



Centre National  
de la Recherche  
Scientifique

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



## DOCUMENTS DE TRAVAIL - WORKING PAPERS

W.P. 08-24

Préférences temporelles et recherche d'emploi  
« Applications économétriques sur le panel Européen des Ménages »

**Mohammed Ali Ben Halima, Bassem Ben Halima**

Octobre 2008

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

# Préférences temporelles et recherche d'emploi

## « Applications économétriques sur le panel Européen des Ménages »

**BEN HALIMA Bassem \***  
**BEN HALIMA Mohamed Ali \*\***

\* [bbenhalima@gate.cnrs.fr](mailto:bbenhalima@gate.cnrs.fr)

\*\* [benhalima@gate.cnrs.fr](mailto:benhalima@gate.cnrs.fr)

**\*\*\* GATE (Groupe d'Analyse et de Théorie Economique),  
UMR-CNRS n°5824, Université Lyon 2, ENS-LSH, Centre Léon Bérard  
93, chemin des Mouilles – B.P.167  
69131 – ECULLY cedex**

### Résumé

Dans la plupart des modèles de recherche, Le taux d'actualisation est un facteur important conditionnant la prise de décisions telles que le choix du salaire de réserve ou l'intensité de la recherche d'emploi. Les individus ayant une forte préférence pour le présent ne cherchent pas suffisamment et réduisent leur salaire de réserve. L'effet global sur le taux de sortie du chômage est ambigu. Dans la lignée du modèle de Della Vigna et Paserman [2005], les préférences temporelles sont dissociées en préférences exponentielles et hyperboliques. Si les agents ont des préférences hyperboliques, l'effet de l'effort de recherche domine l'effet du salaire de réserve, ainsi une augmentation de l'impatience implique une diminution du taux de sortie du chômage. En utilisant les données françaises du panel européen des ménages, nous montrons que l'effort de recherche a un large effet sur le taux de sortie du chômage alors que le salaire de réserve est non significatif. Ce résultat ne semble pas réfuter l'existence des préférences hyperboliques de la part des individus.

### Time Preferences and Job Search

## «Econometric Applications on the European Household Panel Survey»

### Abstract

The rate of time preference is an important component of decisions, such as the choice of reservation wage or search effort. More impatient workers search less intensively and set a lower reservation wage. The effect on the exit rate from unemployment is unclear. According to the model of Della Vigna and Paserman [2005], time preferences are separate in exponential and hyperbolic preferences. If agents have hyperbolic preferences, the search effort dominates reservation wage, so increase in impatience lead to lower exit rate. Using the French sample of European Household Panel Survey (EHPS), we prove that search effort has a strong effect on the exit rate from unemployment whereas reservation wage is not significant. This final result informs us that the individuals have hyperbolic preferences.

**Mots-clés :** Préférence temporelles, Escompte hyperbolique, recherche d'emploi, modèle de durée.

**Keywords :** Time preference, Hyperbolic discounting, job search, duration model.

**Classification JEL :** D90, J64, C41

## Introduction

Les modèles séquentiels de recherche d'emploi permettent d'établir des prédictions d'équilibre quant à l'influence des caractéristiques individuelles observables et inobservables sur le taux de sortie du chômage. Dans cette littérature, 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. L'un des faits stylisés majeur à ce niveau tient notamment à l'observation dans de nombreuses études (Dormont, Fougère et Prieto [2001]) d'une accélération brutale du taux de sortie du chômage à proximité de la date de fin de droit à allocation. Ce fait stylisé peut être interprété comme la manifestation d'une modification des conditions de l'arbitrage intertemporel des chercheurs d'emploi au cours du temps. Or, si nous observons une littérature particulièrement développée sur la modélisation de la préférence pour le présent (Becker et Mulligan [1997] ; Harris et Laibson [2001]), comme sur sa mesure (Arrondel, Masson et Verger [2001]) en revanche, les effets de l'impatience sur la recherche d'emploi ont attiré ces dernières années peu d'attention dans la littérature relative à la théorie de la recherche d'emploi.

L'influence du taux de préférence pour le présent dans les propriétés d'équilibre des modèles de recherche d'emploi à intensité de recherche endogène (Mortensen [1986]) fait généralement apparaître un effet ambigu sur le taux de sortie de chômage. En effet, d'une part une augmentation du taux de préférence pour le présent (impatience)<sup>1</sup> 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. D'autre part, l'augmentation du taux de préférence pour le présent amène les individus à réduire leur niveau du salaire de réserve et quitter rapidement le chômage. Cet effet qui permet de réduire la période de survie dans l'état

---

<sup>1</sup> Un individu ayant un taux de préférence pour le présent élevé est supposé impatient alors qu'un individu patient est caractérisé par une faible préférence pour le présent.

de chômage s'oppose à l'effet de baisse de l'intensité de la recherche. Ce type de résultat standard de la littérature tient avant tout à la modélisation relativement simple de la cohérence temporelle des agents retenue dans la plupart des modèles. Parallèlement une littérature abondante s'est intéressée au test de la cohérence temporelle des agents, généralement par recours à des expériences en laboratoire, à partir de fonctions d'escompte exponentielles ou hyperboliques (Laibson [1997] ; O'Donoghue et Rabin [1999] ; Cox et Oaxaca [1989,1992]).

Le modèle d'utilité escomptée (Samuelson [1937]), largement utilisé par les économistes, a été faiblement validé par les études empiriques concernant son réalisme descriptif comme un modèle approprié pour les choix inter-temporels. Ce modèle montre qu'un individu ayant des préférences inter-temporelles représentées par une fonction d'escompte exponentielle fait des choix dynamiques cohérents. Ses préférences ne s'inversent jamais et présentent un taux d'escompte constant à travers le temps. Or les études de Pender [1996] et Chapman et Gretchen [1996] montrent que le taux d'escompte n'est pas constant à travers le temps, d'où la référence à la notion d'escompte hyperbolique. Il s'agit de montrer que le taux d'escompte est élevé à court terme et devient faible à long terme, phénomène confirmé par les travaux de Myerson et Green [1995] et Kirby [1997]<sup>2</sup>. La fonction d'escompte hyperbolique remet donc en cause l'hypothèse de cohérence temporelle des préférences (Fang et Silverman [2004]).

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]). La première étude qui a consisté à mesurer le degré du taux de préférence pour le présent des individus à partir de données réelles est celle de Della Vigna et Paserman [2005]. L'originalité de cette étude consiste à construire plusieurs indicateurs d'impatience afin d'étudier l'effet de

---

<sup>2</sup> Cette incohérence se traduit par la situation suivante : " lorsqu'on est confronté à deux paiements, par exemple 10 euros aujourd'hui versus 11euros demain, la plupart des individus préfèrent 10 euros aujourd'hui et montrent un taux de préférence pour le présent élevé. Cependant, plusieurs individus choisissent 11euros dans 101 jours à 10euros dans 100 jours bien que la distance entre les deux paiements est toujours de 1 jour ".

l'impaticence sur les résultats du modèle de recherche d'emploi. Ces indicateurs d'impaticence sont déduits des activités des individus qui peuvent être fortement corrélées à leurs degrés de préférences pour le présent. Un individu relativement impaticent s'engage fréquemment dans les activités caractérisées par des récompenses immédiates et des coûts retardés. Ces auteurs montrent qu'afin de lever l'indétermination de l'impaticence sur le taux de sortie du chômage, il est nécessaire de spécifier le type des préférences temporelles des agents et la nature de l'impaticence. Cette spécification tend à dissocier les préférences temporelles en préférences exponentielles et hyperboliques, et l'impaticence en impaticence à court terme et impaticence à long terme. Les propriétés du modèle de Della Vigna et Paserman [2005] montrent que la décision de l'effort de recherche repose sur un arbitrage entre les coûts de recherche immédiats et les bénéfices futurs retirés en cas d'acceptation de l'offre d'emploi. Dans cet horizon temporel limité, la variation dans l'impaticence à court terme l'emporte par rapport à l'impaticence à long terme. La décision du salaire de réserve repose sur une comparaison entre les conséquences à long terme d'obtenir un certain salaire en cas d'acceptation de l'offre ou attendre une meilleure offre d'emploi. Dans ce cas, la variation dans l'impaticence à long terme l'emporte. Selon le modèle d'escompte exponentiel, les travailleurs sont concernés par l'impaticence à long terme plutôt que l'impaticence à court terme. Dans ce cas l'effet du salaire de réserve dominera celui de l'effort de recherche car la décision du salaire de réserve ne dépend que de l'impaticence à long terme. Ceci peut être interprété par le fait que l'augmentation de l'impaticence tend à augmenter le taux de sortie du chômage suite à la diminution du salaire de réserve. Selon le modèle d'escompte hyperbolique, les travailleurs sont concernés par l'impaticence à court terme. La décision d'effort de recherche dépend aussi de l'impaticence à court terme. Dans ce cas, l'effet de l'effort de recherche dominera l'effet du salaire de réserve. Cela implique que l'augmentation de l'impaticence tend à diminuer le taux de sortie du chômage suite à la diminution de l'effort de recherche. En utilisant des données

américaines, ces auteurs montrent d'une part une corrélation négative et significative entre l'impatience et l'intensité d'effort de recherche d'emploi et d'autre part une corrélation négative et significative entre l'impatience et le salaire de réserve. Ces premiers résultats confirment leurs prédictions théoriques et montrent que l'impatience tend à diminuer simultanément l'intensité de recherche d'emploi et le salaire de réserve. Le résultat majeur de cette étude montre que l'effort de recherche a un effet significatif sur la durée de chômage. En revanche le salaire de réserve n'a pas d'effet significatif sur la durée du chômage. Ce résultat final montre, d'une part, que les individus retenus dans l'étude présentent des préférences temporelles hyperboliques, et d'autre part, que l'augmentation de l'impatience tend à diminuer le taux de sortie du chômage suite à la diminution de l'effort de recherche.

Les préférences temporelles hyperboliques ont une grande implication sur les politiques du marché de travail. Pour les travailleurs hyperboliques, la différence entre l'effort de recherche désiré et réel peut être substantielle. Ce type de travailleur est particulièrement sensible aux coûts de recherche d'emploi directs plutôt qu'aux avantages futurs de la recherche en acceptant rapidement les offres d'emploi. Ceci identifie une nouvelle voie par laquelle les programmes de recherche d'emploi peuvent fonctionner en réduisant les coûts de la recherche à court terme. En particulier, l'assistance directe qui incite le chercheur d'emploi à suivre et à supporter toutes les étapes de la procédure de la recherche est très bénéfique pour quitter le chômage. Nous pouvons aussi penser à l'idée du guichet unique qui permet aux demandeurs d'emploi de déposer leur curriculum vitae, les orienter grâce à un profilage systématique et les aider à effectuer des entretiens à des coûts faibles. Les guichets uniques (Cahuc et Kramarz [2004]) servent de modèle aux futures " Maisons de l'emploi " qui peuvent constituer un levier privilégié pour améliorer la coordination entre les différents intervenants participant à l'accompagnement des demandeurs d'emploi. Si les coûts présentent un frein à

l'effort de recherche pour les travailleurs hyperboliques alors ce dispositif pourrait les inciter à modifier leur comportement.

L'enjeu de ce papier vise précisément à tester sur des données françaises les effets de l'impatience sur les résultats de la recherche d'emploi. En utilisant la version française du panel européen des ménages (1994-2001), nous construisons plusieurs indicateurs d'impatience afin d'étudier l'impact de l'impatience sur l'intensité de recherche d'emploi, le salaire de réserve, et enfin sur le taux de sortie du chômage. Nous utilisons aussi la méthode de l'Analyse Factorielle afin de regrouper l'ensemble des indicateurs d'impatience en une nouvelle mesure d'impatience agrégée. Nous testons l'impact de l'impatience sur l'intensité d'effort de recherche d'emploi à partir de l'estimation d'une équation d'effort de recherche d'emploi et l'impact de l'impatience sur le salaire de réserve à partir de l'estimation d'une équation du salaire de réserve. Pour chacune de ces deux équations, nous effectuons deux estimations séparées. Dans la première estimation, nous utilisons les différents indicateurs d'impatience et dans la deuxième, nous utilisons la mesure agrégée d'impatience. Ces deux estimations nous permettent de comparer les résultats de l'effet de l'impatience. Ensuite l'estimation paramétrique des modèles de durée nous permettra de déterminer l'effet de l'effort de recherche d'emploi et du salaire de réserve sur la durée du chômage afin de lever l'indétermination de l'effet du taux de préférence pour le présent sur le taux de sortie du chômage. Les résultats de cette dernière estimation nous permettront aussi de spécifier la nature des préférences temporelles des agents retenus dans l'étude.

La structure de l'article est constituée comme suit. La première section consiste à une analyse descriptive des données, le choix des indicateurs d'impatience et une analyse non paramétrique de l'effet de l'impatience sur le taux de survie dans l'état de chômage par la méthode de Kaplan-Meier. La deuxième section présente la modélisation économétrique et les principaux résultats.

## **1. Base de données et analyse non paramétrique**

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 (tableau 1). Cette enquête longitudinale permet de retracer l'historique des agents sur le marché de 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. Le croisement des épisodes de chômage par individus et par fenêtre d'observation permet de constituer un échantillon de 2160 observations. L'analyse du calendrier des épisodes de chômage par individu permet d'observer 68,84% d'épisodes complets. Le nombre d'épisodes de chômage enregistré par individu varie entre 1 et 12, la moyenne se situant aux environs de 1,96. La durée moyenne de chômage par épisode est de 7,35 mois. Les chômeurs indemnisés représentent 65% de la population. Dans notre échantillon, les femmes représentent 54% et l'âge moyen est de 34 ans. Si la part des diplômés de l'enseignement supérieur est proche de 20%, on enregistre en revanche une part plus élevée de diplômés de l'enseignement technique ou professionnel court tels que le certificat d'aptitude professionnelle (CAP) ou le brevet d'études professionnelles (BEP). La moyenne du salaire horaire de réserve est de l'ordre de 6,56 euros. Nous remarquons aussi que 31% de la population habitent dans une région de plus de 100 000 habitants. Dans ce qui suit, nous discuterons des choix de mesures d'impaticence.

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. 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. A partir des données françaises du panel européen des ménages (1994-2001), nous avons collecté des informations sur le type de comportement pour construire nos mesures d'impatience. 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. 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. Dans le panel européen des ménages le montant détenu dans le livret d'épargne est donné par niveau et non pas le montant exact. Il existe plusieurs niveaux (niveau 1 [0-1520 euros], niveau 2 [1520- 4570 euros], niveau 3 [4570- 7620 euros]...). Nous considérons qu'un individu détient un livret d'épargne si le montant détenu dans ce livret est supérieur à 1520 euros. Les individus qui ne disposent pas d'un livret d'épargne représentent 48,86% 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 cherche à préparer un terrain sain pour les générations futures. Les individus qui ne contribuent pas aux associations humanitaires sont fortement représentés (76%).

- *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 21,45% 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 76% 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 7% 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, 9 paires ont un signe positif et statistiquement différent de zéro (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 0,536 reflétant une covariance moyenne entre les indicateurs d'impatience de 0,06. Les valeurs trouvées sont similaires à celles trouvées dans l'étude de Drago [2006] et Della Vigna and Paserman [2005]. Trouver une faible corrélation entre différents indicateurs de comportement

individuels n'est pas rare dans la littérature (Glaeser et al. [2000]). L'erreur de mesure lors des choix des indicateurs est susceptible d'atténuer la corrélation entre l'impatience et le taux de sortie du chômage, mais ne devrait pas changer son signe.

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 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)<sup>3</sup>. 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 ceux qui ont un score élevé et sont ceux qui contribuent le plus dans la mesure agrégée de l'impatience. Les indicateurs qui reçoivent les plus de poids sont consommer son revenu et s'endetter et le fait de ne pas souscrire une assurance vie.

Pour évaluer l'effort de recherche d'emploi d'un chômeur nous avons exploité les informations disponibles dans la base de données. Nous utilisons le nombre des méthodes de

---

<sup>3</sup> 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.

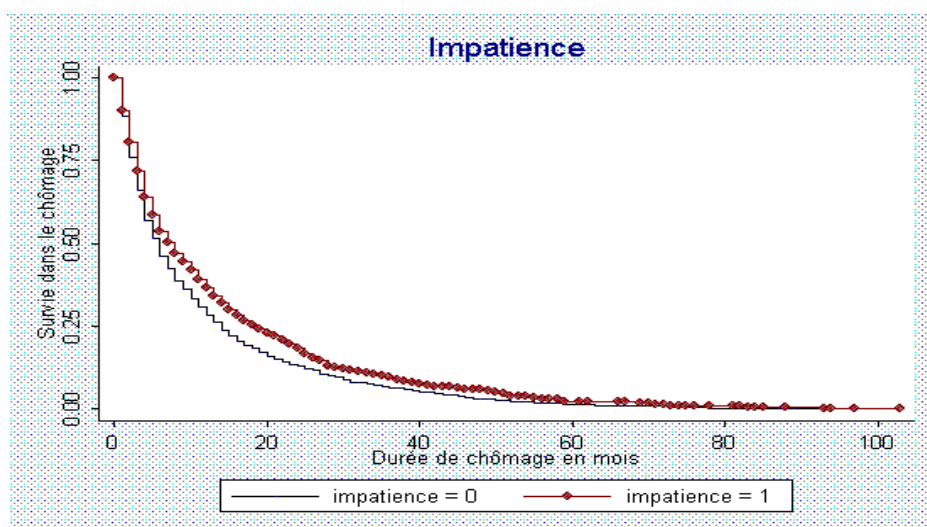
recherche d'emploi utilisées par chaque chômeur. Ces méthodes sont : (1) l'inscription à l'Agence Nationale Pour l'Emploi (ANPE), (2) effectuer des démarches personnelles (contacts personnels, annonces dans le journal,...), (3) contacter l'ANPE et suivre un programme d'accompagnement, et (4) recevoir des offres fermes d'emploi. Les chômeurs qui n'utilisent aucune méthode de recherche ne représentent que 2% de l'échantillon alors que ceux qui utilisent 3 méthodes sont environ 52%. Le nombre moyen de méthodes utilisées par chaque chômeur est de l'ordre de 2,45 méthodes. En ce qui concerne le salaire de réserve, ce dernier est défini comme le salaire minimal en dessous duquel le chômeur refuse une offre d'emploi. Le salaire de réserve est donc un déterminant important de la probabilité de sortir du chômage. Néanmoins, l'information directe sur le salaire de réserve est rare<sup>4</sup>. Cependant, disposer d'un salaire de réserve renseigné par le chômeur lui-même ouvre d'autres possibilités. La version française du Panel européen des ménages présente l'intérêt d'interroger les chômeurs sur le salaire horaire minimal qu'ils demandent pour travailler (Algan et Terracol [2001]). Les informations relatives au salaire de réserve horaire sont issues de la réponse à la question: «*En tenant compte du nombre d'heures hebdomadaires que vous souhaiteriez travailler, quelle rémunération mensuelle nette accepteriez-vous au minimum ?*». Le salaire horaire est reconstitué à partir du nombre d'heures de travail souhaité par les individus. L'exploitation directe des réponses à cette question soulève toutefois des difficultés quant à la sincérité des déclarations (Feldstein et Poterba [1984]). Cependant, la plupart des études précédentes s'accordent pour considérer ce type de réponse comme une information pertinente sur le comportement d'offre de travail (Ridder et Gorter [1986] ; Jones [1988]). En outre, la distribution du salaire de réserve semble cohérente avec la moyenne et la variance observées des salaires en France (tableau 1). En particulier, le salaire de réserve horaire est sensiblement égal au Smic horaire.

Pour compléter l'analyse descriptive de l'échantillon, nous avons estimé les taux de survie dans l'état de chômage en appliquant l'analyse non-paramétrique par l'estimateur de Kaplan-Meier (figure 1).

---

<sup>4</sup> Peu de bases de données fournissent une contrepartie empirique à cette notion théorique. En l'absence d'observation directe, les travaux qui cherchent à évaluer l'impact du salaire de réserve sur la durée du chômage supposent que la relation, prédite par la théorie de la recherche d'emploi, qui le lie au niveau de l'allocation chômage, au taux d'arrivée des offres d'emploi et à la distribution des salaires offerts, est bien vérifiée. Le salaire de réserve peut alors être estimé en utilisant l'information disponible sur ces variables. L'absence d'observation directe de ce dernier n'empêche donc pas d'en estimer l'effet sur la durée du chômage.

**Figure 1 : Fonctions de survie dans le chômage et impatience**



Les résultats de cette estimation illustrent la survie dans l'état de chômage entre les individus patients et impatientes. La figure 1 montre que la courbe de survie dans l'état de chômage d'un individu patient est au-dessous de celle d'un individu impatient. L'examen de l'estimation non-paramétrique nous donne une première idée de l'effet de l'impatience sur la durée du chômage. Les individus patients quittent le chômage plus rapidement, toutes choses égales par ailleurs, que les individus impatientes. Ce résultat préliminaire peut être expliqué par la dominance de l'effet de l'effort de recherche élevé d'un chômeur patient par rapport à l'effet de son salaire de réserve élevé.

## 2. Modélisation économétrique

A chaque période, le chômeur choisit son effort de recherche et son salaire de réserve. Ces deux dernières variables déterminent la probabilité de transition de l'état de chômage. Il existe une corrélation entre l'impatience et l'effort de recherche d'une part et entre l'impatience et le salaire de réserve d'autre part. L'effet global de l'impatience sur le taux de sortie du chômage est ambigu. Le problème auquel nous sommes confrontés consiste à traiter l'endogénéité de l'effort de recherche d'emploi et du salaire de réserve afin d'isoler leurs effets réels. La démarche retenue pour traiter la question d'endogénéité de l'effort de recherche

et du salaire de réserve dans l'équation de la durée du chômage est la méthode de Heckman et Robb (1985)<sup>5</sup>. Ce problème d'endogénéité nous invite donc à effectuer deux estimations séparées permettant de déterminer les éléments qui influencent le salaire de réserve et l'intensité d'effort de recherche d'emploi. Ensuite, ces deux estimations seront utilisées pour construire deux termes de correction du biais d'endogénéité qui seront introduits dans la régression de la durée du chômage.

La modélisation économétrique se présente comme suit :

***Equation d'effort de recherche d'emploi:***

$$Intensité_i = \alpha_1 + \beta_1' X_i + \gamma_1'(IMP_i) + \varepsilon_i \quad (4)$$

Avec:

$Intensité_i$  : l'intensité d'effort de recherche d'emploi.

$X_i$  : vecteur des caractéristiques individuelles.

$IMP_i$  : l'ensemble des indicateurs d'impatience.

$\varepsilon_i$  : le terme d'erreur.

***Equation du salaire de réserve:***

$$Log(W_i) = \alpha_2 + \beta_2' X_i + \gamma_2'(IMP_i) + \mu_i \quad (5)$$

Avec:

$Log(W_i)$  : le logarithme du salaire de réserve de l'individu.

$X_i$  : vecteur des caractéristiques individuelles.

$IMP_i$  : l'ensemble des indicateurs d'impatience.

$\mu_i$  : le terme d'erreur.

---

<sup>5</sup> L'avantage de cette méthode est qu'elle nous offre un choix très vaste de lois de durée, alors que nous serons obligés de nous restreindre à la loi normale si nous adoptons la méthode de Heckman (1979). La méthode de Heckman (1979) consiste à introduire l'inverse de Ratio de Mills dans l'équation d'intérêt. L'utilisation de cette méthode dans le cadre de l'équation de durée du chômage nous oblige à ce que les résidus des deux équations suivent une loi normale qui contredit la démarche suivie dans l'application des modèles de durées. Les modèles de durée et les lois qui peuvent être utilisées (Weibull, Log-normal, Log-logistic, et Gamma).

**Equation de la durée de chômage:**

$$DC_i = \alpha_3 \theta_i + \varphi(\hat{W}_i) + \delta(\hat{Intensité}_i) + \omega_i \quad (6)$$

Avec:

$DC_i$  : la durée de chômage.

$\theta_i$  : vecteur des caractéristiques individuelles.

$\hat{W}_i$  : le salaire de réserve estimé.

$\hat{Intensité}_i$  : l'intensité d'effort de recherche estimée.

$\omega_i$  : le terme d'erreur.

Ce problème d'endogénéité nous invite donc à effectuer une première estimation permettant de déterminer les éléments qui influencent l'effort de recherche des individus (équation 4). Le modèle économétrique le plus adapté est un modèle de Poisson puisque notre variable dépendante, le nombre de méthodes de recherche utilisées, est à valeurs entières non négatives<sup>6</sup>. L'introduction du salaire de réserve aussi dans l'équation de durée du chômage (équation 6) peut aussi être confrontée économétriquement à un problème d'endogénéité. Pour cette raison, le salaire estimé à partir de l'estimation de l'équation du salaire de réserve (équation 5) sera introduit dans l'équation de durée de chômage dans le but de détecter l'endogénéité du salaire. Pour ces deux premières estimations, nous utilisons le revenu du ménage par personne et le fait d'être indemnisé comme variables instrumentales<sup>7</sup>. Ces deux variables sont des déterminants respectivement du salaire de réserve et de l'effort de recherche de l'individu, mais ils n'influencent pas sur le taux d'arrivé des offres d'emploi et par la suite la durée de survie dans le chômage. En plus de ces instruments, nous utilisons des variables socio-démographiques, le niveau d'enseignement, le nombre d'habitant de la région et les indicateurs d'impatience. Pour chacune des deux équations (4) et (5), nous effectuons deux

---

<sup>6</sup> Nous avons estimé l'équation d'effort de recherche avec le modèle Binomial Négatif, et sur la base du coefficient de surdispersion (alpha), nous retenons le modèle de Poisson.

<sup>7</sup> Ces deux instruments ont été utilisés dans l'étude de Hinnosaar [2002] traitant de la relation entre salaire de réserve, effort de recherche et durée de chômage. Ces mêmes instruments ont été validés par Jones [1988], Gorter D. et Gorter C. [1993].

estimations séparées. Dans la première estimation, nous utilisons les indicateurs d'impatience et dans la deuxième, nous utilisons la mesure agrégée d'impatience. Ces deux estimations nous permettent de comparer les résultats de l'effet de l'impatience. Les valeurs prédites du salaire de réserve et de l'effort de recherche, qui seront introduites dans l'équation de la durée de chômage, sont issues des deux estimations qui utilisent la mesure agrégée d'impatience. La mesure d'impatience agrégée est plus représentative et plus précise quant à l'impatience de l'individu.

### **3. Les effets de l'impatience sur le salaire de réserve et l'effort de recherche:**

Cette partie sera consacrée à l'analyse des résultats de l'effet de l'impatience sur le salaire de réserve dans un premier lieu, sur l'effort de recherche dans un deuxième lieu, et enfin sur la durée de chômage. La détermination du niveau du salaire de réserve revient à un arbitrage entre les conséquences à long terme de l'obtention d'un certain niveau de salaire ou attendre la réception d'une meilleure offre de salaire. Dans ce cas, contrairement à la décision d'effort de recherche, c'est la variation de l'impatience à long terme qui domine la variation de l'impatience à court terme (Della Vigna et Paserman, 2005). Les résultats de cette estimation sont présentés dans le tableau 4. La première colonne utilise les indicateurs d'impatience alors que la deuxième colonne utilise la mesure agrégée d'impatience.

Les individus qui ne disposent pas d'assurance vie et d'un livret d'épargne manifestent un effet négatif et significatif sur le salaire de réserve. Nous trouvons le même résultat aussi avec ceux qui ne font pas partie des associations humanitaires. La majorité de nos mesures d'impatience montrent une corrélation négative avec le salaire de réserve. Ce résultat est plus robuste selon le signe et la significativité du coefficient de la mesure agrégée d'impatience. Cette dernière confirme le résultat précédent et montre, toutes choses égales par ailleurs, que les individus impatientes présentent un salaire de réserve plus faible que les individus patients. Sur des données américaines, Della Vigna et Paserman [2005] ont montré que le salaire de

réserve est corrélé négativement avec l'impatience lors d'une estimation sans inclure les variables de contrôle (âge, éducation, statut marital,...). Cette corrélation devient non significative après inclusion des variables de contrôles. Le revenu par membre du ménage a un effet positif et significatif sur le salaire de réserve. L'âge présente un effet positif et significatif sur le salaire de réserve : l'individu devient plus exigeant au niveau de son salaire de réserve en fonction de son âge. Les hommes ont tendance à manifester un salaire de réserve plus élevé que les femmes. Le fait d'être marié amène à baisser le salaire de réserve. On remarque aussi que le niveau du salaire de réserve augmente progressivement avec le niveau d'éducation. Le salaire de réserve des individus qui ont fait des études supérieures est plus élevé que celui des individus sans formation (pris comme référence). Les individus qui habitent dans des communes rurales ou dans des régions comportant moins de 100 000 habitants, tendent à diminuer leur salaire de réserve par rapport à ceux qui habitent en région parisienne.

Les résultats de l'équation d'effort de recherche d'emploi sont présentés dans le tableau 4. La troisième colonne utilise les indicateurs d'impatience alors que la quatrième colonne utilise la mesure agrégée d'impatience. Nous remarquons que les individus ne possédant pas d'assurance vie et de livret d'épargne, présentent un effet négatif et significatif sur l'intensité de la recherche d'emploi. Nous trouvons le même résultat avec les fumeurs. La majorité de nos mesures d'impatience montrent une corrélation négative avec l'intensité de recherche. Ce résultat est confirmé par la deuxième estimation utilisant la mesure agrégée d'impatience. Ces deux estimations vont dans le même sens et confirment le résultat précédent : l'intensité de recherche d'emploi des individus impatientes est plus faible que celle des individus patients. Ce résultat confirme aussi le résultat de Della Vigna et Paserman (2005) sur des données américaines. L'effet de la perception d'indemnité de chômage a un effet significatif et négatif sur l'intensité de recherche. Les individus indemnisés fournissent peu d'effort par rapport à

ceux non indemnisés. L'âge présente un effet significatif et négatif sur l'intensité de recherche ce qui montre que cette dernière diminue avec l'âge. Les hommes ont tendance à manifester une recherche plus élevée que les femmes.

#### 4. Les effets de l'impatience sur la durée du chômage :

Afin de contrôler l'endogénéité de l'effort de recherche et du salaire de réserve, on a procédé à différentes estimations paramétriques permettant d'apprécier les hypothèses alternatives quand à l'allure du taux de hasard. Sous le critère informationnel d'Akaike<sup>8</sup>, la mise en concurrence de plusieurs spécifications estimées (Weibull, Log-normal, Log-logistique) a permis de conclure au caractère englobant de la loi Log-normal. Afin de renforcer la robustesse de l'estimation économétrique de la spécification Log-normal, nous avons estimé ce modèle de durée en introduisant une correction de l'hétérogénéité inobservée par une loi Gamma (Lancaster [1979]). L'introduction de l'hétérogénéité inobservée est effectuée à travers la spécification d'un effet individuel  $\nu$  qui induit des modifications du taux de hasard d'une observation à l'autre :  $\lambda(X, t/\nu) = \nu\lambda(t, X)$ . La loi de  $\nu$  est souvent identifiée à une loi Gamma de moyenne unitaire, de variance  $\sigma^2 = 1/k$  avec:

$$f(\nu) = \frac{k}{\Gamma(k)} e^{-k\nu} \nu^{k-1} \text{ avec } \Gamma(k) = \int_0^{\infty} x^{k-1} e^{-x} dx$$

Les résultats de l'estimation paramétrique sont donnés dans le tableau 4 (colonne 5)<sup>9</sup>. La probabilité estimée de l'intensité de recherche à partir de l'équation d'effort de recherche exerce un effet significatif sur la durée du chômage. Nous pouvons remarquer que les individus appartenant aux classes d'effort de recherche élevé présentent une durée de chômage

<sup>8</sup> Pour comparer les différentes spécifications, on utilise le critère informationnel d'Akaike. Le critère informationnel d'Akaike pénalise chaque logarithme de la fonction de vraisemblance par le nombre de paramètres estimés dans un modèle particulier. On préfère le modèle renvoyant le plus faible critère informationnel.

<sup>9</sup> Le coefficient associé au terme d'hétérogénéité (thêta) qui indique l'intérêt du recours au modèle log-normal avec correction des effets individuels inobservables est significatif.

moins longue et donc un taux de sortie du chômage plus élevé que les individus qui effectuent peu de recherche. Ce résultat montre que l'augmentation de l'effort de recherche diminue la durée de survie dans le chômage (*Résultat 1*). Du côté du salaire de réserve, ce dernier ne joue pas un rôle important sur la durée du chômage puisqu'il présente un effet non significatif (*Résultat 2*). La prise en compte des résultats 1 et 2 nous montrent que c'est l'effet de l'effort de recherche qui domine l'effet du salaire de réserve. Ce résultat montre que l'augmentation de l'impatience tend à diminuer l'effort de recherche d'emploi ce qui implique une diminution du taux de sortie du chômage. Puisque l'effet du salaire de réserve est dominé par celui de l'effort de recherche, nous pouvons déduire que les individus sélectionnés dans l'échantillon présentent une forme d'escompte hyperbolique plutôt qu'une forme exponentielle. Ce dernier résultat nous permet de déduire que ces individus chômeurs sont plus concernés par de l'impatience à court terme plutôt que de l'impatience à long terme, et dans cette idée que les programmes de recherche d'emploi doivent fonctionner en réduisant les coûts de la recherche à court terme. La probabilité que les hommes quittent le chômage est plus élevée que celle des femmes. Nous notons aussi que le fait d'être marié augmente la durée de chômage. Les individus qui ont fait des études supérieures présentent une durée de chômage moins longue que les individus sans enseignement (pris comme référence). Les habitants des régions qui comportent entre 20000 et 100 000 habitants ont des durées de chômage moins élevées que ceux qui habitent dans la région parisienne.

## **Conclusion**

La contribution de ce travail se manifeste au niveau de la littérature de l'escompte hyperbolique. Dans les modèles de recherche d'emploi où la décision d'effort de recherche et du salaire de réserve sont endogènes, l'effet de l'impatience sur le taux de sortie du chômage est ambigu. Si les individus sont hétérogènes du point de vue de leurs taux d'escompte exponentiel, l'effet du salaire de réserve domine l'effet de l'effort de recherche pour les

individus patients. Par conséquent les travailleurs avec un taux d'escompte élevé quittent le chômage rapidement. Cependant si les individus ont des préférences hyperboliques et différent dans le taux d'escompte à court terme, l'effort de recherche domine et les travailleurs trop impatients quittent le chômage tardivement. La corrélation entre impatience et le taux de sortie est positive si les individus différent dans le taux d'escompte exponentiel alors qu'elle est négative si les individus ont des préférences hyperboliques et différent dans le taux d'escompte à court terme. Les résultats des tests de réfutation montrent une corrélation négative entre les mesures d'impatience et l'intensité de recherche. Ce résultat est confirmé aussi par l'estimation de l'équation du salaire de réserve. Enfin, les résultats de l'estimation paramétrique des modèles de durée montrent que l'effort de recherche a un impact positif sur le taux de sortie du chômage alors que le salaire de réserve n'a pas d'effet significatif sur la durée du chômage. Ce résultat final peut nous renseigner sur la nature des préférences temporelles des individus. Puisque l'effet du salaire de réserve est dominé par celui de l'effort de recherche nous pouvons conclure que les travailleurs présentent une forme d'escompte hyperbolique plutôt qu'une forme exponentielle et que l'augmentation de l'impatience diminue le taux de sortie du chômage.

Les préférences hyperboliques affectent les problèmes de recherche d'emploi et les politiques de réduction du chômage. Les agents hyperboliques sont particulièrement sensibles aux coûts de recherche immédiats et directs (contacter les employés afin d'obtenir un entretien, appeler les proches). L'efficacité des politiques de réduction du chômage dépend de la nature des préférences temporelles des chômeurs. Pour réduire le coût de recherche immédiat supporté par le demandeur d'emploi, les services publics de l'emploi en France devront chercher une plus grande efficacité dans l'accompagnement réel des chômeurs afin de diminuer leurs coûts de recherche. La France fait figure d'exception par le nombre élevé d'acteurs hétérogènes et de statuts différents entre lesquels le demandeur d'emploi doit faire

la navette pour s'informer, s'inscrire et consulter les offres. La création des Maisons de l'emploi pourrait être l'occasion d'instaurer quelques principes fondamentaux des politiques actives en vigueur au-delà de nos frontières où un grand nombre de réformes ont été menées pour permettre la fluidité entre le chômage et la reprise d'une activité. Cela peut être assuré par la recherche d'une prise en charge efficace des chômeurs. Un « guichet unique » qui gère l'inscription, l'indemnisation, le profilage, etc. Cette recherche de simplification administrative pour les demandeurs d'emploi est dorénavant une réalité dans la quasi-totalité des pays occidentaux, la France faisant figure d'exception par sa lenteur à mettre en place un seul service assurant l'ensemble de ces tâches.

## Bibliographie

- Algan Y. et Terracol A. [2001], *L'influence de l'épargne de précaution sur la recherche d'emploi*, **Economie et statistique**, n° 349-350, pp. 63-76.
- 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.
- Becker Gary S. et Mulligan Casey B. [1997], *The endogenous determination of time preference*, **Quarterly Journal of Economics**, vol. 112, n°3, pp. 729-758.
- Burdett, Kenneth et Ondrich [1985], *How Changes in Labour Demand Affect Unemployed Workers*, **Journal of Labour Economics**, 3(1), pp. 1-10.
- Cahuc, P. et Kramarz F. [2005], *De la précarité à la mobilité : vers une sécurité sociale professionnelle*" Rapport pour le Minefi et le Ministère de la cohésion sociale.
- Chapman et Gretchen B. [1996], *Temporal discounting and utility for health and money*, **Journal of Experimental Psychology : Learning, Memory, and Cognition**, vol.22, n° 3, pp. 771-791.
- Cox J.C. et Oaxaca R.L. [1989], *Laboratory experiments with a finite horizon job search model*, **Journal of Risk and Uncertainty**, vol.2, pp. 301-330.
- Cox J.C. et Oaxaca R.L. [1992], *Direct Tests of the Reservation Wage Property*, **The Economic Journal**, vol.102, n°415, pp. 1423-1432.
- Della Vigna S. et Paserman D. [2005], *Job Search and Impatience*, **Journal of Labour Economics**, vol. 23, pp. 527-588.
- Dormont B., Fougère D. et Prieto A. [2001], *L'effet de l'allocation unique dégressive sur la reprise d'emploi*, **Economie et Statistique**, n° 343, pp.3.
- Drago F. [2006], *Career Consequences of Hyperbolic Time Preferences*, **IZA Discussion Paper**, n° 2113.
- Fang H. et Silverman D. [2004], *Measuring Time Inconsistency: Evidence from Work-Welfare Decisions in the NLSY*, WP. Department of Economics, Yale University.
- Feldstein M. et Poterba J. [1984], *Unemployment Insurance and Reservation Wage*, **Journal of Public Economics**, vol. 23, pp.141-167.
- 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.
- Gorter D. et Gorter C. [1993], *The Relation between Unemployment Benefits, the Reservation Wage and Search Theory*, **Oxford Bulletin of Economics and Statistics**, vol. 55, pp. 199-214.
- Harris C. et Laibson D. [2001], *Dynamic Choices of Hyperbolic Consumers*, **Econometrica**, vol.69, n° 4, pp. 935-957.
- Heckman J.J. [1979], *Sample Specification Bias as a Specification Error*, **Econometrica**, vol. 47, n° 1, pp. 153-161.
- Heckman J.J. et Robb [1985], *Alternative Methods for Evaluating the Impact of Interventions: an Overview*, **Journal of Econometrics**, vol 30, pp.239-267.
- Hinnosaar M. [2002], *Reservation wage, Job search intensity and unemployment benefits*, mimeo, Northwestern University.

- Jones S. [1988], *The Relationship between Unemployment Spells and Reservation Wages as a Test of Search Theory*, **The Quarterly Journal of Economics**, vol. 103, n° 4, pp. 741-765.
- Kirby K. [1997], *Bidding on the future : Evidence against normative discounting of delayed rewards*, **Journal of Experimental Psychology : General**, vol.126, pp. 54-70.
- Kuder G.F. et Richardson M.W. [1937], *The theory of the estimation of test reliability*, **Psychometrika**, vol.2, n° 3, pp. 151-160.
- Laibson D. [1997], *Golden Eggs and Hyperbolic Discounting*, **Quarterly Journal of Economics**, vol.112, n° 2, pp. 443-477.
- Lancaster T. [1979], *Econometric Methods for the Duration of Unemployment*, **Econometrica**, vol.47, n° 4, pp. 939-956.
- Mortensen, Dale T. [1986], *Job Search and Labor Market Analysis*, **Handbook of Labor Economics**, vol.2, pp. 849-919.
- Myerson J. et Green L. [1995], *Discounting of delayed rewards : Models of individual choice*, **Journal of Experimental Analysis of Behavior**, vol.64, pp. 263-276.
- O'Donoghue T. et Rabin M. [1999], *Doing it Now or Later*, **American Economic Review**, vol.89, n° 1, pp.103-124.
- Pender JL. [1996], *Discount rates and credit markets : Theory and evidence from rural India*, **Journal of Development Economics**, vol.50, n° 2, pp. 185-199.
- Phelps E.S. et Pollak R. [1968], *On Second-Best National Saving and Game-Equilibrium Growth*, **The Review of Economic Studies**, vol. 35, n° 2, pp. 185-199.
- Ridder G. et Gorter K. [1986], *Unemployment Benefits and the Search Behaviour : an Empirical Investigation*, *mimeo*, Cornell University and University of Amsterdam.
- Samuelson S. [1937], *A note on measurement of utility*, **The Review of Economic Studies**, vol. 4, n° 2, pp. 155-161.
- Strotz, R.H. [1956], *Myopia and inconsistency in dynamic utility maximization*, **The Review of Economic Studies**, vol. 23, n° 3, pp. 165-180.

**Tableau 1 : Statistiques descriptives**

Liste des variables	Moyenne	Ecart-Type	Observations
<b>Age</b>			
Age	34.280	11.5328	2161
Classe 1 [<25[	0.2693	0.4437	2161
Classe 2 [25:35[	0.2915	0.4545	2161
Classe 3 [35:45[	0.2008	0.4007	2161
Classe 4 [45:55[	0.1864	0.3895	2161
Classe 5 [55 et +[	0.0518	0.2217	
<b>Sexe</b>			
Homme	0.4595	0.4984	2161
<b>Statut marital</b>			
Marié	0.3937	0.4887	2161
<b>Enseignement</b>			
Pas d'enseignement	0.1170	0.3215	2161
Enseignement général	0.1591	0.3659	2161
Enseignement technique court	0.3012	0.4589	2161
Enseignement technique long	0.0814	0.2735	2161
Enseignement supérieur	0.1962	0.3972	2161
<b>Région</b>			
Commune rurale	0.2697	0.4439	2161
< 20000 habitants	0.1522	0.3593	2161
[20000 : 100000] habitants	0.1485	0.3557	2161
> 100000 habitants	0.3109	0.4629	2161
Agglomération parisienne	0.1184	0.3232	2161
<b>Indicateurs d'impatience</b>			
La non possession d'un livret d'épargne	0.4885	0.5000	2161
La non souscription d'une Assurance vie	0.6500	0.4771	2161
Fumeur	0.2145	0.4106	2161
Consommer son revenu et s'endetter	0.0693	0.2541	2161
La non contribution aux associations humanitaire	0.7659	0.4236	2161
<b>Autres variables</b>			
Salaire de réserve	6.5598	2.6742	2161
Nombre de méthode de recherche	2.4595	0.8586	2161
Chômeur indemnisé	0.6598	0.4738	2161
Log du revenu par membre du ménage	8.0718	0.6204	2161

Source : panel européen des ménages (1994-2001).

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

	La non possession d'un livret d'épargne	La non souscription d'une Assurance vie	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	0.2032 (0.0000)	1.000			
Fumeur	0.5853 (0.0000)	0.1677 (0.0000)	1.000		
Consommer son revenu et s'endetter	0.1450 (0.0000)	0.0849 (0.0001)	0.1060 (0.0000)	1.000	
La non contribution aux associations humanitaire	0.1214 (0.0000)	0.0685 (0.0015)	0.0854 (0.0001)	0.0414 (0.0541)	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 : Salaire de réserve - Effort de recherche – Durée de chômage**

	Salaire de réserve		Effort de recherche		Durée de chômage
	Colonne 1	Colonne 2	Colonne 3	Colonne 4	Colonne 5
Salaire de réserve (Valeurs prédites)					<b>0.1628</b> (0.2126)
Effort de recherche (Valeurs prédites)					<b>-0.9650</b> <sup>***</sup> (0.1755)
Mesure agrégée d'impatience		-0.0231 <sup>**</sup> (0.0117)		-0.0249 <sup>*</sup> (0.0134)	-
<b>Indicateurs d'impatience</b>					
La non possession d'un livret d'épargne	-0.0530 <sup>**</sup> (0.0219)	-	-0.0836 <sup>***</sup> (0.0234)	-	-
La non souscription d'une Assurance vie	-0.0586 <sup>**</sup> (0.0227)	-	-0.0783 <sup>*</sup> (0.0232)	-	-
Fumeur	0.0631 (0.0450)	-	-0.0709 <sup>*</sup> (0.0227)	-	-
Consommer son revenu et s'endetter	0.0021 (0.0420)	-	0.0414 (0.0315)	-	-
La non contribution aux associations humanitaire	-0.0912 <sup>***</sup> (0.0249)	-	-0.0105 (0.0256)	-	-
<b>Log du revenu par membre du ménage</b>	0.1162 <sup>***</sup> (0.0180)	0.1195 <sup>***</sup> (0.0179)	-0.0455 (0.0299)	-0.0444 (0.0302)	-
<b>Indemnité de chômage</b>	0.0285 (0.0224)	0.0265 (0.0235)	-0.1157 <sup>***</sup> (0.0427)	-0.1138 <sup>***</sup> (0.0426)	-
<b>Age</b>					
Classe 1 [<25[	Réf	Réf	Réf	Réf	Réf
Classe 2 [25:35[	0.0745 <sup>**</sup> (0.0274)	0.0703 <sup>**</sup> (0.0277)	-0.0651 (0.0509)	-0.0744 <sup>***</sup> (0.0263)	0.2683 <sup>***</sup> (0.0960)
Classe 3 [35:45[	0.1353 <sup>***</sup> (0.0310)	0.1269 <sup>***</sup> (0.0335)	-0.0521 (0.0573)	-0.1124 <sup>***</sup> (0.0318)	0.2225 (0.1478)
Classe 4 [45:55[	0.1970 <sup>***</sup> (0.0339)	0.1821 <sup>**0</sup> (0.0378)	-0.1506 <sup>**</sup> (0.0638)	-0.1417 <sup>***</sup> (0.0356)	0.2368 (0.1615)
Classe 5 [55 et +[	0.3158 <sup>***</sup> (0.0491)	0.3038 <sup>***</sup> (0.0516)	-0.3173 <sup>***</sup> (0.0991)	-0.2864 <sup>***</sup> (0.0567)	0.3390 <sup>**</sup> (0.1721)
<b>Sexe</b>					
Homme	0.1604 <sup>***</sup> (0.0200)	0.1621 <sup>***</sup> (0.0205)	0.0238 (0.0373)	0.1100 <sup>***</sup> (0.0201)	-0.1318 <sup>***</sup> (0.0243)
Femme	Réf	Réf	Réf	Réf	Réf
<b>Statut marital</b>					
Marié	-0.0509 <sup>*</sup> (0.0285)	-0.0521 <sup>*</sup> (0.0284)	-0.0227 (0.0505)	-0.0086 (0.0239)	0.1373 <sup>*</sup> (0.0789)
Autres	Réf	Réf	Réf	Réf	Réf
<b>Enseignement</b>					
Pas d'enseignement	Réf	Réf	Réf	Réf	Réf
Enseignement général	-0.0299 (0.0337)	-0.0307 (0.0331)	-0.0421 (0.0638)	-0.0464 (0.0327)	0.1636 (0.1146)
Enseignement technique court	-0.0392 (0.0272)	-0.0314 (0.0269)	-0.0182 (0.0503)	-0.0393 (0.0278)	-0.1148 (0.0929)
Enseignement technique long	0.0213 (0.0408)	0.0237 (0.0398)	-0.0530 (0.0771)	-0.0149 (0.0416)	0.1274 (0.1366)
Enseignement supérieur	0.1495 <sup>***</sup> (0.0298)	0.1520 <sup>***</sup> (0.0281)	-0.0406 (0.0559)	0.0330 (0.0310)	-0.1345 <sup>*</sup> (0.0775)
<b>Région</b>					
Commune rurale	-0.0399 <sup>*</sup> (0.0242)	-0.0744 <sup>**</sup> (0.0363)	-0.0162 (0.0664)	0.0080 (0.0343)	-0.0003 (0.1250)
< 20000 habitants	-0.04906 <sup>*</sup> (0.0294)	-0.0836 <sup>**</sup> (0.0399)	0.0065 (0.0732)	-0.0029 (0.0374)	-0.1348 (0.1369)
[20000 :100000] habitants	-0.07099 <sup>**</sup> (0.0293)	-0.1078 <sup>**</sup> (0.0397)	0.0176 (0.0724)	0.0113 (0.0381)	-0.2858 <sup>**</sup> (0.1373)
> 100000 habitants	-0.0506 (0.0296)	-0.0461 (0.0349)	-0.0023 (0.0642)	-0.0113 (0.0329)	-0.0050 (0.1166)
Agglomération parisienne	Réf	Réf	Réf	Réf	Réf
Constante	3.6792 <sup>***</sup> (0.0504)	3.6357 <sup>***</sup> (0.0483)	1.0089 <sup>***</sup> (0.0931)	0.9887 <sup>***</sup> (0.0889)	1.9471 (1.7480)
Log de vraisemblance	-	-	-1883.3417	-1883.6928	-1846.3651
Sigma					0.8909 <sup>**</sup>
Thêta					0.2856 <sup>***</sup>
Nombre d'observations	2161	2161	2161	2161	2161

Significatif au seuil de 1% (\*\*\*), Significatif au seuil de 5% (\*\*), Significatif au seuil de 10% (\*).