tentatives de mesure du taux de préférence pour le présent ont été basées jusqu'à présent essentiellement sur des expériences en laboratoire (Cox and Oaxaca [1989]). Les activités des individus peuvent refléter le degré de leurs préférences pour le présent. Un individu relativement impatient s'engage fréquemment dans les activités caractérisées par des récompenses immédiates et des coûts retardés. Avoir une forte valeur du temps ou vouloir gagner du temps rend les individus impatients. Le comportement visant à privilégier le présent est-il la preuve que les agents ont une préférence pour le présent ou simplement de l'aversion pour le risque ? La séparation complète entre une préférence pour le présent et une aversion pour le risque peut s'avérer difficile car on ne peut pas nier la corrélation entre ces deux facteurs (Arrondel, Masson et Verger [2001] ; Anderhub et al. [2001]). Le fait d'expliquer pourquoi un tel individu préfère consommer aujourd'hui plutôt que demain relève sans doute de phénomènes beaucoup plus fins et de nature psychologique. Pour améliorer la qualité de l'étude, nous avons essayé de contrôler dans la mesure du possible ces différents points lors du choix des indicateurs d'impatience. A partir des données françaises du panel européen des ménages et en se basant sur les études d'Arrondel, Masson et Verger (2001), Della Vigna et Paserman (2005), et Drago (2006), nous avons collecté des informations sur le

type de comportement pour construire nos mesures d'impatience. Les indicateurs retenus dans notre étude sont :

- *La possession d'un livret d'épargne* : les modèles standard d'épargne prédisent que les individus patients retardent la consommation présente et accumulent la richesse et sont du type à privilégier les comptes en banque tels que les livrets d'épargne. Ceux qui ne disposent pas d'un livret d'épargne représentent 37,87% de l'échantillon.

- *La contribution aux associations humanitaires*: ce type de comportement caractérise bien les individus patients. Ce type d'individu a une vision à long terme et participe aux actions aux bénéfiques des générations futures. Les individus qui ne contribuent pas aux associations humanitaires sont fortement représentés (75,41%).

- *Le fait de fumer* : le fait de fumer présente un plaisir au moment de la consommation mais présente aussi de mauvaises conséquences sur la santé à long terme. Un individu impatient (fumeur) se contentera du gain à court terme sans accorder une importance aux inconvénients du long terme. Un individu est supposé fumeur s'il se déclare un fumeur quotidien et non un fumeur occasionnel. Les individus qui fument quotidiennement représentent 29,80% de l'échantillon.

- *Assurance vie* : le fait de choisir une assurance vie montre la vision à long terme de l'individu et sa faible préférence pour le présent. Les individus qui ne disposent pas d'une assurance vie représentent 68,57% de l'échantillon.

- *Consommer son revenu et s'endetter* : cela se traduit par le fait d'avoir des difficultés à boucler son budget suite à un endettement lié à la consommation. L'idée est que, quand on est impatient, on réfléchit moins au moment de l'achat, et on s'expose ainsi à dépasser les limites de son budget. Ce type d'individus ne représente que 8,43% de l'échantillon.

Dans le but de rendre les mesures d'impatience homogènes, nous les avons transformées en valeur centrées réduites. Ce processus de standardisation de données a l'avantage d'homogénéiser les données sans changer les résultats des diverses analyses statistiques. Si nous supposons que le facteur commun entre ces divers indicateurs est l'impatience, les corrélations entre toutes les variables devraient être positives. En effet, parmi les 10 paires de corrélation entre les mesures d'impatience retenues, 8 paires ont un signe positif et statistiquement différent de zéro au seuil de 5% (tableau 2). Pour mesurer la qualité de la mesure nous utilisons le coefficient alpha de Cronbach. Un indice statistique variant entre 0 et 1 qui permet d'évaluer l'homogénéité ou la consistance d'un instrument d'évaluation ou de mesure composé par un ensemble d'items qui, tous, devraient contribuer à

appréhender une même entité (ou dimension) sous-jacente. La valeur de ce coefficient est égale à 0,502 reflétant une covariance moyenne entre les indicateurs d'impatience de 0,049. Trouver une faible corrélation entre différents indicateurs de comportement individuels n'est pas rare dans la littérature (Glaeser et al. [2000]).

Nous utilisons ensuite la méthode de l'Analyse Factorielle afin de regrouper l'ensemble de nos mesures d'impatience en une nouvelle mesure d'impatience agrégée. L'analyse factorielle cherche à réduire un nombre important d'informations à quelques grandes dimensions. Elle tente de donner un sommaire des patrons de corrélations entre les variables et est souvent utilisée comme méthode d'analyse exploratoire en vue de créer des échelles. L'analyse factorielle cherche une solution à la covariance entre les variables mesurées. Elle tente d'expliquer seulement la variance qui est commune à au moins deux variables et présume que chaque variable possède aussi une variance unique représentant son apport propre. Au niveau de l'extraction de la solution factorielle, nous utilisons la méthode du maximum de vraisemblance (ML)¹. Selon le test de chi-deux un seul facteur est retenu. Toutes les corrélations entre les différentes mesures d'impatience et ce facteur sont positives. Le facteur estimé représente la mesure agrégée d'impatience. Le tableau 3 liste les différentes corrélations des indicateurs avec le facteur retenu (*Valeur propre*), la proportion de la variance commune non associée avec le facteur (*Inertie*) et le poids de chaque indicateur sur l'axe factoriel (*Score*). Ce score est synonyme de l'importance de cet indicateur sur l'axe factoriel. La mesure agrégée est la moyenne pondérée des indicateurs : les variables qui ont les plus grands poids sont celles qui ont un score élevé et qui contribuent le plus dans la mesure agrégée de l'impatience.

2.3 Statistiques descriptives de l'échantillon :

Le tableau 4 présente les statistiques descriptives de l'échantillon global et des deux sous-échantillons utilisés dans l'analyse économétrique. L'échantillon des chômeurs impatients représente 25,21% de l'échantillon global alors que celui des patients représente 74,79%. Le salaire de réserve horaire au niveau de l'échantillon global est de l'ordre de 6,73 euros. Les chômeurs impatients montrent un salaire de réserve horaire plus faible que celui des chômeurs patients (6,48 euros pour les chômeurs impatients versus 6,62 euros pour les

¹ Il existe trois méthodes d'extraction des facteurs: composantes principales, facteurs principaux, et maximum de vraisemblance. Cette dernière méthode d'extraction produit un test de chi-deux de rapport de vraisemblance qui indique si la solution factorielle est plausible. Cette méthode consiste à une maximisation de la probabilité que la matrice de corrélations reflète une distribution dans la population.

patients). Du côté de l'effort de recherche, les chômeurs impatientes s'inscrivent plus à l'Agence Nationale Pour l'Emploi (ANPE) que les chômeurs patients (90,60% contre 86,21%). En revanche, les chômeurs patients sont plus prêts pour faire des démarches de recherche d'offre d'emploi du type personnelles ou par l'intermédiaire de l'ANPE. Cela est confirmé par le fait que les chômeurs patients reçoivent plus d'offres fermes d'emploi que les impatientes (9,66% contre 8%). Afin d'analyser d'une manière approfondie les différents types de transition du chômage, nous les croisons avec le sexe, la classe d'âge, le niveau d'enseignement² et le taux de préférence pour le présent (tableau 5).

L'échantillon étudié comporte un nombre assez important de périodes censurées, 25,86% pour les hommes et 26,29% pour les femmes. Cette proportion de censure augmente nettement avec l'âge et dépasse 41,98% après 55 ans. La comparaison des transitions vers l'inactivité montre que 16,78% des femmes se retrouvent en inactivité contre seulement 9,25% des hommes. La sortie vers l'inactivité est plus élevée après 55 ans et dépasse 35% des transitions. Les transitions du chômage vers l'emploi se font majoritairement via des contrats temporaires, et ce, quelle que soit la classe d'âge (sauf pour les individus ayant plus de 45 ans). Ce phénomène est particulièrement marqué pour les jeunes. Les transitions vers les CDD représentent ainsi 54% des transitions vers l'emploi des chômeurs de moins de 25 ans.

En ce qui concerne le niveau d'enseignement, les transitions du chômage vers l'emploi se font majoritairement vers des contrats temporaires pour les individus qui ont un niveau d'enseignement technique court³. Les individus qui n'ont pas fait d'enseignement restent en situation de chômage à hauteur de 42,25%. L'examen des préférences temporelles montre que la transition du chômage vers un CDI est plus marquée pour les individus patients (18% pour les patients versus 10% pour les impatientes). Ce résultat est attendu puisque les individus ayant une faible préférence pour le présent, préfèrent consacrer beaucoup de temps à la recherche d'emploi en attendant une meilleure offre d'emploi que ce soit au niveau de la rémunération ou de la qualité de l'emploi. En revanche, l'augmentation du taux de préférence pour le présent tend à réduire le niveau du salaire de réserve. Les individus impatientes

² Le niveau d'enseignement sera divisé en cinq classes : pas d'enseignement ; enseignement générale (niveau collège et lycée), enseignement technique court (le certificat d'aptitude professionnelle « CAP » ou le brevet d'études professionnelles « BEP »), enseignement technique long (brevet de technicien « BT » ou baccalauréat professionnelle), et enseignement supérieur.

³ Les individus qui ont un niveau d'enseignement technique ou professionnel court sont par exemple ceux qui ont obtenus le Certificat d'Aptitude Professionnelle (CAP) ou le Brevet d'Etudes Professionnelles (BEP).

privilégient les avantages de court terme de la recherche d'emploi. Ces derniers, en cas de présence d'une offre d'emploi, préfèrent l'accepter rapidement, ne pas attendre une offre meilleure, et quittent le chômage généralement vers des CDD (47.06% pour les impatientes versus 42.91% pour les patients). Les demandeurs d'emploi impatientes restent au chômage et accèdent moins à l'emploi par rapport aux individus patients (39.9% pour les impatientes versus 23.82% pour les patients). Cela s'explique par la faible intensité de recherche des chômeurs impatientes. En effet, une augmentation du taux de préférence pour le présent conduit les individus à attribuer une faible valeur aux avantages futurs de la recherche, ce qui les amène à baisser leur effort de recherche. Ce comportement tend à diminuer le taux d'arrivée des offres d'emploi et donc à augmenter la longueur de l'épisode de chômage. Du côté de la transition vers l'inactivité, on remarque que les chômeurs patients sont plus représentés pour cette catégorie de transition, 15,37% pour les patients versus 5.96% pour les impatientes. Cette dernière statistique pourrait être expliquée par la grande sélectivité des chômeurs patients au niveau des offres d'emploi. Cette forte sélection pourrait être due à l'augmentation du salaire de réserve des chômeurs patients.

2.4 Analyse non paramétrique :

Pour compléter l'analyse descriptive de l'échantillon, nous utilisons une analyse non-paramétrique afin d'estimer le hasard pour chaque type de sortie du chômage (CDI, CDD, et inactivité) selon les préférences temporelles des chômeurs. La figure 1 illustre le taux instantané de sortie vers un CDI entre les chômeurs impatientes et chômeurs patients. Les résultats montrent que le taux de hasard est croissant pendant la première année du chômage indépendamment de la préférence temporelle de l'individu. Selon le taux de préférence pour le présent, les chômeurs patients ont un taux de transition vers un CDI largement supérieur à celui des impatientes jusqu'au 45^{ème} mois. En revanche, cette tendance s'inverse pour les durées assez longues durant plus de 4 ans. Ce résultat semble confirmer que les individus à faible préférence pour le présent ont des taux de mobilité vers le CDI significativement croissants pour des durées courtes de chômage. Les individus patients ayant une longue survie dans le chômage enregistrent des taux de sortie vers le CDI moins élevés que les individus impatientes. La figure 2 estime le taux de transition vers un CDD. Nous remarquons que les chômeurs impatientes transitent plus vers les contrats précaires du type CDD sur toute la période de chômage étudiée. La figure 3 confirme les effets retrouvés dans les deux premières estimations où nous observons des taux de hasard faibles vers l'inactivité pour des durées de

chômage courtes et une croissance continue du hasard pour des durées de chômage longues plus marqués chez les patients.

La comparaison des résultats de ces trois estimations non paramétriques montre que le facteur de préférence temporelle est un des déterminants majeurs du type de transition après l'enregistrement d'une période de chômage. En effet, le type de préférence temporelle de l'individu pourrait influencer la nature de sa transition après le chômage. Les impatientes ont tendance à quitter le chômage rapidement sans tenir compte de la qualité et de la stabilité de l'emploi. En revanche, les patients accordent plus d'importance au statut de l'emploi occupé et privilégient la transition vers un CDI uniquement pour les durées de recherche non excessives.

3. Modélisation économétrique

Pour l'analyse économétrique, nous spécifions un modèle à hasard proportionnel à temps discret avec trois sorties à risques concurrents en se basant sur la formulation proposée par Allison (1982). Ce même cadre économétrique a été utilisé par Narendranathan et Stewart (1993), Jenkins (1995), Alba-Ramirez (1998), Steiner (2001), Lauer (2003), D'Addio et Rosholm (2005), Guell et Petrongolo (2007), et Arranz et al. (2007). Pour spécifier le hasard de base, nous nous basons sur une approche semi-paramétrique (hasard constant par morceaux) en définissant des termes représentant la dépendance de la durée dans le chômage.

Il est utile de penser au type d'emploi qu'un agent pourrait occuper après une période de chômage et de considérer que les processus aléatoires qui régissent ces divers types d'emploi peuvent différer. Dans ce contexte, une méthode d'analyse appropriée pourrait consister à envisager comme des « risques concurrents » les diverses manières dont une période de chômage peut se terminer. Lorsqu'elle est en cours, une période de chômage est alors considérée comme pouvant se terminer par l'obtention de n'importe quel type d'emploi; quand elle prend effectivement fin parce que l'agent a obtenu un emploi donné, elle devient une période terminée du point de vue de ce genre d'emploi, mais une période tronquée à droite du point de vue de tous les autres genres d'emploi.

Dans le phénomène de sélection à l'embauche, l'employeur cherche à identifier la réelle capacité productive d'un individu à travers des critères objectifs tels que le diplôme et

l'expérience professionnelle mais aussi à travers des critères plus subjectifs comme la motivation pour l'emploi. Ces deux classes de critères directement observables par l'employeur ne sont pas discernables dans les enquêtes⁴. Les individus sont hétérogènes les uns par rapport aux autres. Cette hétérogénéité contient une part observable (caractéristiques individuelles et histoire passée sur le marché du travail), et une part non observable⁵. Cette hétérogénéité amène les individus à avoir des risques de sortie du chômage inégaux. Dans ce contexte, l'étude des transitions du chômage ne peut pas être dissociée de la prise en compte d'éléments d'hétérogénéité observée et non observée. Cette difficulté est à l'origine de nombreux développements dans la littérature économétrique des modèles de durée⁶ (Lancaster, 1979 ; Heckman et Singer, 1984). La modélisation du risque de sortie de l'état (dans notre cas c'est l'état de chômage) peut être complètement paramétrique ; dans ce cas, il convient de choisir la loi de probabilité suivie par le risque commun à tous les individus, appelé aussi risque de base. Cette approche oblige l'économètre à spécifier une loi paramétrique pour le hasard de base. Un mauvais choix de cette loi aboutira à des estimateurs biaisés. Une solution alternative est de considérer l'intervalle de temps au cours duquel l'individu a quitté le chômage⁷ (si l'agent se déclare chômeur au temps $t-1$, et employé au temps t , alors on sait qu'il a quitté le chômage durant l'intervalle $[t-1, t)$). Dans ce cas, nous faisons référence aux modèles semi-paramétriques, qui ont l'avantage de prendre en compte le caractère discret de beaucoup de données et qui n'imposent pas de loi sur le hasard, autorisant donc une plus grande flexibilité⁸.

Dans la plupart des cas, l'économètre n'a à sa disposition que des observations discrètes d'une variable de durée continue⁹. Le statut d'un individu ne sera donc observé que par intervalle. Dans le cadre des modèles à hasard proportionnel, il est possible de prendre en compte le caractère discret des données – tout en conservant la continuité de la durée – et de s'affranchir de l'hypothèse paramétrique concernant la distribution de la durée. On obtient donc un modèle dit « semi-paramétrique ». Prentice et Gloeckler (1978) introduisent une méthode d'analyse pour ces données « groupées » en se basant sur le modèle en temps

⁴ Si les critères objectifs sont facilement repérables, les critères subjectifs restent inobservables.

⁵ La quantité d'informations non observée pourrait être réduite à l'aide d'enquêtes plus détaillées ; à l'inverse, il subsistera toujours une fraction inobservable.

⁶ Les modèles de durée permettent d'étudier la durée passée et la probabilité de sortie de chacun des états du marché du travail.

⁷ Les données dont nous disposons étant discrètes par nature (les situations sur le marché du travail étant observées mois par mois).

⁸ Les modèles semi-paramétriques facilitent l'inclusion de variables explicatives variant avec le temps.

⁹ On observe le statut d'emploi d'un individu mois par mois, et non pas continuellement.

continu de Cox (1972). Meyer (1990) étend la méthode d'analyse en introduisant de l'hétérogénéité paramétrique ou non-paramétrique, et Han et Hausman (1990) la généralisent aux modèles à risque concurrents.

On se place dans le cadre des modèles à hasard proportionnel où un hasard "de base" est déplacé par le vecteur des caractéristiques individuelles. Le modèle s'écrit :

$$\lambda_{it} = \lambda_0(t) \exp(X_{it}' \beta) \quad (1)$$

Soit t la durée de l'épisode de chômage, $\lambda_0(t)$ est le hasard "de base", X_{it} est le vecteur des caractéristiques individuelles pour la personne i et β est le vecteur des paramètres à estimer. Les sorties du chômage ne sont observées que dans des intervalles de temps disjoints $j = [a_{j-1}, a_j)$. La probabilité de sortie du chômage durant le $j^{\text{ème}}$ intervalle s'écrit :

$$\text{prob}(T \in [a_{j-1}, a_j]) = \text{prob}(T \geq a_{j-1}) - \text{prob}(T \geq a_j) \quad (2)$$

La fonction de survie au début du $j^{\text{ème}}$ intervalle s'écrit :

$$\text{prob}(T \geq a_{j-1}) = S(a_{j-1}; X_{it}) \quad (3)$$

La probabilité de quitter le chômage durant le $j^{\text{ème}}$ intervalle pour la personne i s'écrit donc :

$$\text{prob}(T \in [a_{j-1}, a_j]) = S(a_{j-1}; X_{it}) - S(a_j; X_{it}) \quad (4)$$

Le taux de hasard durant l'intervalle j , c'est à dire la probabilité de sortie au cours du $j^{\text{ème}}$ intervalle, sachant que l'on n'était pas sorti précédemment s'écrit :

$$h_j(X_{it}) = \text{prob}(T \in [a_{j-1}, a_j] / T \geq a_{j-1}) = \frac{S(a_{j-1}; X_{it}) - S(a_j; X_{it})}{S(a_{j-1}; X_{it})} = 1 - \frac{S(a_j; X_{it})}{S(a_{j-1}; X_{it})} \quad (5)$$

Etant donné la supposition d'un hasard proportionnel, la fonction de survie peut être présentée dans le cas discret sous la forme suivante :

$$\begin{cases} S(a_j; X_{it}) = \exp[-\exp(X_{it}' \beta + \delta_j)] \\ \delta_j = \log(H_{it}) = \log \int_{a_{j-1}}^{a_j} \lambda_0(u) du \end{cases} \quad (6)$$

Les δ_j représentent les paramètres de dépendance temporelle définissant le hasard de base. Ils sont traités comme des paramètres à estimer directement et s'interprètent comme le logarithme du hasard intégré sur le $j^{\text{ème}}$ intervalle. Si les intervalles ont une durée de 1 mois alors la durée enregistrée pour chaque personne i correspond à l'intervalle $[t_i - 1, t_i)$. Nous

définissons aussi un indicateur de censure c_i . Ce dernier prend la valeur 1 si l'épisode de chômage est complet, et 0 sinon. La log-vraisemblance de l'échantillon s'écrit donc :

$$\text{Log } L(\beta, \delta) = \sum_{i=1}^n \{ c_i \log[S(t_{i-1}; X_{it}) - S(t_i; X_{it})] - (1 - c_i) \log S(t_i; X_{it}) \} \quad (7)$$

Le hasard en temps discret au $j^{\text{ème}}$ intervalle s'écrit :

$$h_j(X_{ij}) = 1 - \exp[-\exp(X_{ij}'\beta + \gamma_j)] \quad (8)$$

Etant donnée les expressions (7) et (8), la log-vraisemblance en fonction du hasard devient :

$$\text{Log } L = \sum_{i=1}^n \left\{ c_i \log \left[h_{t_i}(X_{it_i}) \prod_{s=1}^{t_i-1} [1 - h_s(X_{is})] \right] + (1 - c_i) \log \left[\prod_{s=1}^{t_i} [1 - h_s(X_{is})] \right] \right\} \quad (9)$$

Soit la variable indicatrice $y_{it} = 1$ si l'individu i quitte le chômage durant l'intervalle $[t-1, t]$, et $y_{it} = 0$ sinon. Alors, la log-vraisemblance de l'équation (9) devient :

$$\text{Log } L = \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^{t_i} \{ y_{ij} \log h_j(X_{ij}) + (1 - y_{ij}) \log [1 - h_j(X_{ij})] \} \quad (10)$$

L'expression (10) représente la log-vraisemblance de la première version du modèle final. Cette première version ne tient pas compte des deux éléments importants dans notre étude. Un premier élément consiste à prendre en compte l'hétérogénéité inobservée entre les individus et un deuxième à supposer qu'il existe plusieurs états de sortie possibles de l'état de chômage (CDI, CDD, ou Inactivité). La première version suppose implicitement que toute l'hétérogénéité des agents était mesurée et intégrée dans X_i . Or il est fort probable que de nombreuses variables (telles que la motivation des individus par exemple) soient inconnues de l'économètre, bien qu'elles influencent le processus de sortie du chômage. La non prise en compte de cette hétérogénéité inobservée peut entraîner un biais négatif dans l'estimation du paramètre de dépendance temporelle. Ce biais, dû au phénomène dit du "*mover-stayer*" peut être schématisé comme suit : si la population étudiée se compose de groupes homogènes ayant des hasards de base constants mais différents, alors la structure de la population restant au chômage va se modifier avec le temps, elle comportera de plus en plus d'individus ayant un taux de hasard faible (*stayers*), et de moins en moins d'individus ayant un taux de hasard élevé (*movers*). En conséquence, les paramètres de dépendance temporelle, au lieu d'indiquer un taux de hasard constant, indiqueront que celui-ci est décroissant du temps passé au chômage. Afin de prendre en compte cette hétérogénéité inobservée des agents, on introduit dans l'équation du hasard un terme multiplicatif ε_i distribué selon une loi Gamma de moyenne 1 et de variance $\sigma^2 \equiv \nu$ (Lancaster (1979), Han and Hausman (1990), Dolton and O'Neill (1996),

et Stewart (1996). Le taux de hasard instantané de l'équation (1) est spécifié maintenant sous la forme suivante :

$$\lambda_{it} = \lambda_0(t) \cdot \varepsilon_i \cdot \exp(X_{ij}' \beta) = \lambda_0(t) \cdot \exp[X_{ij}' \beta + \log(\varepsilon_i)] \quad (11)$$

La fonction de hasard en temps discret correspondante à l'équation (11) s'écrit :

$$h_j(X_{ij}) = 1 - \exp\{-\exp[X_{ij}' \beta + \delta_j + \log(\varepsilon_i)]\} \quad (12)$$

La log-vraisemblance de la deuxième version du modèle s'écrit (Meyer 1990, Jenkins 1997) :

$$\begin{aligned} \text{Log } L &= \sum_{i=1}^N \log \{(1 - c_i) \cdot A_i + c_i \cdot B_i\} \\ A_i &= \left[1 + v \sum_{j=1}^{t_i} \exp(X_{ij}' \beta + \theta(j)) \right]^{-\frac{1}{v}} \\ B_i &= \begin{cases} \left[1 + v \sum_{j=1}^{t_i-1} \exp(X_{ij}' \beta + \theta(j)) \right]^{-\frac{1}{v}} & - A_i \quad \text{si } t_i > 1 \\ 1 - A_i & \text{si } t_i = 1 \end{cases} \end{aligned} \quad (13)$$

La fonction $\theta(j)$ décrit la dépendance temporelle dans le taux de hasard. Le log de la vraisemblance de la première version du modèle est un cas où $v \rightarrow 0$. La deuxième version du modèle permet de résoudre le problème de l'hétérogénéité inobservée des agents mais suppose aussi qu'il existe qu'un seul état de sortie de l'état de chômage. Pour élargir ce modèle nous faisons références aux modèles à risques concurrents. La modélisation des risques concurrents permet de séparer l'effet des variables explicatives selon le type de sortie considéré ; elle autorise également des hasards de base différents selon le type de sortie. On suppose que les agents peuvent transiter vers K états différents à l'issue de leurs épisodes de chômage (dans notre cas $K=3$). Ces durées latentes sont notées T_k (elles correspondent aux durées qui auraient été observées si l'issue k était la seule vers laquelle les agents pouvaient sortir) ; seules les durées les plus courtes T_k^* sont observées¹⁰. En supposant que les durées latentes T_k sont indépendantes, la Log-vraisemblance pour l'échantillon s'écrit donc :

¹⁰ Nous observons en effet que la transition arrivant en premier et l'épisode sera considéré comme censuré vis-à-vis des autres transitions possibles.

$$\text{Log } L = \sum_{i=1}^N \sum_K \ln\{(1 - c_{ik}).A_{ik} + c_{ik}.B_{ik}\}$$

Avec :

$$A_{ik} = \left[1 + v_k \sum_{j=1}^{t_i} \exp(X_{ij}' \beta + \theta(j)) \right]^{-\frac{1}{v_k}} \quad (14)$$

$$B_{ik} = \begin{cases} \left[1 + v_k \sum_{j=1}^{t_i-1} \exp(X_{ij}' \beta + \theta(j)) \right]^{-\frac{1}{v_k}} - A_{ik} & \text{si } t_i > 1 \\ 1 - A_{ik} & \text{si } t_i = 1 \end{cases}$$

Le terme c_{ik} présente une indicatrice prenant la valeur 1 si l'épisode i se termine par l'issue k , et 0 sinon.

4. Analyse des résultats

4.1 Résultat de l'estimation de l'échantillon global :

Cette section est consacrée à l'analyse des résultats des différentes estimations réalisées. Nous commentons tout d'abord les résultats de l'estimation du modèle constant par morceaux basée sur l'échantillon global tout en tenant compte de l'hétérogénéité inobservée (tableau 6). A travers cette estimation, nous analysons particulièrement l'influence des préférences temporelles (via la variable impatience) sur les types de transition du chômage. Ensuite, nous comparons les résultats des différentes estimations séparées effectuées pour les chômeurs impatients et pour les chômeurs patients. La spécification du hasard de base constant par morceaux retenue ici a un hasard de base constant dans des intervalles de trois mois du 1er au 48ème mois (c.f. Jenkis, 1995). Ce dernier est constant au-delà de la cinquième année (49^{ème} mois) jusqu'à la huitième année. Les variables h_1 à h_{17} sont les dummies temporelles définissant le hasard de base¹¹.

Le tableau 6 présente les résultats des trois estimations effectuées selon la destination après la période de chômage (CDI, CDD, et Inactivité). Par rapport aux individus ayant moins de 25 ans, les chômeurs âgés de plus de 35 ans ont moins de chance d'accéder vers un CDI. La probabilité de transition vers le CDI, toutes chose égales par ailleurs, est décroissante avec l'âge de l'individu. En effet, plus l'âge du chômeur est élevé plus ces chances d'accéder à un emploi stable (CDI) sont faibles. Cependant, la comparaison du coefficient relatif à la sortie

¹¹ La constante n'a pas été incluse pour éviter la colinéarité parfaite avec les dummies temporelles (Jenkis, 1995).

vers le CDD et vers le CDI, montre un effet plus important de la variable âge sur la transition vers un CDD. Ceci semble confirmer que, pour les emplois stables, l'expérience acquise avec l'âge contrebalance en partie la perte d'efficacité et/ou de flexibilité (Terracol, 2000). D'autre part, le fait d'appartenir à la classe d'âge [25 :35], a un effet positif et significatif sur la probabilité de sortie vers un CDD. Par rapport aux jeunes de moins de 25 ans, les chômeurs âgés de plus de 55ans, transitent plutôt vers l'inactivité. Cela montre que les sorties vers l'inactivité ont lieu le plus souvent en fin de carrière, période où le salaire de réserve est le plus élevé et, sans doute, les offres sont plus rares (Cases et Lollivier, 1994).

La probabilité de transition du chômage vers l'emploi est plus élevée pour les hommes que pour les femmes. En effet, ce phénomène est plus marqué pour les sorties vers un emploi stable (CDI) que pour les sorties vers les emplois précaires (CDD). Ce résultat est conforme à ceux obtenus par Alba-Ramirez et al. (2007). Ce type de transition peut provenir d'une discrimination sur le marché du travail, mais peut également venir du fait que les femmes sont plus nombreuses à devoir quitter leur emploi pour des raisons familiales telles que la mobilité du conjoint ou pendant les périodes de grossesses. Ceci joue en défaveur des femmes et envoie un signal négatif sur le marché de travail. Le statut marital joue un rôle important dans le type de transition du chômage. En effet, les chômeurs divorcés transitent plus vers un CDI par rapport aux chômeurs mariés. En revanche, les individus mariés sortent du chômage plutôt vers un CDD.

Le niveau d'enseignement constitue un élément important au niveau de la transition vers l'emploi. L'examen de la significativité des différents niveaux d'enseignement montre que, par rapport aux individus sans formation, ceux ayant suivi un enseignement technique ou supérieur ont plus de chance d'accéder aux CDI après une période de chômage. Ce résultat fait apparaître une certaine hiérarchie : l'enseignement supérieur arrive en première position, suivi par les études techniques longues, et enfin les études techniques courtes. Quand à la transition vers l'inactivité, un niveau d'enseignement élevé de type technique ou supérieur diminue significativement les sorties vers l'inactivité. En revanche, le fait de suivre un enseignement général, accentue le problème du chômage en favorisant les sorties vers l'inactivité.

Le rôle de la variable impatience mesurant le degré de préférence pour le présent d'un chômeur montre des effets différents selon le type de transition du chômage. D'une part,

l'impatience a un effet négatif et significatif sur la transition vers un CDI et d'autre part, elle augmente significativement la probabilité d'accéder à un CDD. En effet, l'augmentation de l'impatience tend à diminuer l'effort de recherche d'emploi impliquant une diminution des offres d'emploi, et ce qui justifie les deux résultats précédents. La faible intensité de recherche rend l'accès à un CDI difficile et la seule issue est donc de transiter vers un emploi précaire afin d'éviter d'allonger la période de chômage. L'impatience présente aussi un effet significatif et négatif sur la transition vers l'inactivité. Ce résultat montre que l'inactivité ne présente pas une des destinations principales des chômeurs impatients. L'examen de la significativité de cette variable nous donne une première idée de l'effet de l'impatience sur le type de transition du chômage. En effet, les chômeurs impatients transitent plutôt vers un CDD ou ils restent en situation de chômage alors que les chômeurs patients transitent soit vers un CDI ou vers l'inactivité. Afin que ce résultat soit robuste dans ce sens ou dans un autre sens, nous estimons par la suite le type de transition du chômage en décomposant les chômeurs entre impatients et patients

Les chômeurs résidants dans une région de forte concentration d'habitants telle que l'agglomération parisienne ont plus de chances d'accéder à emploi permanent ou précaire. En revanche, les résidents dans des communes rurales retrouvent plus de difficultés à quitter le chômage et sécuriser leurs parcours professionnels. Cela peut être justifié par le fait que les communes rurales sont caractérisées par plus d'incertitude au niveau de l'offre de travail que les grandes agglomérations caractérisées par un développement économique élevé. Les variables relatives à la catégorie socio-professionnelle de l'individu montrent que les cadres et les professions intermédiaires ont une probabilité de transition vers un contrat à durée indéterminée plus élevée que les ouvriers. En revanche, la sortie vers le CDD retrouve plus de succès pour la classe des employés. L'examen de la significativité du motif de fin de l'emploi précédent montre des effets différents selon le type de transition. D'une part, par rapport au licenciement, les individus ayant démissionné sont plus avantagés car ils trouvent plus souvent et plus rapidement un CDI. D'autre part, les entrants en chômage suite à la fin de leur contrat de travail arrivent à retrouver un emploi précaire de type CDD. Ce résultat nous montre le caractère significatif du motif d'arrêt de l'emploi précédent lors de la procédure d'embauche et de sélection sur le marché de travail.

L'examen de la significativité des modes de recherches d'emploi nous a permis de classer une grille de moyens de recherche pour chaque type de transition. En effet, les

démarches personnelles telles que l'implication des relations professionnelles et familiales dans la recherche d'emploi sont plus efficaces que la simple inscription à l'ANPE pour l'obtention d'un CDI. Lors de la stratégie de recherche d'emploi, contacter l'ANPE afin de trouver des offres d'emploi adéquates avec le niveau de qualification et le niveau d'expérience professionnelle facilite la sortie rapide du chômage et l'obtention d'un CDI. Ce résultat est en concordance avec ceux obtenus par Cavaco, Lesueur et Sabatier (2004). Concernant le salaire de réserve, ce dernier joue un rôle crucial sur la probabilité de transition du chômage vers l'emploi. En effet, un chômeur ayant un salaire de réserve élevé a tendance à refuser les offres d'emploi qui ne sont pas assez rémunératrices. Ce type de comportement réduit par conséquent les chances d'accéder à un emploi. Les résultats de l'estimation montrent que le salaire de réserve a un effet négatif et significatif sur la sortie vers un CDI ou un CDD. En revanche, le salaire de réserve accentue le phénomène de chômage en augmentant la sortie vers l'inactivité.

Les chômeurs indemnisés sont plus susceptibles, d'une part, d'obtenir un contrat à durée déterminée qu'un contrat à durée indéterminée. En effet, il est très difficile pour eux de s'insérer dans la vie active après une période sans emploi. C'est pourquoi ils se trouvent confrontés à des emplois précaires qu'ils ne peuvent qu'accepter pour éviter d'allonger leurs périodes de chômage. Les chômeurs indemnisés et candidats à l'embauche doivent être rapidement opérationnels et répondent à des exigences variées afin d'accéder à une embauche future plus stable. D'autre part, l'allocation de chômage a pour conséquences d'augmenter légèrement le taux de sortie du chômage à destination de l'inactivité.

La prise en compte de la dépendance du risque de sortie vers l'emploi vis à vis de la durée de l'épisode de chômage a pour objectif d'identifier les dates de sorties selon chaque type de transition. Le hasard de base pour les sorties vers les CDI décroît significativement jusqu'au 12^{ème} mois (de $h1$ jusqu'à $h4$). Ceci montre que l'accès aux CDI est conditionné par une faible période de chômage. En effet, les chômeurs non stagnants, ont plus de chance d'accéder de nouveau à l'emploi de longue durée. Ces résultats correspondent aux prédictions théoriques du modèle de recherche d'emploi (Van den Berg, 1990) montrant que le taux de retour à l'emploi croît pendant la période des droits d'indemnisation. En revanche, cette tendance s'inverse pour des durées de chômage assez élevée (à partir du 43^{ème} mois). Les termes de hasard de base respectifs à ces durées exercent un effet négatif et significatif sur le taux de transitions en CDI et un effet positif et significatif sur le taux de transition vers

l'inactivité. Ceci est en accord avec l'argument avancé par Blanchard (2000), selon lequel l'intensité de recherche et par conséquent le taux de sortie du chômage vers l'emploi est décroissant avec le temps passé en chômage. Il peut y avoir aussi un effet de perte de capital humain des chômeurs de longue durée, ainsi qu'un signal négatif envoyé aux employeurs cherchant des candidats potentiels sous un CDI.

Les taux de sortie des chômeurs vers les CDD sont moins réguliers. En effet, l'examen de la dépendance temporelle des taux de sortie du chômage est souvent non significatif au début de la période du chômage. En revanche, ce taux est caractérisé par une forte hausse significative à la fin de la 2^{ème} année (*h7* et *h8*). Tout ce passe comme si les comportements de la recherche d'emploi des chômeurs étaient fortement découragés pendant le début de l'épisode de chômage. Le rapprochement de la date limite légale de cession de la prime de retour à l'emploi exerce une pression assez forte sur le comportement du chômeur. Ceci se traduit par une sortie immédiate vers un emploi même s'il est précaire. Les sorties vers l'inactivité sont présentées par des durées de chômage assez longue. (*h13*).

Le taux de sortie du chômage est affecté non seulement par les caractéristiques observées des chômeurs, mais aussi par leurs caractéristiques non observées telles que la présence d'un réseau professionnel ou encore la facilité à conduire un entretien d'embauche. Le contrôle de l'effet de l'hétérogénéité inobservable est représenté par le facteur θ . L'effet positif et significatif de la variance de la distribution Gamma montre qu'il existe des facteurs inobservables influençant positivement le taux de sortie du chômage vers l'emploi.

4.2 Transition selon les préférences temporelles :

Afin de comparer le comportement des chômeurs impatients et des chômeurs patients, deux ajustements séparés ont été effectués pour chaque type de sortie du chômage (CDI, CDD, et Inactivité). Les tableaux 7, 8 et 9 présentent les résultats respectifs de l'estimation de la transition vers un CDI, vers un CDD, et vers l'inactivité pour les deux sous-échantillons. Les estimations ont été réalisées séparément pour les individus patients et impatients. En effet, nous posons d'emblée l'hypothèse selon laquelle ce ne sont pas nécessairement les mêmes variables, plus particulièrement les mêmes caractéristiques individuelles, qui peuvent expliquer, chez un chômeur patient ou chez un chômeur impatient, les probabilités de transition du chômage vers les autres statuts sur le marché du travail. Une même variable pourrait même bien se révéler jouer de façon opposée pour les patients et les impatients. Pour

la clarté de l'interprétation des résultats, nous envisagerons de mettre l'accent, pour les deux types de chômeurs, sur les facteurs qui favorisent l'accès à un emploi stable sous un CDI, ceux qui facilitent l'obtention d'un emploi temporaire ou qui accélèrent l'exclusion marché du travail (inactivité).

Selon la classe d'âge, la différence selon le type de transition est plus marquée au niveau de classe [35:45]. En effet, les chômeurs patients de cette classe quittent le chômage plutôt vers un CDI contrairement aux chômeurs impatientes qui retrouvent plus de difficultés d'accéder à ce type d'emploi. Ces derniers seront donc obligés d'accepter un emploi sous un CDD même s'il est précaire afin d'éviter une survie dans le chômage. Pour les chômeurs seniors patients, de plus de 45 ans, leurs transitions sont caractérisées par une forte significativité vers l'inactivité. En effet, la patience à un âge élevé, accentue le phénomène du chômage et transforme la recherche d'un CDI en une exclusion du marché du travail. Ce constat peut être expliqué par le fait qu'un chômeur patient est caractérisé par un salaire de réserve assez élevé, ce qui rend plus difficile l'acceptation des offres d'emploi peu rémunérées. La recherche de l'emploi adéquat pendant une longue période présente, toutes choses égales par ailleurs, une seule issue présentée par l'inactivité.

Les hommes patients ont plus de chance d'accéder à un emploi permanent par rapport aux femmes patientes. En revanche, le genre n'a pas d'effet significatif sur la transition vers un CDI pour les individus à forte préférence pour le présent. En revanche, les femmes impatientes ont plus tendance à accepter un emploi sous forme d'un CDD. La comparaison de la variable enseignement pour les chômeurs patients et impatientes et pour l'ensemble des transitions retenues montre des effets similaires pour la variable enseignement supérieur. En effet, un niveau d'enseignement élevé favorise la sortie vers l'emploi que ce soit permanent ou temporaire indépendamment du type de préférences temporelles des chômeurs.

L'analyse des résultats selon le motif de départ du dernier emploi montre que l'entrée au chômage après une démission joue positivement sur la probabilité de transition vers le CDI pour les patients alors que cette même variable n'as pas d'incidence pour les chômeurs impatientes. Un tel résultat prouve que les individus ayant un faible degré de préférence pour le présent, démissionnent de leurs emplois en espérant améliorer dans le futur proche leur situation professionnelle tout en accédant à un emploi typique sous un CDI. L'entrée au chômage suite à la fin du dernier contrat de travail a un effet positif et significatif sur la

probabilité de transition vers les CDD uniquement pour les individus impatientes. Ainsi, les chômeurs impatientes n'accordent pas une grande importance à la qualité de l'emploi comme leurs homologues patients et acceptent de sortir du chômage le plus tôt possible même en emplois atypiques sous des contrats précaires ne correspondant pas à leurs qualifications professionnelles.

Les prédictions théoriques du modèle de recherche d'emploi à intensité de recherche endogène (Mortensen, 1986) montrent que le taux de préférence pour le présent est un des déterminants importants du niveau du salaire de réserve ainsi que l'intensité de l'effort de recherche d'emploi. En effet, l'augmentation de l'impatience tend à diminuer simultanément le niveau du salaire de réserve et aussi l'intensité d'effort de recherche d'emploi. Les résultats montrent, d'une part, que le fait de recevoir des offres fermes d'emploi facilite l'accès au CDI pour les chômeurs patients. D'autre part, la démarche qui consiste à contacter l'ANPE pour trouver un emploi influence positivement l'accès à un CDD uniquement pour les chômeurs impatientes. L'analyse de ces deux résultats, prouve que l'augmentation de l'intensité d'effort pour un chômeur patient, accordant une grande importance à la recherche d'un emploi adéquat, facilite son accès au CDI alors que la stratégie de recherche mise en œuvre par les chômeurs impatientes consiste à sortir le plus tôt possible vers l'emploi quelle que soit sa durée. Pour les deux types de chômeurs, la réception d'offres fermes d'emploi diminue leurs risques de se retrouver inactif. L'effet de contacter l'ANPE augmente significativement la transition vers l'inactivité pour les chômeurs patients ce qui présente une incohérence par rapport au résultat précédent. Le modèle de recherche d'emploi prédit que l'effort de recherche d'emploi tend à augmenter le nombre d'offre d'emploi et par la suite augmenter les chances des chômeurs d'accéder à l'emploi et non à l'inactivité. La contradiction de notre résultat empirique avec les prédictions théoriques standard vient du fait de la distinction entre les chômeurs selon leurs préférences temporelles. En effet, les chômeurs à faible préférence pour le présent accordent énormément de temps à la recherche d'emploi correspondant à leurs qualifications professionnelles. Ces chômeurs patients sont aussi plus exigeants au niveau du statut et de la rémunération de l'emploi. Le fait que la durée de la recherche d'emploi soit élevée à cause des refus des offres d'emploi peu rémunératrices et précaires pourrait défavoriser ces type de chômeurs et les pousser vers l'inactivité. Les résultats de l'estimation des transitions du chômage vers un CDI ou vers un CDD montrent que le salaire de réserve a un effet négatif et significatif sur l'accès à l'emploi permanent pour les deux types de

chômeurs. Il diminue la probabilité de transition vers un CDD pour les chômeurs impatients et augmente la sortie vers l'inactivité pour les chômeurs patients. Ces résultats montrent, que l'augmentation du salaire de réserve d'un chômeur, diminue ses chances d'accéder à l'emploi, allonge la survie dans le chômage d'un chômeur impatient, et pousse le chômeur patient vers l'inactivité.

Les résultats de l'estimation relatifs aux termes de hasard de base selon la préférence temporelle du chômeur montrent des effets spécifiques à chaque type de transition. Les risques de base relatifs à la transition vers le CDI (tableau 7) montrent que pour une durée de chômage assez faible inférieure à 3 mois, les chômeurs impatients ont plus de chance d'accéder à l'emploi stable. Nous constatons aussi, pour ce type de chômeur, qu'à proximité de la fin de la deuxième année du chômage un effet positif et significatif de la variable $h8$. A cette échéance, les chômeurs impatients fournissent plus d'effort afin de trouver un emploi. En revanche, pour les chômeurs patients, leurs dates de sortie vers un CDI est plus tardive. La transition de ces derniers vers l'emploi stable est réalisée après une longue période de recherche pendant le chômage ($h4-h8$).

Les hasards de base relatifs à la transition vers le CDD (tableau 8) influencent positivement l'accès au CDD des chômeurs impatients pendant les deux premières années de l'épisode de chômage ($h1-h8$). En revanche, les chômeurs patients accèdent à ce type d'emploi soit en début d'épisode de chômage ($h1$) soit à la fin de la deuxième année ($h8$) ou lorsque leurs épisodes de chômage est devenue trop longue ($h13$ et $h15$). Ce dernier résultat montre que les chômeurs patients acceptent de sortir du chômage vers un emploi précaire sauf lorsqu'ils se trouvent face à une situation difficile présentée par la fin de l'indemnisation du chômage au bout de deux ans ou par le risque du passage à l'inactivité pour des durées de chômage trop longues. Ce dernier constat est confirmé à partir de l'analyse des hasards de base relatifs à la transition vers l'inactivité (tableau 9). Pour des épisodes de chômage assez long, nous remarquons une accélération de la sortie vers l'inactivité des chômeurs patients ($h11$, $h13$, $h15$).

Conclusion

Le taux de préférence pour le présent est un facteur important qui conditionne le niveau du salaire de réserve comme l'intensité de la recherche. Ces deux derniers éléments influencent largement le type de transition du chômage. Un chômeur impatient est caractérisé par une faible intensité d'effort de recherche d'emploi et un faible salaire de réserve. Les transitions du chômage sont analysées par l'estimation d'un modèle à hasard proportionnel à temps discret avec trois sorties à risques concurrents : contrat à durée indéterminée, contrat à durée déterminée, et inactivité. Ce modèle a été estimé sur les données de l'échantillon français du Panel européen des ménages (1994 à 2001). Les résultats de l'estimation du modèle ont montré des effets variés de l'impatience sur les différents types de transition. En effet, l'impatience diminue les chances d'accéder à un CDI alors qu'elle augmente les taux de transition vers un CDD. Afin de bien identifier l'effet des préférences temporelles des chômeurs, deux ajustements séparés ont été effectués pour chaque type de sortie du chômage. Les résultats montrent, d'une part, que les chômeurs patients transitent souvent vers un CDI pour de faibles durées de chômage et vers l'inactivité en cas de survie trop élevée dans cet état. D'autre part, les chômeurs impatients transitent principalement vers des emplois précaires de type CDD.

Les individus caractérisés par une forte préférence pour le présent quittent le chômage rapidement sans tenant compte ni de la qualité de l'emploi trouvé et ni l'adéquation entre l'emploi retrouvé et l'expérience professionnelle. Ce problème de désajustement entre l'emploi recherché et l'emploi retrouvé peut être expliqué par le phénomène de déqualification. La sortie obligatoire des chômeurs patients vers des contrats précaires après une longue période de chômage peut entraîner des effets d'éviction. Ces effets se produisent car des personnes qualifiées se reportent vers des emplois non qualifiés, entraînant du déclassement pour les premiers et des risques d'exclusion du marché du travail pour les seconds car les postes non qualifiés ne leur sont plus accessibles. Ces mouvements questionnent les politiques d'orientation des chômeurs vers des emplois non qualifiés où certes il existe des besoins de recrutement, mais qui ne correspondent pas à leurs compétences.

Bibliographie

Alba-Ramírez A., Arranz JM., Muñoz-Bullón F. (2007), Exits from unemployment: Recall or new job, *Labour Economics*, volume 14, Issue 5, Page 788-810.

Alba-Ramirez, A., (1998), Re-employment Probabilities of Young Workers in Spain. *Investigaciones Económicas* 22 (2), 201–224.

Allison, P.A., (1982), Discrete-Time Methods for the Analysis of Event Histories. In: Leinhardt, S. (Ed.), *Sociological Methodology*. Jossey-Bass Publishers, San Francisco, pp. 61–98.

Anderhub V., Güth W., Gneezy U., et Sonsino D. (2001), On the Interaction of Risk and Time Preferences: An Experimental Study, *German Economic Review*, vol. 2, n° 3, pp. 239-253.

Arrondel L., Masson A. et Verger D. (2001), Comportement face au risque et à l'avenir et accumulation patrimoniale : bilan d'une expérimentation, Document de travail n° C0201, INSEE.

Bienvenue J-Y., L. Carter, O. Favereau et J. Zighera (1994), Analyse différentielle des durées de chômage en France, Document de Travail Laedix-Forum, Université Paris-X Nanterre.

Bonnal L. et D. Fougère (1990), Les déterminants individuels de la durée du chômage, *Économie et Prévision*, n° 5, pp. 45-82.

Bonnal L., D. Fougère et S. Lollivier (1995), Youth Unemployment in France: Recurrence and Heterogeneity, National Bureau of Economic Research, Boston, juillet.

Bonnal, Fougère et Sérandon (1993), Chômage de longue durée et chômage récurrent : quelques évidence empiriques, Note d'étude pour la Convention ANPE-CNRS.

Cases C. et S. Lollivier (1994), Hétérogénéité individuelle dans un modèle de durée avec segmentation, Document de Travail CREST-INSEE.

Cavaco S., J.Y. Lesueur et M. Sabatier (2004), Stratégies de recherche, contraintes spatiales et hétérogénéité des transitions vers l'emploi : Estimation économétrique d'un modèle structurel de recherche, *L'Actualité Economique*, vol.80, n°2-3, juin-septembre, 2004.

Cox, D. R. (1972), Regression Models and Life Tables (Methodological), *Journal of the Royal Statistical Society*, vol. 34, No. 2, pp. 187-220.

D' Addio, A.C., Rosholm, M. (2005), Exits from Temporary Jobs in Europe: A competing risks Analysis, *Labour Economics*, n°12, pp. 449–468.

Della Vigna S. et Paserman D. (2005), Job Search and Impatience, *Journal of Labour Economics*, vol. 23, pp. 527-588.

Document OCDE « Taux de chômage standardisés de l'OCDE », novembre 2007.

Dolton, P and O'NEILL D. (1996), The Restart Effect and the Return to Full-Time Stable Employment, *Journal of the Royal Statistical Society*, Series A 159 (2), pp. 275-288.

DRAGO F. (2006), Career Consequences of Hyperbolic Time Preferences, IZA Discussion Paper, n° 2113.

Glaeser E.L., Laibson D.I., Scheinkman J.A., et Soutter C.L. (2000), Measuring Trust, *Quarterly Journal of Economics*, vol.115, n° 3, pp. 811-846.

Guell M. and Petrongolo (2007), How binding are legal limits? Transitions from temporary to permanent work in Spain, *Labour Economics*, vol. 14, n° 2, pp. 153-183

Heckman, J. and Singer, B. (1984), A method for minimizing the distributional assumptions in econometric models for duration data, *Econometrica*, vol. 52, pp. 271–320.

Jenkins S.P. (1997), Discrete Time Proportional Hazard Regression, *Stata Technical Bulletin*, n°39, pp 22-32.

Jenkins, S., (1995), Easy Estimation Methods for Discrete Time Duration Models, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, vol. 57 (1), pp. 129– 137.

Jones S. (1995), L'assurance-chômage et la transition vers le marché du travail, Département économique, Université McMaster.

Lancaster, T. (1979), Econometric Methods for the Duration of Unemployment. *Econometrica*, vol. 47, pp. 939–956.

Lauer, C. (2003), Education and Unemployment: A French-German Comparison. Discussion Paper 03-34, ZEW.

Lollivier S. (1999), Transitions sur le marché du travail de 1994 à 1997. Le cas des jeunes de 30 ans ou moins, Mimeo INSEE.

Magnac T. (1998), State Dependence and Heterogeneity in Youth Employment Histories, Document de Travail CREST-INSEE, n° 9747.

Meyer B. (1990), Unemployment Insurance and Unemployment Spells, *Econometrica*, vol. 58, juillet 1990, pp. 757-782.

Mortensen, Dale T. (1986), Job Search and Labor Market Analysis, *Handbook of Labor Economics*, vol.2, pp. 849-919.

Narendranathan W., Stewart M. (1993), Modelling the Probability of Leaving Unemployment: Competing Risks Models with Flexible Base-line Hazards, *Applied Statistics*, vol. 42, pp. 63– 83.

Prentice, R., et L. Gloeckler. (1978), Regression Analysis of Grouped Survival Data with Application to Breast Cancer Data, *Biometrics*, vol. 34, pp. 57-67.

Steiner, V. (2001), Unemployment Persistence in the West German Labor Market: Negative Duration Dependence or Sorting? *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 63, 91–113.

Stewart, M.B. (1996), Heterogeneity specification in unemployment duration models, Department of Economics, University of Warwick, Coventry, UK.

TERRACOL, A. (2000), Revenu Minimum d'Insertion et sortie du chômage : premiers résultats », miméo.

Van den Berg G.J, (1990), Search Behaviour, Transitions to Non-participation and the Duration of Unemployment, *The Economic Journal*, vol. 100, n° 402, pp. 842-865.

Tableau 1 : Indicateurs d'impatience

Indicateurs d'impatience	Moyenne	Ecart-Type	Observations
La non possession d'un livret d'épargne	0.3787	0.3914	1436
La non souscription d'une Assurance vie	0.6857	0.4643	1436
Fumeur	0.2980	0.4880	1436
Consommer son revenu et s'endetter	0.0843	0.2779	1436
La non contribution aux associations humanitaire	0.7541	0.4307	1436

Tableau 2 : Analyse de la corrélation des mesures d'impatience

	La non possession d'un livret d'épargne	La non souscription d'une Assurance	Fumeur	Consommer son revenu et s'endetter	La non contribution aux associations humanitaire
La non possession d'un livret d'épargne	1.000				
La non souscription d'une Assurance vie	0.1234 (0.0000)	1.000			
Fumeur	0.4780 (0.0371)	0.1007 (0.0433)	1.000		
Consommer son revenu et s'endetter	0.1419 (0.0000)	0.0868 (0.0010)	0.1037 (0.0386)	1.000	
La non contribution aux associations humanitaire	0.0856 (0.0773)	0.0699 (0.0081)	0.0900 (0.0109)	0.0452 (0.0868)	1.000

Tableau 3 : Analyse factorielle

Indicateurs d'impatience	Valeur Propre	Inertie	Score
La non possession d'un livret d'épargne	0.1461	0.9786	0.0906
La non souscription d'une Assurance vie	0.4151	0.7757	0.1502
Fumeur	0.2060	0.9401	0.0920
Consommer son revenu et s'endetter	0.1371	0.7179	0.3451
La non contribution aux associations humanitaire	0.1552	0.9425	0.1083

Tableau 4 : Statistiques descriptives

Liste des variables	Echantillon global		Impatients		Patients	
	Moyenne	Ecart-Type	Moyenne	Ecart-Type	Moyenne	Ecart-Type
Age						
Classe 1 [<25]	0,1956	0,3968	0,1906	0,3933	0,1973	0,3982
Classe 2 [25:35]	0,3296	0,4701	0,3149	0,4651	0,3342	0,4719
Classe 3 [35:45]	0,2305	0,4213	0,2569	0,4375	0,2216	0,4155
Classe 4 [45:55]	0,1880	0,3908	0,2071	0,4058	0,1815	0,3856
Classe 5 [55 et +]	0,0564	0,2307	0,0303	0,1718	0,0651	0,2469
Sexe						
Homme	0,4066	0,4913	0,4843	0,5004	0,3808	0,4858
Femme	0,5933	0,4913	0,5165	0,5004	0,6191	0,4858
Statut marital						
Marié	0,4568	0,4983	0,4088	0,4923	0,4729	0,4995
Célibataire	0,4637	0,4988	0,5082	0,5006	0,4487	0,4976
Divorcé	0,0626	0,2424	0,0828	0,2760	0,0558	0,2297
Veuf	0,0167	0,1282	0,000	0,0000	0,0223	0,1478
Enseignement						
Pas d'enseignement	0,0988	0,2986	0,0773	0,2675	0,1061	0,3081
Enseignement général	0,1420	0,3492	0,1988	0,3997	0,1229	0,3284
Enseignement technique court	0,2820	0,4501	0,2845	0,4518	0,2811	0,4497
Enseignement technique long	0,0640	0,2449	0,0690	0,2539	0,0623	0,2419
Enseignement supérieur	0,2263	0,4185	0,1712	0,3772	0,2448	0,4302
Région de résidence						
Commune rurale	0,2597	0,4386	0,2983	0,4581	0,2467	0,4313
< 20000 habitants	0,1448	0,3520	0,1712	0,3772	0,1359	0,3428
[20000 :100000] habitants	0,1552	0,3623	0,1381	0,3455	0,1610	0,3677
> 100000 habitants	0,3377	0,4731	0,3342	0,4723	0,3389	0,4735
Agglomération parisienne	0,1023	0,3032	0,0580	0,2340	0,1173	0,3219
Motif de l'arrêt de l'emploi précédent						
Démission	0,0473	0,2124	0,0497	0,2176	0,0465	0,2107
Fin de contrat	0,1922	0,3941	0,1878	0,3911	0,1936	0,3953
Faillite entreprise	0,020	0,1430	0,0276	0,1641	0,0186	0,1352
Licenciement	0,1357	0,3426	0,1519	0,3594	0,1303	0,3368
Autres	0,6037	0,4892	0,5828	0,4937	0,6108	0,4877
Catégories socio-professionnelle						
Agricole	0,1469	0,3541	0,1408	0,3483	0,1489	0,3562
Artisan	0,0215	0,1453	0,0414	0,1995	0,0148	0,1211
Cadre	0,0598	0,2373	0,0386	0,1930	0,0670	0,2502
Profession intermédiaire	0,1420	0,3492	0,1022	0,3033	0,1554	0,3625
Employé	0,3767	0,4847	0,3508	0,4778	0,3854	0,4869
Ouvrier	0,2527	0,4347	0,3259	0,4693	0,2281	0,4198
Effort de recherche d'emploi						
Inscrit à l'ANPE	0,8732	0,3327	0,9060	0,2921	0,8621	0,3448
Contacteur ANPE pour trouver un emploi	0,5543	0,4972	0,5480	0,4884	0,5630	0,5017
Démarche personnelles pour trouver un emploi	0,7998	0,4046	0,7983	0,4017	0,8023	0,4109
Recevoir des offres fermes d'emploi	0,0842	0,2778	0,0800	0,2715	0,0966	0,2959
Autres variables						
Salaire de réserve	6,5739	2,9466	6,4868	2,7744	6,6233	3,0030
Chômeur indemnisé	0,6586	0,4743	0,7003	0,4588	0,6449	0,4787
Handicap	0,1622	0,3688	0,1795	0,3843	0,1564	0,3634
Nombre d'observations	1436		362		1074	

Tableau 5 : Transition du chômage

Variables	Transition du Chômage vers :			
	CDI	CDD	Inactivité	Censure
Sexe				
Homme	20,21	44,69	9,25	25,85
Femme	15,49	41,44	16,78	26,29
Age				
<25	16,01	54,09	11,75	18,15
[25 :34]	20,51	42,71	16,07	20,71
[35 :44]	17,22	48,64	9,97	24,17
[45 :54]	14,82	34,07	9,63	41,48
> 55	13,58	8,64	35,80	41,98
Enseignement				
Pas d'enseignement	14,79	29,58	13,38	42,25
Enseignement général	19,11	38,24	14,71	27,94
Enseignement technique court	20,00	51,11	9,63	19,26
Enseignement technique long	15,22	40,22	20,65	23,91
Supérieur	17,23	45,54	13,54	23,69
Préférences temporelles				
Patient	17,91	42,90	15,37	23,82
Impatient	10,08	47,06	5,96	36,90

Figure 1 : Transition vers un CDI

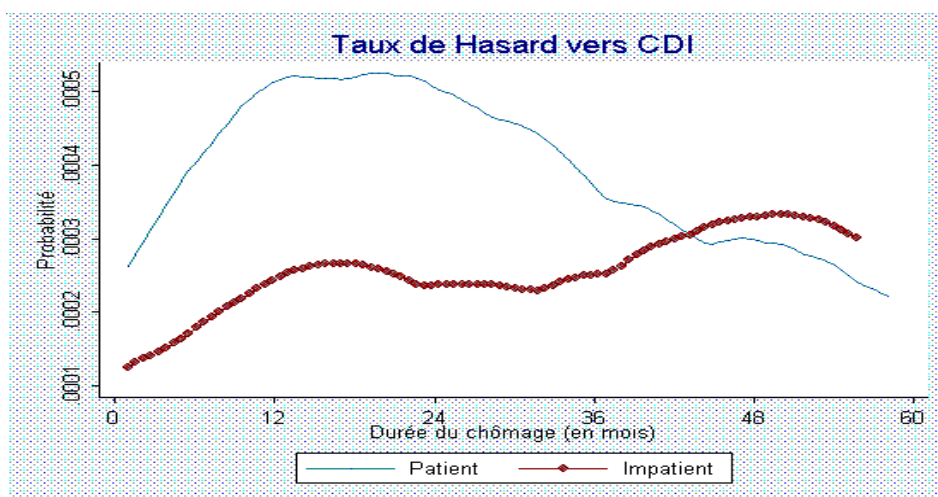


Figure 2 : Transition vers un CDD

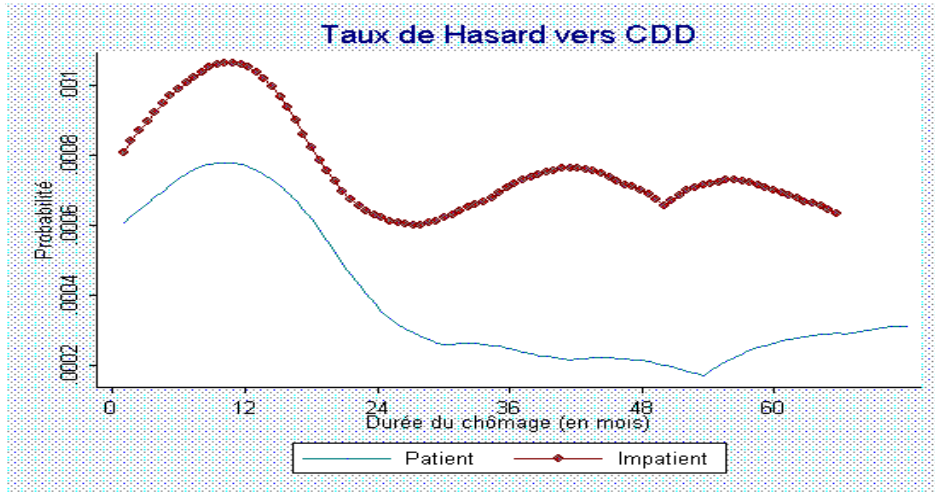


Figure 3 : Transition vers un Inactivité

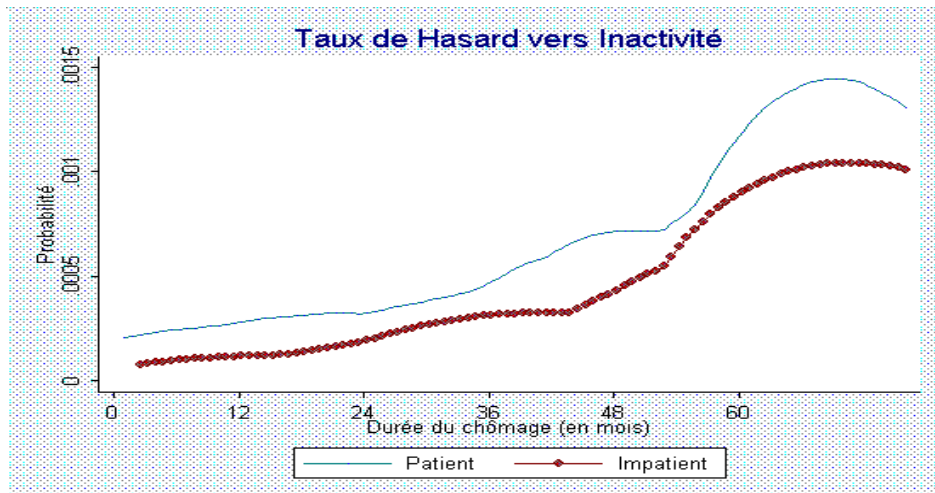


Tableau 6 : Transition du chômage « Echantillon global »

Liste des variables	CDI		CDD		INAC	
	Coef	Ecart Type	Coef	Ecart Type	Coef	Ecart Type
Age						
Classe 1 [-<25[Rèf		Rèf		Rèf	
Classe 2 [25:35[-0.3764	0.3323	0.9881***	0.1240	-0.4538	0.2810
Classe 3 [35:45[-0.8285**	0.4206	-0.8464***	0.1441	-1.3570***	0.3711
Classe 4 [45:55[-1.4517***	0.4532	-1.5298***	0.1787	-0.8743**	0.3906
Classe 5 [55 et + [-2.2798***	0.6199	-3.0825***	0.4173	1.1523**	0.4678
Sexe						
Homme	0.5334**	0.2588	0.2232**	0.1124	0.3282	0.2543
Femme	Rèf		Rèf		Rèf	
Statut marital						
Marié	Rèf		Rèf		Rèf	
Célibataire	-0.4528	0.2984	-0.2393**	0.1211	-0.1472	0.2574
Veuf	-1.8597	1.3455	-1.2246**	0.5909	-2.0781**	0.8191
Divorcé	1.7228***	0.4420	0.0561	0.2193	-0.3104	0.5258
Enseignement						
Pas d'enseignement	Rèf		Rèf		Rèf	
Enseignement général	0.5273	0.3730	-0.2526	0.2296	0.9977**	0.3103
Enseignement technique court	0.5987**	0.3041	0.1817	0.1780	-1.2911***	0.2804
Enseignement technique long	0.8702*	0.4931	-0.1785	0.2875	-0.0521	0.3754
Enseignement supérieur	0.9580**	0.3581	0.4258**	0.2107	-0.6147**	0.3018
Préférences temporelles						
Impatience	-0.7400**	0.2699	0.2986**	0.1073	-0.4653*	0.2802
Nombre d'habitants						
Commune rurale	-0.9574**	0.3537	-0.4772**	0.1496	0.8269**	0.3086
< 20000 habitants	-0.4778	0.3991	-0.6580***	0.1766	-0.5109	0.3759
[20000 :100000] habitants	-0.1652	0.3864	-0.5763***	0.1666	0.2713	0.3415
> 100000 habitants	-1.0848**	0.3424	-0.3577**	0.1469	0.1917	0.2975
Agglomération parisienne	Rèf		Rèf		Rèf	
Motif de l'arrêt de l'emploi précédent						
Démission	0.8635**	0.4137	-0.6796*	0.3842	-0.2953	0.5730
Fin de contrat	-0.7643*	0.3952	0.8173***	0.2413	-0.9118**	0.4441
Faillite entreprise	-0.2534	0.7600	-0.8264	0.7134	-0.8815	0.8802
Licenciement	Rèf		Rèf		Rèf	
Autres	-1.0959**	0.3161	-0.8356***	0.2047	0.3926	0.3146
Catégories socio-professionnelle						
Agricole	0.1132	0.4732	-0.3506	0.2611	-1.5556***	0.3951
Artisan	-0.5332	0.5760	-0.4804	0.6835	0.8931	0.7339
Cadre	0.7995**	0.3505	-1.2698**	0.4056	-0.7133	0.4735
Profession intermédiaire	0.8672**	0.3934	-0.6057**	0.1811	-0.8425**	0.3728
Employé	-0.4236	0.3233	0.0945**	0.2314	-0.4140	0.2760
Ouvrier	Rèf		Rèf		Rèf	
Effort de recherche d'emploi						
Inscrit à l'ANPE	-0.8183**	0.3539	-0.2361	0.2182	-0.7408**	0.3181
Contacteur ANPE pour trouver un emploi	0.3870**	0.1653	0.2269**	0.1085	-0.4073*	0.2256
Démarche personnelles pour trouver un emploi	Rèf		Rèf		Rèf	
Recevoir des offres fermes d'emploi	1.1590**	0.3643	0.0213	0.1831	0.3872	0.3221
Autres variables						
Salaire de réserve	-0.1658***	0.0507	-0.1162***	0.0262	0.0562*	0.0310
Chômeur indemnisé	-0.6934***	0.2599	0.3728**	0.1588	0.4572**	0.2277
Handicap	-0.9752**	0.3289	-0.5267**	0.2005	0.5820**	0.2727
Terme de risque de base						
<i>h</i> 1 [1-3 mois]	3.3015***	0.4782	0.0118	0.2657	-0.4624*	0.2714
<i>h</i> 2 [4 -6 mois]	2.1928***	0.5903	0.2962	0.2490	-0.1876	0.2529
<i>h</i> 3 [7-9 mois]	1.6316**	0.7748	0.4618*	0.2458	0.0770	0.2872
<i>h</i> 4 [10-12 mois]	1.4485*	0.8145	0.3730	0.2582	-0.1709	0.2912
<i>h</i> 5 [13-15 mois]	0.6985	0.5473	-0.1329	0.3059	0.0444	0.2969
<i>h</i> 6 [16-18 mois]	0.5724	0.4325	0.0153	0.3101	0.1150	0.3153
<i>h</i> 7 [19-21 mois]	0.2981	0.3869	0.5966**	0.2833	0.3568	0.4512
<i>h</i> 8 [22-24 mois]	-0.5106	0.8741	0.9550***	0.2806	0.6819	0.5247
<i>h</i> 9 [25-27 mois]	0.4541	0.4389	-0.1899	0.4313	0.9945**	0.4185
<i>h</i> 10 [28-30 mois]	-0.5231	0.4685	0.2811	0.6134	0.5283	0.4195
<i>h</i> 11 [31-33 mois]	0.4371	0.3814	-0.0337	0.5410	1.8325***	0.3311
<i>h</i> 12 [34-36 mois]	-0.3030	0.4106	0.2298	0.7366	0.0568	0.5101
<i>h</i> 13 [37-39 mois]	-0.1502	0.4110	-1.0419**	0.3554	1.5445***	0.3326
<i>h</i> 14 [40-42 mois]	-0.4986	0.3849	-1.2783**	0.5427	1.4862***	0.3534
<i>h</i> 15 [43-45 mois]	-1.6041***	0.4547	-1.3708***	0.3691	1.4552***	0.3947
<i>h</i> 16 [46-48 mois]	-1.4367**	0.5128	0.8872	0.5455	0.2688	0.3867
<i>h</i> 17 [> 48 mois]	-0.7513	0.6145	0.7213	0.6578	0.2461	0.3945
θ (Terme d'hétérogénéité inobservée)	3.1305***	0.8178	1.3754***	0.2967	0.6724	0.4645
Log. Vraisemblance	-1116.5232		-2267.1681		-1007.8631	
Nombre d'observations	25294		25294		25294	

