



**HAL**  
open science

# Le Statut Résidentiel Affecte-t-il la Durée de Chômage ? Estimation microéconométrique de l'hypothèse d'Oswald sur données françaises

Carole Brunet, Jean-Yves Lesueur

## ► To cite this version:

Carole Brunet, Jean-Yves Lesueur. Le Statut Résidentiel Affecte-t-il la Durée de Chômage ? Estimation microéconométrique de l'hypothèse d'Oswald sur données françaises. 2003. halshs-00178544

**HAL Id: halshs-00178544**

**<https://shs.hal.science/halshs-00178544>**

Submitted on 11 Oct 2007

**HAL** is a multi-disciplinary open access archive for the deposit and dissemination of scientific research documents, whether they are published or not. The documents may come from teaching and research institutions in France or abroad, or from public or private research centers.

L'archive ouverte pluridisciplinaire **HAL**, est destinée au dépôt et à la diffusion de documents scientifiques de niveau recherche, publiés ou non, émanant des établissements d'enseignement et de recherche français ou étrangers, des laboratoires publics ou privés.



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. 03-02**

**Le Statut Résidentiel affecte-t-il la Durée de Chômage ? Estimation  
microéconométrique de l'hypothèse d'Oswald sur données françaises**

Carole BRUNET  
Jean-Yves LESUEUR

Mai 2003

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)

**Le Statut Résidentiel Affecte-t-il la Durée de Chômage ?**  
**Estimation microéconométrique de l'hypothèse d'Oswald sur données françaises**

Carole Brunet\* et Jean-Yves Lesueur\*

\* GATE (Groupe d'Analyse et de Théorie Economique),

UMR-CNRS n°5824, Université Lumière Lyon 2.  
93, chemin des Mouilles - B.P.167  
69131 - ECULLY cedex  
Téléphone +33(0) 472 86 60 60  
Télécopie +33(0) 472 86 60 90

[brunet@gate.cnrs.fr](mailto:brunet@gate.cnrs.fr)  
[lesueur@gate.cnrs.fr](mailto:lesueur@gate.cnrs.fr)

Classification JEL : C41, J61, J64, R21

Mots clefs: recherche d'emploi, durée de chômage, statut résidentiel, biais de sélection, mobilité

Key words : job search, home ownership, unemployment duration, mobility, selectivity bias

Janvier 2003

L'exploitation dans cet article des données de l'enquête Trajectoires des Demandeurs d'Emploi Marchés Locaux du Travail a pu être réalisée grâce au concours conjoint de la Direction de l'Animation de la Recherche, des Etudes et des Statistiques du Ministère de l'emploi et de la Solidarité, du Commissariat Général du Plan. Les auteurs tiennent à remercier François Dubujet (INSEE) et Muriel Chavret de la Chambre des Notaires de Paris concernant l'accès aux données sur les transactions immobilières.

## Résumé

Tant en Europe qu'aux Etats – Unis, l'observation récente d'une corrélation positive entre le taux de chômage et la part des propriétaires a récemment conduit à envisager les différences de structure relatives au statut résidentiel comme l'une des causes des différences internationales ou interrégionales de taux de chômage (Oswald (1996, 1997, 1998), Nickell et Layard (1999)).

Bien que basée sur un fait stylisé macro-économique, l'hypothèse d'une relation fonctionnelle positive du taux de propriétaires vers le taux de chômage, désormais qualifiée « hypothèse d'Oswald », est essentiellement argumentée sur des fondements micro-économiques. Les contraintes de mobilité supportées par les propriétaires réduisent l'efficacité de la recherche d'emploi des individus ayant opté pour ce statut et, *ceteris paribus*, l'augmentation du nombre de propriétaires tend à réduire les appariements entre chercheurs et vacances d'emploi, entraînant une hausse du taux de chômage. Si des contributions récentes à ce débat ont cherché à tester l'hypothèse d'Oswald sur des données individuelles (Van Leuvensteijn et Koning [2000], Green et Hendershott [2001a, 2001b], Coulson et Fisher [2002]), elles fournissent à ce jour des conclusions dont le caractère très contradictoire n'est pas insensible aux limites des spécifications économétriques retenues. Cet article propose une estimation économétrique de l'influence du statut de propriétaire sur la durée du chômage sur des données micro-économiques françaises. Dans une première étape, l'endogénéité du choix du statut résidentiel est traitée par l'estimation d'un modèle probit. Les résultats révèlent l'influence des attributs individuels, des caractéristiques spatiales et du coût du logement. La probabilité estimée d'être propriétaire est utilisée dans une deuxième étape comme facteur explicatif de la durée d'un épisode individuel de chômage. La méthode d'estimation économétrique retenue inspirée d'Heckman et Robb (1985), est suffisamment flexible pour corriger les biais de censure et de sélection sans imposer de contrainte particulière sur le taux de hasard. Sur un échantillon de 3 965 individus issus de la base de données « TDE-MLT », les résultats obtenus dans le cas français n'invalident pas l'hypothèse d'Oswald et suggèrent que la propriété immobilière exerce un effet positif sur la durée de chômage.

## Abstract

The objective of this paper is to provide microeconomic evidence for “Oswald’s hypothesis”, which is whether homeownership results in negative outcomes in the labour market. In a first step, a probit model for the choice of tenure status is estimated. The estimated probability of being a homeowner is then used to explain the length of an individual unemployment spell. This flexible method of estimation accounts for both censoring and selection bias, without constraining the shape of the hazard rate of leaving unemployment. Results from a 3,965 individuals French data set based on “TDE-MLT” survey suggest that home-ownership has a positive effect on unemployment duration, that is Oswald’s hypothesis is not invalidated.

## Introduction

Les différences de structure relatives au statut résidentiel (répartition du mode d'occupation des logements entre propriétaires et locataires) ont récemment été avancées comme une explication aux différences internationales ou interrégionales de taux de chômage, en particulier en référence à l'Europe et aux Etats-Unis.

Oswald (1996, 1997, 1998) présente ainsi un grand nombre de résultats obtenus pour les pays de l'OCDE sur données macro-économiques : la corrélation entre niveaux ou taux de croissance du chômage et la proportion de propriétaires est évaluée en moyenne à 0.2, et ce aussi bien entre pays qu'entre régions au niveau intra-national. Ces résultats sont obtenus alternativement en évaluant simplement la relation statistique entre les deux variables, ou en contrôlant les sources d'hétérogénéité inobservable par l'introduction d'effets fixes par pays ou régions. L'étude de Nickell et Layard (1999) sur vingt pays de l'OCDE aboutit à un résultat relativement proche. Pour ces auteurs, une variation positive de dix pour cent de la proportion d'occupants propriétaires est associée à une augmentation comprise entre 1 et 1.5 % du taux de chômage.

Quoique mise en évidence au niveau macro-économique, l'hypothèse d'une relation fonctionnelle positive du taux de propriétaires vers le taux de chômage, résumée sous la dénomination d'hypothèse d'Oswald, est généralement argumentée sur des fondements essentiellement micro-économiques. Dans cette optique, les contraintes de mobilité supportées par les propriétaires ont pour conséquence une diminution de l'efficacité dans la recherche d'emploi des individus ayant opté pour ce statut résidentiel. Toutes choses égales par ailleurs, l'augmentation du nombre de propriétaires se répercute sur le marché du travail par une diminution des appariements entre chercheurs d'emploi et emplois vacants, entraînant une hausse du taux de chômage. Au premier effet micro-économique direct viennent s'ajouter des effets macro-économiques (évolution des prix de l'immobilier) et des effets indirects (externalités négatives liées à différents coûts de congestion).

Cependant, les résultats obtenus au niveau agrégé ne suffisent pas à offrir une méthode de réfutation robuste des mécanismes micro-économiques sous-jacents à l'hypothèse d'Oswald. Deux questions majeures sont en effet soulevées lorsque des inférences sur les comportements micro-économiques sont tirées de ce type d'analyse (Green et Hendershott, 2001a, 2001b). La première relève des conditions d'agrégation restrictives qui doivent être satisfaites afin que les résultats agrégés soient le reflet de comportements individuels. La seconde est liée au phénomène de sélection

non aléatoire des individus du point de vue de leur statut résidentiel : celui-ci relève en effet d'un mécanisme de sélection qu'il convient de contrôler pour garantir la robustesse de la procédure d'estimation. Seules des données micro-économiques permettant de rendre compte de l'hétérogénéité des individus autorisent un traitement adéquat de ce problème.

Green et Hendershott (2001a, 2001b) ont récemment proposé une étude micro-économétrique, réalisée sur données américaines, cherchant à caractériser l'impact du statut résidentiel sur la durée des épisodes individuels de chômage. Ces auteurs estiment ainsi un modèle de durée de chômage et obtiennent des résultats qualitativement conformes à l'hypothèse d'Oswald bien que l'impact du statut de propriétaire sur la durée du chômage ne représente qu'un huitième de celui issu des études sur données agrégées. Toutefois d'autres travaux micro-économétriques suggèrent un positionnement plutôt favorable des propriétaires sur le marché du travail (Van Leuvensteijn et Koning [2000]), et ce même si elles indiquent aussi une influence négative du statut de propriétaire sur la mobilité résidentielle (Van Ommeren, 1996). Ainsi, dans une contribution récente à ce débat, Coulson et Fisher (2002) remettent en cause l'hypothèse d'Oswald à partir d'estimations économétriques menées successivement sur les données individuelles américaines du recensement de population (*Current Population Survey*) de mars 2000 et les données de l'enquête sur les revenus (*Panel Survey of Income Dynamics*) de 1993. Les résultats économétriques obtenus sur les données de la première enquête montrent que quelles que soient les spécifications retenues, la probabilité de chômage est négativement corrélée au statut de propriétaire. L'estimation d'une équation de salaire révèle également qu'au delà d'une plus faible sensibilité au chômage, les propriétaires sont caractérisés toutes choses égales par ailleurs par des salaires plus élevés. Enfin, l'estimation économétrique d'un modèle de durée Weibull sur les données de l'enquête sur les revenus de 1993 confirme que la durée des épisodes de chômage est systématiquement plus courte pour les propriétaires que pour les locataires. Ces résultats doivent toutefois être pris avec beaucoup de prudence car ni l'endogénéité du statut résidentiel, ni le traitement des sources d'hétérogénéité inobservables ne sont contrôlés lors des estimations. De même les problèmes de biais de sélection liés à la constitution de l'échantillon exploité pour l'estimation économétrique du modèle de durée Weibull, sa taille limitée (204 observations) et le fort pourcentage de population censurée (plus de 75%) conduisent à émettre de sévères réserves sur la robustesse des résultats obtenus. Ainsi, si les faits stylisés observés au niveau macro-économiques paraissent cohérents avec l'hypothèse d'Oswald, les résultats micro-économétriques ne confirment pas l'existence des mécanismes invoqués pour la justifier ou tout au moins fournissent des réponses ambiguës.

Ce paradoxe milite en faveur d'une analyse de l'interdépendance des liaisons entre statut résidentiel et comportement sur le marché du travail. L'enjeu est d'importance car les dernières décennies ont été marquées, en France comme dans la plupart des pays européens, à la fois par une croissance importante de la proportion d'occupants propriétaires et par une progression du taux de chômage. Celui représentait moins de 5% de la population active dans les années cinquante contre plus de 10% dans les années quatre-vingt-dix. Si le nombre d'accédants à la propriété semble s'être stabilisé (Dubujet et Le Blanc, 2000) pendant cette dernière décennie, la proportion des résidences principales occupées par leur propriétaire s'est accrue, passant de 30% en 1955 à 55% en 1996 (Louvot-Runavot, 2001). Cette évolution a en partie été favorisée par des politiques publiques d'aide à l'accession à la propriété (prêts à taux bonifié, prêt aidé, prêt à taux zéro). Cette évolution s'inscrit également dans de profondes modifications des liens entre marché du travail et marché du logement, notamment à travers l'essor de la péri urbanisation et des migrations alternantes.

Les analyses du logement et du marché immobilier ont connu depuis la fin des années soixante de nombreux développements caractérisés par la prise en compte des spécificités attachées à cet actif (durabilité, bien de consommation et d'investissement, fixité spatiale, hétérogénéité, sensibilité aux interventions publiques...) et qui nécessitent d'apporter différents amendements à la théorie micro-économique standard (cf. Smith, Rosen et Fallis 1988, Goffette-Nagot, 1994). Deux conclusions générales peuvent être tirées de la prise en compte de ces spécificités associées au logement. D'une part, le statut de propriétaire est synonyme de coûts de mobilité relativement élevés par rapport au statut de locataire et constitue dans ce sens un obstacle à la mobilité. Eu égard à la dimension intertemporelle de cette décision il est possible d'envisager que les agents qui optent pour un statut de propriétaire ont, toutes choses égales par ailleurs, des anticipations de mobilité moindres ou des anticipations "optimistes" sur leur capacité à faire face à des coûts importants en cas de nécessité de mobilité future. D'autre part, le choix, plus ou moins contraint, du mode d'occupation du logement est aussi celui d'une distance aux différents lieux sociaux de l'individu, au premier rang desquels le lieu de travail.

Face à la diversité des facteurs impliqués dans une analyse du lien entre statut résidentiel et durée du chômage, et donc face à l'absence d'une théorie unique en la matière, l'objectif de cette étude vise à analyser l'influence du statut résidentiel (location ou propriété) des individus chômeurs sur leur probabilité de retour à l'emploi en mobilisant les développements de la théorie de la recherche d'emploi (Mortensen 1986) et de ses applications microéconométriques (Lancaster 1990). Une telle orientation qui vise à intégrer la dimension spatiale dans les modèles de recherche d'emploi s'inscrit dans le cadre plus général des travaux relatifs à l'analyse du *spatial mismatch* [Holzer, Ihlandfeldnet

Sjosquist (1994), Rogers (1997), Van Den Berg et Gorter (1997), Bouabdallah, Cavaco et Lesueur (2002), Wasmer et Zenou (2001, 2002)]. La prise en compte du logement et de ses spécificités (hétérogénéité, fixité spatiale, durabilité) conduit dans cette optique à poser la question des contraintes de mobilité des individus selon le mode d'occupation du logement et de leur impact sur la durée des épisodes de chômage.

La structure de l'article est constituée comme suit. Dans une première section, nous mettons en évidence les problèmes économétriques rencontrés dans le test économétrique de l'hypothèse d'Oswald et suggérons une méthode d'estimation mobilisant l'économétrie des modèles de durée. La deuxième section présente les principales caractéristiques de l'échantillon provenant d'une part de l'enquête Trajectoire des Demandeurs d'emploi – Marchés Locaux du Travail (TDE - MLT) réalisée par la DARES sur la période 1995-1998 et d'autre part de l'enquête Logement de 1996 et des recensements communaux de 1988 et 1998 effectués par l'INSEE. Les résultats de l'estimateur non-paramétrique de Kaplan-Meier permettent d'offrir une première analyse des effets discriminants du statut résidentiel sur le taux de sortie du chômage. Enfin, la troisième section présente les résultats économétriques issus de l'estimation d'un modèle de durée paramétrique visant à contrôler simultanément la règle de sélection endogène qui préside au choix du statut résidentiel et les facteurs d'hétérogénéité inobservable. En conclusion les pistes de prolongements de cette première investigation économétrique sont évoquées à la lumière des résultats obtenus.

## **1 . Traitement de l'endogénéité du statut résidentiel dans l'estimation d'un modèle de durée de chômage**

L'évaluation de l'influence du statut résidentiel sur la durée du chômage n'a fait l'objet jusqu'à aujourd'hui que de peu de travaux appliqués pour deux raisons essentielles. D'une part les travaux qui traitent des interactions entre marché du travail et marché du logement sont relativement récents, d'autre part leur évaluation se heurte à des problèmes économétriques complexes liés à la combinaison des spécificités de l'analyse de durée et de la simultanéité des processus de décision sous-jacents. Nous donnerons tout d'abord un aperçu des problèmes économétriques soulevés par une telle analyse avant de présenter la méthode économétrique que nous retiendrons dans le cadre de cette étude.

Dans une étude récente, Van Leuvenstein et Koning (2000) ont eu recours aux modèles de durée à risques concurrents afin d'examiner notamment les influences du marché du logement hollandais sur les durées dans l'emploi de 75000 individus suivis entre 1989 et 1998. Plusieurs types



de destinations sont envisagées : le changement d'emploi, l'entrée au chômage ou le retrait du marché du travail. Bien que les données mobilisées permettent de suivre l'évolution du statut dans l'emploi ou du statut résidentiel des individus, ainsi que d'apprécier certaines caractéristiques individuelles comme l'âge, le sexe et la situation maritale, l'absence de variables reflétant les niveaux d'éducation des individus conduit les auteurs à adopter la méthode non paramétrique proposée par Heckman et Singer (1984) pour contrôler l'hétérogénéité inobservée. Cette spécification n'est pas rejetée dans les diverses estimations conduites qui aboutissent toutes au même type de résultats. Ceux-ci contredisent les mécanismes invoqués par l'hypothèse d'Oswald dans la mesure où les propriétaires ont relativement moins de risque de devenir chômeurs ou de ne plus participer au marché du travail. Cependant, les spécifications retenues ne prennent pas en compte les liaisons susceptibles d'exister entre les décisions concernant le choix du mode d'occupation et les décisions relatives à la participation au marché du travail. L'absence de traitement de la simultanéité des comportements sur les deux marchés laisse à penser que les coefficients estimés pour mesurer l'impact de la propriété immobilière sur la durée de l'emploi sont biaisés et doivent être envisagés avec circonspection.

Contrairement à l'approche de Van Leuvensteijn et Koning (2000), le traitement de l'endogénéité de la variable reflétant le statut d'occupation est un aspect central de l'étude de Green et Hendershott (2001b) conduite sur des données américaines. Afin d'examiner l'influence de la propriété immobilière sur la durée des épisodes de chômage, les auteurs adoptent un modèle de durée à deux régimes dans lequel les choix effectués par les individus quant au mode d'occupation du logement sont représentés par des variables latentes fonction de caractéristiques individuelles. Deux équations de durée du chômage, l'une pour les propriétaires, l'autre pour les locataires, sont donc estimées simultanément en contrôlant l'endogénéité du choix du statut résidentiel par l'introduction du ratio de Mill spécifique à chaque équation.

Les résultats confirment l'endogénéité de la variable de statut résidentiel et aboutissent à un effet négatif de celle-ci sur le taux de sortie du chômage, bien que de faible ampleur : les durées de chômage des individus propriétaires sont en moyenne de 0.2 mois plus longues que celles des locataires.

La technique adoptée par Green et Hendershott présente l'avantage de mettre au premier plan le problème de l'endogénéité de la variable relative au mode d'occupation du logement et d'y apporter un traitement largement adopté dans la littérature à travers la méthode suggérée par Heckman. Cependant, l'introduction du ratio de Mill dans une équation de durée afin de tenir compte de l'auto-sélection individuelle implique une spécification particulière du modèle (à savoir un modèle de vie accélérée) et l'imposition de la loi normale sur les résidus. Par ailleurs, les estimations réalisées par

Green et Hendershott ne prennent pas en compte la censure de certaines observations de la durée, qui représentent pourtant jusqu'à 20% de l'échantillon utilisé : les observations censurées sont traitées comme des épisodes complets ou simplement supprimées ce qui pose alors un autre problème de biais d'attrition. Plus généralement, tenir compte de l'existence de la sélection des individus par la spécification d'un modèle de durée à deux régimes rend particulièrement complexe l'écriture de la fonction de vraisemblance. En se référant à la spécification suggérée par Heckman et Borjas (1980) dans le cadre de durées complètes, les auteurs ont contourné cette difficulté en retenant une spécification linéaire logarithmique de la durée, conditionnelle à la densité générée par une loi de Weibull.

Face aux difficultés et aux fortes restrictions prévalant à l'estimation simultanée d'un modèle de durée à deux régimes tenant compte de la censure, nous avons retenu une méthode d'estimation plus flexible permettant de contrôler l'endogénéité du statut résidentiel et d'évaluer son impact sur la durée des épisodes de chômage.

La méthode économétrique retenue est directement inspirée de la procédure suggérée par Heckman et Robb (1985) face au problème d'auto-sélection.

Le mode d'occupation du logement est déterminé par une équation de sélection conditionnant le choix du statut résidentiel (variable latente  $M_i^*$ ) aux caractéristiques individuelles  $Z_i$ .

$M_i^*$  représente le différentiel d'utilité expérimenté par un individu considérant alternativement l'utilité associée à la propriété, soit  $U_p$ , et l'utilité associée à la location, soit  $U_l$ .

On a :

$$M_i^* = U_p - U_l = \alpha Z_i + \mu_i, \text{ où } \mu_i \sim N(0, \sigma_\mu)$$

et on observe

$$M_i = 1 \Leftrightarrow M_i^* > 0 \text{ ou } M_i = 0 \Leftrightarrow M_i^* \leq 0.$$

La variable de sélection est ainsi instrumentée sur des variables  $Z_i$  contrôlant outre les caractéristiques individuelles, les contraintes perçues par les individus pour accéder à la propriété. Eu égard à la nature discrète de la variable  $M_i$  l'instrumentation est menée à partir de l'estimation d'un modèle probit. La probabilité estimée  $\hat{M}_i$  est ensuite introduite dans l'estimation finale du modèle de durée suivant:

$$DU_i = \gamma' X_i + \delta \hat{M}_i + \varepsilon_i$$

où  $X_i$  est un vecteur représentant les variables d'intérêt du modèle non contrôlées par les estimations de l'équation de sélection. L'estimation paramétrique du modèle de durée sous cette spécification permet d'obtenir des estimateurs sans biais de  $\gamma$  et  $\delta$ .

Cette procédure présente de par sa flexibilité plusieurs intérêts certains, particulièrement bien adaptés au contexte des modèles de durée auxquels nous voulons l'appliquer : elle ne requiert aucune hypothèse relative à la distribution des termes inobservés et supporte les transformations non linéaires. Elle est en outre simple d'utilisation (la question de l'obtention d'instruments valides reste cependant cruciale comme dans toute procédure d'instrumentation) et offre une interprétation économique séduisante puisque la variable instrumentée reflétant les choix individuels devient une variable à part entière du modèle économétrique.

La première critique que l'on peut adresser à l'utilisation de cette procédure d'estimation est qu'elle ne procède pas à une correction statistique rigoureuse du biais de sélection dans la mesure où la probabilité estimée ne peut pas prendre la place de l'inverse du ratio de Mill. On ignore en fait la mesure formelle dans laquelle la probabilité estimée est en mesure de corriger le biais.

La seconde réserve relève des doutes que l'on peut émettre quand à l'uniformité de l'effet de la variable endogène que l'on veut instrumenter sur l'ensemble de l'échantillon. En effet, nous avons jusqu'ici fait l'hypothèse implicite que l'effet du statut résidentiel était le même sur les deux sous-groupes considérés, une fois contrôlé pour le biais lié à la dimension non aléatoire de la décision d'être propriétaire. Autrement dit, nous avons poursuivi l'objectif d'estimer le coefficient  $\alpha$ , soit l'effet moyen du statut résidentiel sur toute la population. Cependant, il est plausible d'envisager que les propriétaires et les locataires sont caractérisés par des effets moyens différenciés. Cette hétérogénéité paraît d'autant plus justifiée que l'on modélise bien le fait que les propriétaires ont justement choisi ce statut car il leur apportait un gain. Dans ce type de modèle hétérogène, l'estimateur à variable instrumentale ne parvient à identifier l'effet moyen du statut résidentiel que sous des hypothèses fortes et il est nécessaire de spécifier différemment le modèle afin de différencier plusieurs paramètres d'intérêt. Dans le modèle homogène, les différents paramètres sont équivalents et se ramènent à l'effet moyen sur la population (Heckman [1990], Blundell et Costa Dias [2002]).

A chacune de ces interrogations, Heckman (1990) fournit quelques éléments d'appréciation rassurants quant à l'utilisation de la méthode d'Heckman et Robb. D'une part, cette méthode a prouvé son efficacité dans le contexte de l'étude du rôle syndical sur les salaires en produisant des résultats semblables aux procédures sophistiquées. D'autre part, les variations entre les caractéristiques inobservables des deux sous-populations dans l'équation d'intérêt semblent ne contribuer que faiblement à l'endogénéité de la variable dont on cherche à évaluer l'impact. La complexité des modèles économétriques les plus généraux n'apparaît donc pas nécessairement payée de retour sur le plan appliqué.

## **2. Présentation de l'échantillon et résultats de l'estimation non paramétrique**

Les données mobilisées dans les applications économétriques sont issues de trois sources. Les données individuelles proviennent de l'enquête Trajectoire des Demandeurs d'emploi [TDE] réalisée par la DARES sur une cohorte d'individus étant entrés au chômage entre avril et juin 1995 et suivis pendant trente trois mois. Les informations sur le coût du logement sont extraites d'une base de données élaborée par l'INSEE en collaboration avec les chambres de notaires d'Ile-de-France et de province. Elles sont complétées par des données de l'enquête logement de 1996 et des recensements communaux de 1988 et 1998 effectués par l'INSEE.

L'échantillon exploité comporte 3 965 individus renseignés et présente l'avantage d'être exempt de toute censure à gauche en ce qui concerne les durées de chômage puisque l'initialisation de la base correspond à l'inscription des individus à l'ANPE.

Les principales caractéristiques statistiques de l'échantillon sont d'abord présentées avant de procéder à une estimation non paramétrique de l'influence du mode d'occupation du logement sur la durée du chômage.

### **2.1 Caractéristiques statistiques de l'échantillon<sup>1</sup>**

La durée moyenne des épisodes de chômage est comprise entre dix et onze mois. Si 74% des individus ont retrouvé un emploi après un épisode complet de chômage, dont la durée moyenne se situe autour de sept mois, 26% étaient toujours au chômage à la fin de l'enquête et ce depuis une durée moyenne d'environ vingt mois. 58% des individus bénéficient d'indemnités chômage.

La formation initiale des individus correspond pour presque la moitié d'entre eux à un diplôme technique. 18% des personnes enquêtées sont titulaires d'un diplôme de l'enseignement supérieur. Le dernier emploi occupé était un poste d'ouvrier pour 44% des individus et un poste d'employé pour 39%. Les cadres et professions libérales ne représentent que 5% de l'échantillon.

Dans 36% des cas, l'entrée au chômage a été consécutive à un licenciement, et dans 46% des cas à une fin de contrat.

Plus de 63% des individus déclarent consacrer moins de 10 heures par semaine à la recherche d'emploi, près de 16% effectuent plus de 20 heures de recherche par semaine.

En ce qui concerne le statut résidentiel, 22% des individus enquêtés sont propriétaires de leur logement ou accédants à la propriété. Leur durée moyenne de résidence avoisine 10 années et 16% effectuent des remboursements d'emprunts liés à leur résidence principale. Les locataires

représentent 48% de l'échantillon. Ils résident depuis moins de cinq ans en moyenne dans leur logement et 63% d'entre eux sont bénéficiaires d'une allocation logement. 30% des individus sont logés à titre gratuit, parmi lesquels on compte plus de 95% de jeunes résidant au domicile parental.

Les individus sont répartis dans huit zones d'emplois qui délimitent un périmètre dans lequel s'effectue l'essentiel des déplacements domicile-travail : Cergy-Pontoise, Mantes et Poissy-les-Mureaux (région Ile-de-France), Roubaix et Lens (région Nord), Aix-en-provence, Etang-de-Berre et Marseille (Région PACA). Près de deux tiers des individus sont domiciliés en banlieue et plus des trois quarts disposent du permis de conduire.

Plus de 62% des individus sont âgés de moins de trente-cinq ans, 56% sont des hommes, 56% vivent en couple et 37% sont célibataires. L'individu enquêté est la personne de référence du ménage dans 44% des cas, son conjoint dans 25% des cas et son enfant dans 28% des cas.

Le croisement statistique de plusieurs critères permet d'appréhender de manière pour l'instant très partielle les effets discriminants du statut résidentiel sur la durée de chômage et les caractéristiques individuelles qui lui sont liées. Ainsi, les durées de chômage des individus propriétaires apparaissent plus longues que celles des locataires (presque 1 an pour les premiers, tandis que les seconds restent au chômage moins de 11 mois). Les individus logés à titre gratuit ont quant à eux des durées de chômage sensiblement plus courtes, au tour de huit mois et demi en moyenne. De même, la composition par catégorie socio-professionnelle et tranches d'âge fait apparaître des différences marquées quant au mode d'occupation du logement. Ainsi pour 50% des cadres et professions libérales, le mode d'occupation du logement correspond à la propriété privée. Cette proportion tombe à 34% pour les professions intermédiaires, tandis que 20% des ouvriers et 26% des employés sont propriétaires de leur logement. La répartition par classe d'âge du point de vue du statut résidentiel est également très différenciée puisque l'on ne compte quasiment pas d'individus propriétaires en dessous de 25 ans, que 14% des individus dont l'âge se situe entre 25 et 34 ans sont propriétaires, cette proportion atteignant 42% et 52% respectivement entre 34 et 50 ans puis au delà de 50 ans.

Cette analyse purement descriptive met en évidence le fait que de nombreuses caractéristiques socio-démographiques susceptibles d'influencer les performances sur le marché du travail sont autant de facteurs différenciant le mode d'occupation du logement. Nous allons maintenant procéder à une analyse non paramétrique des durées de chômage des individus qui nous permettra une première évaluation de l'influence du statut résidentiel sur le taux de sortie du chômage.

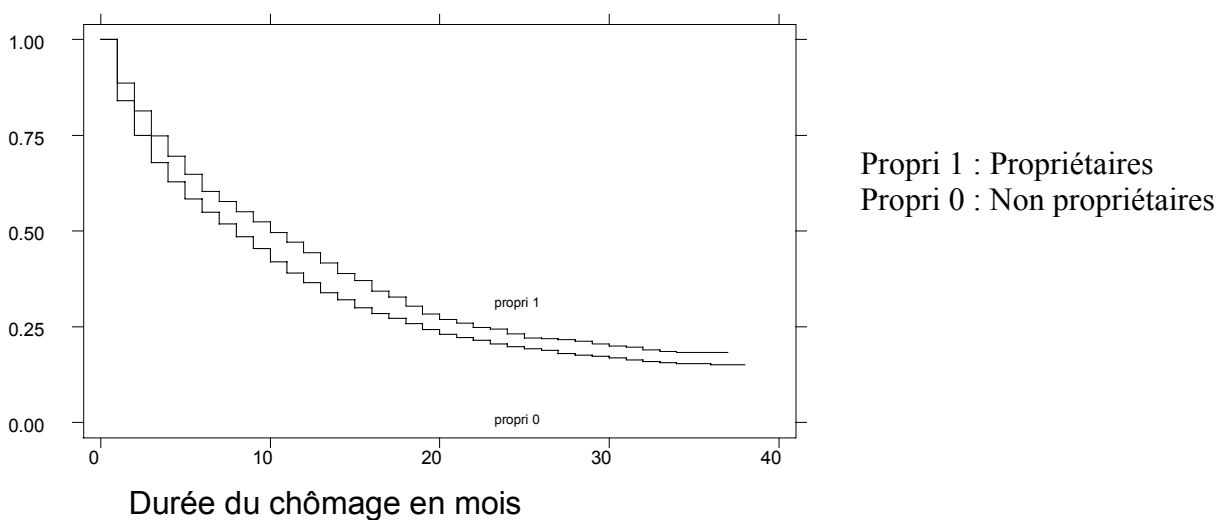
---

<sup>1</sup> L'ensemble des variables utilisées est recensé dans l'annexe 1.

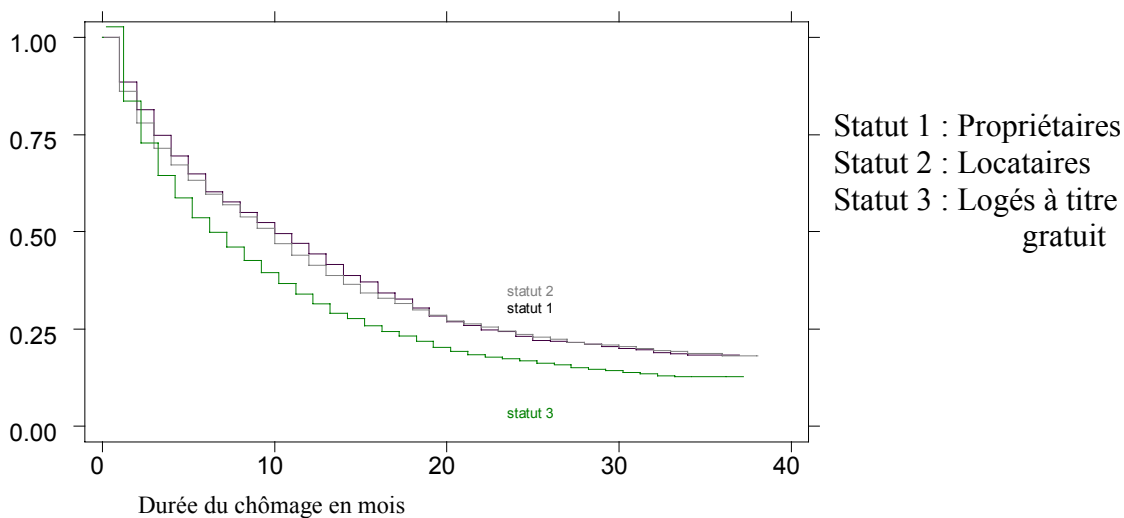
## 2.2. Analyse non-paramétrique

Pour compléter cette analyse descriptive de l'échantillon nous avons estimé les taux de survie dans l'état de chômage en appliquant l'analyse non-paramétrique proposée par l'estimateur de Kaplan-Meier. Cet estimateur permet d'appréhender les caractéristiques des durées de séjour dans l'état de chômage, sans tenir compte des facteurs d'hétérogénéité observables entre les individus. Empruntée à la méthode actuarielle cette méthode permet d'évaluer la probabilité instantanée d'accès à l'emploi (taux de hasard) et le taux de survie dans l'état de chômage. Le taux de hasard s'interprète ici comme la proportion d'individus qui accèdent à un nouvel emploi à la date  $t$  sachant qu'ils sont restés au chômage jusqu'à cette date. Une analyse sur des échantillons stratifiés des fonctions de survie et de hasard intégré permet de faire apparaître les effets discriminants du statut résidentiel décidé par les individus sur la durée des épisodes de chômage. On observe ainsi qu'en moyenne, la survie dans l'état de chômage est, toutes choses égales par ailleurs, plus élevée pour les propriétaires que pour les autres formes de statut résidentiel (figure 1), bien que cet écart soit accentué par la présence des individus logés à titre gratuit qui couvrent 30% de l'échantillon et dont la survie dans l'état de chômage est toujours, quelle que soit l'ancienneté, plus faible que celle des locataires (figure 2).

**Figure 1 : Estimation de la fonction de survie selon la propriété immobilière :**



**Figure 2 : Estimation de la fonction de survie selon les 3 états du statut résidentiel :**



L'examen des figures 1 et 2 renseigne sur les effets discriminants du statut résidentiel et les résultats observés à ce niveau confirment les caractéristiques statistiques des durées moyennes de chômage enregistrées par les trois strates de l'échantillon décrites plus haut. Ces estimations sont cependant conduites sous l'hypothèse d'une population homogène et doivent donc être accompagnées d'une analyse des durées de chômage tenant compte de l'hétérogénéité entre les individus. A cet effet, nous procédons compte tenu des discussions menées dans la première section de l'article à une estimation paramétrique d'un modèle de durée contrôlant l'endogénéité du choix d'être propriétaire.

### **3 . Résultats des estimations paramétriques des modèles de durée**

#### **3.1. Estimation de l'équation probit de choix du statut résidentiel.**

Pour contrôler, l'endogénéité du choix du statut résidentiel, on a instrumenté dans une première étape la variable binaire PROPRI prenant la valeur 1 lorsque l'individu est propriétaire et 0 sinon à partir de variables contrôlant à la fois les effets des caractéristiques individuelles et les facteurs environnementaux qui président à l'accès à la propriété.

Parmi les caractéristiques individuelles influençant le choix du statut d'occupation, l'âge à l'entrée dans le logement a été introduit pour refléter les variations de l'attitude des individus quant au mode d'occupation du logement au cours du cycle de vie. On tient compte également de la situation familiale de l'individu (en couple, ou célibataire), de la structure du ménage (nombre de personnes du ménage, famille monoparentale), de la catégorie socio-professionnelle et du sexe. La catégorie socio-

professionnelle du père est utilisée comme *proxy* pour le revenu permanent sur la base des externalités positives liées au niveau de revenu et de capital humain des parents sur leurs enfants.

Les variables reflétant la nationalité française ou européenne prennent en compte des différences potentielles de préférence pour la propriété et peuvent également traduire une discrimination à l'égard des étrangers. La durée de résidence dans le département à l'entrée dans le logement est introduite pour refléter une forme de préférence pour l'immobilité. Les variables environnementales reflètent les caractéristiques locales du marché du logement et du lieu de résidence supposées influencer le choix du mode d'occupation à travers plusieurs éléments. Tout d'abord, le coût relatif de la location à la propriété a été approché à travers plusieurs variables. Un indice reflétant le prix de vente moyen des biens immobiliers au niveau communal a été introduit. Il est calculé en faisant la moyenne des prix de vente de différents de biens (maisons neuves et anciennes, appartements neufs et anciens) sur les années 1994 à 1996. Pour tenir compte des spécificités du marché du logement en Ile-de-France, une variable muette valant 1 pour les communes de la région parisienne a été croisée avec l'indice de prix et introduite dans la régression. D'autre part, un indice du coût de la location au niveau communal a été obtenu en calculant un loyer moyen par commune à partir des loyers déclarés par les individus de l'enquête. Bien qu'il ne représente pas le coût véritable de la location, il est utilisé comme *proxy* à défaut d'autre information disponible, ses variations intercommunales étant indicatrices des différences de coût sur le marché locatif. Ces indices de prix reflètent à la fois les caractéristiques intrinsèques des logements, information non disponible dans la base de données, et des informations d'ordre spatial dont on peut contrôler l'influence. On a ainsi introduit la distance à la commune la plus fréquentée, la distance aux emplois et le type de la commune de résidence de l'individu (rurale, banlieue, ville-centre ou ville isolée) comme variables explicatives de la décision d'être propriétaire. D'autres indicateurs rendant compte de la tension sur le marché du logement ont enfin été introduits à travers un indice de population communal, le taux de logement vacants et la proportion de la population propriétaire au niveau départemental. Eu égard à la distributions des dates d'acquisition des logements par les propriétaires dans notre échantillon, on a également contrôlé les effets de la bulle spéculative qui a animé le marché immobilier, et ce en particulier en région Ile de France, de 1987 à 1991. Dans cette période en effet, une conjoncture favorable associée aux mesures de déréglementation (loi Méhaignerie en 1986) ont été les facteurs propices au développement de la bulle spéculative qui a engendré la dynamique atypique des prix sur le marché immobilier (Renard 1996). Afin de contrôler cet effet, on a introduit dans l'estimation de l'équation probit une variable binaire prenant la valeur 1 pour tous les propriétaires de l'échantillon dont l'acquisition du logement a été réalisée dans cette période spéculative. Un effet spécifique au cas des acquisitions réalisés dans cette période dans la région Ile de France a également été retenu.



Les estimations ont été effectuées en appliquant la correction de White permettant d'obtenir des t- test non biaisés en présence d'hétéroscédasticité. Les résultats des estimations sont présentés dans l'annexe 2. Le modèle est globalement significatif avec un pseudo-R<sup>2</sup>, égal à 0.252. L'analyse du tableau de contingence indique que le pourcentage de prédictions correctes s'élève à 80.2%, parmi lesquelles plus de 37% de prédiction du "succès". Enfin, le test de Ramsey-Reset (annexe 3) indique l'absence de variable omise.

Les effets des variables explicatives sur la probabilité d'être propriétaire sont tous conformes aux effets attendus. Tous les coefficients associés aux variables explicatives sont significatifs aux seuils de confiance traditionnels, à l'exception de certaines variables contrôlant la CSP du père (CPPLP) ou la distance à la commune la plus fréquentée.

L'effet de l'âge à l'époque d'entrée dans le logement est non linéaire : la probabilité d'accès à la propriété est croissante avec l'âge par rapport aux individus les plus jeunes, mais cet effet tend à s'estomper au-delà de 50 ans. Ce résultat est cohérent avec les analyses du cycle de vie : les individus constituent une épargne pendant les premières périodes de leur vie active, qu'ils choisissent d'investir dans l'accession à la propriété lorsqu'ils peuvent envisager d'amortir ces dépenses et d'en retirer les gains sur une période suffisamment longue. Au delà d'un certain âge, ces perspectives sont compromises et la probabilité d'accession à la propriété tend à se réduire.

Etre en couple influence positivement la probabilité d'être propriétaire, tandis que les individus célibataires ou appartenant à un ménage monoparental ont relativement moins de chances d'être propriétaires de leurs logements. La probabilité d'être propriétaire augmente avec le fait d'être une femme, le nombre de personnes du ménage, le fait d'être français ou de nationalité européenne. La durée de résidence dans le département a un effet positif très significatif sur la probabilité d'accession à la propriété.

Les variables d'origine sociale indiquant la CSP du père (utilisée comme *proxy* du revenu permanent) indiquent que, par rapport aux enfants d'employés la probabilité de devenir propriétaire est plus faible pour les enfants d'ouvriers et d'inactif. La CSP des individus manifeste des effets plus marqués pour les cadres et les professions intermédiaires dont les probabilités d'accès à la propriété sont nettement plus élevées. Après avoir contrôlé l'incidence de la bulle spéculative sur le marché immobilier de 1987 à 1991, l'indice de coût d'achat du logement affecte dans le sens négatif attendu la probabilité d'accès à la propriété, sauf en région Ile-de-France où son impact reste positif. Les caractéristiques du marché du logement dans cette région peuvent être invoquées pour expliquer cet effet atypique persistant des prix sur la décision d'accès à la propriété : les prix en région parisienne sont susceptibles d'être plus qu'ailleurs corrélés avec des attributs des logements pour lesquels nous n'avons pas de moyens de contrôle spécifiques et qui sont décisifs dans le processus d'achat

(proximité aux écoles, aux services publics, aux moyens de transport, niveau d'infrastructures). Enfin, le coût de la location joue positivement sur la probabilité d'être propriétaire.

Les variables spatiales jouent dans le sens attendu : l'augmentation de la distance aux centres d'emploi influence négativement la probabilité d'être propriétaire. Par rapport à la localisation rurale, la localisation en périphérie des agglomérations joue positivement sur la probabilité d'être propriétaire, résultat conforme aux faits stylisés de la croissance urbaine française observés dans la dernière décennie (Bessy – Pietri 2000).

Les variables représentant les caractéristiques globales du marché du logement ont également les effets attendus : plus les communes ont des indices de population élevés, moins les individus sont propriétaires, le taux de logements vacants a une influence positive sur la probabilité d'accéder à la propriété, tandis que la proportion de la population déjà propriétaire exerce l'effet inverse.

Le test de comparaison de moyenne entre la variable indiquant le statut de propriétaire et sa probabilité estimée indique qu'on ne peut rejeter l'égalité entre les deux moyennes (annexe 3).

La significativité globale du modèle indique l'endogénéité potentielle de la variable reflétant le statut de propriétaire. Les 3965 probabilités ainsi estimées, soit la variable "PROest", ont été utilisées pour l'évaluation de son influence sur la durée des épisodes de chômage individuels.

### **3.2 . Résultats des estimations économétriques des modèles de durée de chômage**

La méthode de contrôle de l'endogénéité de la variable PROPRI retenue dans notre démarche offrant une large flexibilité dans la spécification des lois de durée, on a procédé à différentes estimations paramétriques et semi-paramétrique permettant d'apprécier les hypothèses alternatives quand à l'allure du taux de hasard. Sous le critère informationnel d'Akaike et l'analyse des résidus de Cox – Snell<sup>2</sup>, la mise en concurrence de plusieurs spécifications estimées (Gamma, Weibull, exponentielle, log normale) a permis de conclure au caractère englobant de la loi log normale, soit d'un taux de hasard non monotone. Afin de renforcer la robustesse de l'estimation économétrique de la spécification log normale, nous avons estimé ce modèle de durée en introduisant une correction de l'hétérogénéité inobservée par une loi Gamma. Nous présentons seulement les résultats relatifs à cette loi de durée dans le tableau 1. Le caractère significatif du coefficient associé au terme d'hétérogénéité (thêta) indique l'intérêt du recours au modèle Log normal avec correction des effets individuels inobservables.

---

<sup>2</sup> Si le modèle est bien spécifié, les résidus de Cox-Snell suivent une loi exponentielle de paramètre  $\lambda=1$ . On peut vérifier graphiquement cette hypothèse en estimant la fonction de hasard intégrée correspondant au modèle dans lequel les résidus de Cox-Snell sont la variable de durée. Le hasard intégré en fonction des résidus est représenté par une droite de pente égale à 1 si la spécification est correcte.

Outre la variable "PROest", centrale à notre étude, d'autres variables permettant de représenter les situations individuelles sur le marché du logement, les attributs individuels, les stratégies de recherche mobilisés et l'indemnisation chômage ont été prises en compte lors de ces différentes estimations.

Une variable muette signalant les individus logés gratuitement est introduite. La littérature ayant mis en évidence des effets potentiellement différenciés sur les enfants selon le statut résidentiel des parents, on introduit une variable pour les enfants de propriétaires résidant au domicile parental. On prend en compte les effets des aides publiques en matière de logement en introduisant une variable pour caractériser les individus bénéficiaires d'une allocation logement. Des travaux appliqués incriminent souvent ce type de subvention comme un facteur d'incitation à l'immobilité. Enfin, une variable permet de contrôler l'influence exercée par les contraintes financières liées à la résidence principale.

Parmi les caractéristiques individuelles, nous introduisons l'âge des individus, le sexe, la nationalité, la situation maritale, la possession du permis de conduire, le niveau de formation, la catégorie socio-professionnelle du dernier emploi occupé et les motifs d'entrée au chômage. Le rôle des stratégies de recherche est identifié par une série de variables indicatrices de l'intensité de la recherche effectuée par les individus et l'effet des politiques publiques est capté par l'identification des individus bénéficiant d'indemnités chômage.

Enfin, des variables permettant de localiser les individus dans les différentes zones d'emploi concernées par l'enquête sont également introduites pour contrôler la spécificité des marchés locaux du travail.

Dans la spécification log - normale retenue, la probabilité estimée d'être propriétaire exerce un effet statistiquement significatif sur la durée du chômage au seuil de 7%. Bien que les méthodes d'estimations retenues soient différentes, nos résultats sur données françaises ne réfutent pas l'hypothèse avancée par Oswald, à l'instar des résultats de Green et Hendershott (2001) sur données américaines.

**Tableau 1 : Résultats de l'estimations du modèle de durée Log Normal avec correction Gamma**

Variable	Coefficients	(t de student)
PROest : être propriétaire	0.319	1.81*
DOMPAR : logés à titre gratuit	0.137	1.49 ns
ENFPRO : enfants de propriétaires logés gratuit.	-0.188	-2.02**
CF: remboursements logement	-0.075	- 1.18 ns
ALLOCCLOG:aide au logement	0.224	4.62***
INDEMCHO indemnités chômage	0.584	10.52***
PERMIS : permis de conduire	-0.391	6.19***
Age : CLASSE1 : [16 ; 25[	Réf	
CLASSE2 : [25 ; 34[	0.277	4.58***
CLASSE3 : [34 ; 50[	0.588	7.89***
CLASSE4 : [50 et plus[	1.080	7.41***
FRANC : français	-0.364	-3.69***
EUROP : européen	-0.231	-1.58ns
FEMME	0.082	1.49ns
COUPLE	-0.209	-3.04***
Intensité de la recherche (heures/semaine) ::		
PEURECHE, MOYRECH1:[0; 10[	Réf	
MOYRECH2 : [10 ; 20[	-0.158	-2.98***
BCQRECH : [20 et plus[	-0.135	-2.25**
Formation initiale :		
NDIPL : non diplômé	Réf	
DIPLTEC : diplôme technique	-0.162	-3.38***
ENSUP : enseignement sup.	-0.235	-3.62***
CSP du dernier emploi :		
CPPL :cadre ou profession libérale	0.107	0.94ns
PIIT : profession intermédiaire	0.055	0.76ns
EMPY : employé	0.249	4.25***
OUVR : ouvrier	Réf	
Motif départ dernier emploi :		
PRECA : fin du contrat	-0.149	-1.22ns
DEMIS : démission	0.097	0.74ns
LICEN : licenciement	0.273	2.19**
AUTRESi :	Réf	
Zone d'emploi :		
ROUBAIX	-0.434	-6.36***
LENS	-0.232	-3.22***
CERGY	-0.420	-6.07***
MANTES	-0.315	-3.84***
POISSY	-0.401	-5.60***
MARSEILLE/AIX/ETANG	Réf	
CONSTANTE	2.168	11.52***
Ln(sigma)	0.174	12.69***
Ln(thêta)	-11.70	-1.93**
Sigma	1.19	
Thêta	8.22X10 <sup>-6</sup>	
Log vraisemblance	-4552.25	
Nombre d'observations	3280	
Wald $\chi^2$	741.07	

(\*\*\*) : significativité au seuil de 1%, (\*\*) : significativité au seuil de 5%, (\*) : significativité au seuil de 10%, ns : non significatif

Les coûts de mobilités associés au statut résidentiel des propriétaires semblent toutes choses égales par ailleurs réduire leur taux de sortie du chômage. Si la situation des logés à titre gratuit n'affecte pas de manière significative la durée de l'épisode de chômage, en revanche, on observe un effet négatif de la cohabitation parentale pour les enfants de propriétaires.

Les bénéficiaires d'allocations logement ont des durées de chômage plus longues, ainsi que les bénéficiaires d'indemnités chômage. Les titulaires du permis de conduire ont des durées de chômage significativement plus courtes.

Les variables démographiques ont les effets classiques attendus : être en couple réduit la durée de chômage, les individus restent d'autant plus longtemps au chômage qu'ils sont âgés, être de nationalité française ou européenne diminue le temps passé au chômage, le premier effet nettement plus significatif que le second.

L'intensité de la recherche d'emploi diminue la durée de chômage, mais les coefficients semblent indiquer une décroissance de la productivité marginale de l'effort de recherche. Si la cause de départ du dernier emploi est un licenciement, les individus ont des durées de chômage plus longues.

Les diplômés de l'enseignement supérieur ou technique ont des durées de chômage significativement plus courtes que les non diplômés, le premier effet étant d'une plus grande ampleur. Par ailleurs, les individus qui occupaient un poste d'employé avant leur entrée au chômage ont des durées de chômage significativement plus longues que les ouvriers.

Enfin, la localisation dans les zones d'emploi de la région parisienne ou du nord diminuent la durée de chômage par rapport aux zones d'emploi de la région PACA.

## Conclusion

Des faits stylisés macro-économiques mettant en évidence une corrélation entre le taux de propriétaires et le taux de chômage nous ont conduit à mener une investigation des relations entre marché du travail et marché du logement au niveau micro-économique. L'objectif était d'évaluer dans quelle mesure le statut de propriétaire est susceptible de se traduire par des durées de chômage plus longues pour les individus concernés.

La nécessité d'apporter un traitement économétrique robuste pour contrôler l'auto-sélection des individus du point de vue de leur statut résidentiel, et la volonté de conserver une procédure d'estimation flexible pour l'analyse des durées de chômage nous ont conduit à adopter la méthode des variables instrumentales proposée par Heckman et Robb (1985).

L'estimation par un modèle probit du mode d'occupation du logement a révélé l'influence d'un certain nombre de caractéristiques individuelles et a pu être enrichie par l'introduction de variables reflétant les caractéristiques spatiales et le coût du logement.

Correction faite des facteurs d'hétérogénéité inobservable, l'investigation de l'influence du statut résidentiel sur la durée du chômage à travers différentes spécifications de modèles de durée conduit à confirmer sur un échantillon d'individus en recherche d'emploi l'hypothèse suggérée par Oswald (1996, 1997, 1998) et de ce fait les mécanismes microéconomiques qui les sous-tendent.

Bien entendu, la démarche retenue dans cette étude consiste à estimer des formes réduites de modèles de durée qui n'ont qu'un lien très indirect avec un modèle structurel de recherche plus complet. A ce niveau, ces résultats pourraient être complétés par une prise en compte plus poussée des comportements individuels dans la recherche d'emploi, notamment à l'égard des contraintes spatiales supportées dans la recherche, afin d'explorer les liaisons entre localisation résidentielle, coûts de mobilité liés au statut résidentiel et trajectoire sur le marché de l'emploi. A ce titre l'estimation économétrique des paramètres structurel d'un modèle de recherche intégrant ces divers éléments serait susceptible d'apporter une réponse plus robuste encore à l'hypothèse d'Oswald.

## Bibliographie

- Bessy – Pietri P., (2000), Les formes récentes de la croissance urbaine, *Economie et Statistique* N° 336, vol. 6, pp. 35 – 52.
- Blundell R. et Costa Dias M. (2002), Alternative Approaches to Evaluation in Empirical Microeconomics, *Working Paper*, University College London and Institute for Fiscal Studies.
- Boeheim R. et Taylor M. (2000), Residential mobility, housing tenure and the labor market in Britain, *working paper*, Institute for Social and Economic Research and Institute for Labor Research, University of Essex.
- Bouabdallah K., Cavaco S. et Lesueur J.Y. (2002), Recherche d'emploi, contraintes spatiales et durée de chômage : une analyse micro-économétrique, *Revue d'Economie Politique*, 112(1).
- Coulson N.E., et L.M. Fisher (2002), Tenure choice and labour market outcomes, *Housing Studies*, vol. 17, N°35-49, pp. 35-49.
- Dubujet F. et Le Blanc D. (2000), Accession à la propriété : le régime de croisière?, *INSEE Première*, No 718.
- Goffette-Nagot F. (1994), *Analyse micro-économique de la péri urbanisation : un modèle de localisation résidentielle*, Thèse, Document de recherche n°43, INRA.
- Green R.K. et Hendershott P.H. (2001a), Home-ownership and unemployment in the US, *Urban Studies*, vol 38, No 9, 1509-1520.
- Green R.K. et Hendershott P.H. (2001b), Home-ownership and the duration of unemployment : a test of the Oswald hypothesis, *NBER Working Paper*.
- Gregg P., Machin S. et Manning A. (2001), Mobility and Joblessness, *Working Paper*.
- Heckman J.J (1990), Varieties of selection bias, *The American Economic Review (Papers and Proceedings)*, Vol. 80, issue 2, pp. 313-318.
- Heckman J.J. et Borjas G. (1980), Does unemployment cause future unemployment? Definitions, questions and answers from a continuous time model of heterogeneity and state dependence, *Economica*, vol. 47, No 187.
- Heckman J.J. et Robb R. (1985), Alternative methods for evaluating the impact of interventions : an overview, *Journal of Econometrics*, 30, 239-267.
- Henley A. (1998), Residential mobility, housing equity and the labor market, *The Economic Journal*, 108, 414-427.
- Holzer H.J., Ihlandfeld K.R. et Sjoquist D.L. (1994), Work, search and travel among white and black youth, *Journal of Urban Economics*, 35, 320-345.
- Lancaster T. (1990), *The Economic Analysis of Transition Datas*, Cambridge University Press.
- Louvot-Runavot C. (2001), Le logement dans l'union européenne : la propriété prend le pas sur la location, *Economie et Statistique*, n°343-3.

- Mortensen D.T. (1986), Job search and labor market analysis, in Ashenfelter O. and Layard R. (ed.), *Handbook of Labor Economics*, Chap. 15, Vol. 2.
- Nickell S. et Layard R. (1999): Labor Market Institutions and Economic Performance, in Ashenfelter, O. and Card, D. (eds): *Handbook of Labor Economics*, Vol. 3, 3029-3084.
- Oswald A.J. (1996), A conjecture on the explanation for high unemployment in the industrialised nations : part I, *University of Warwick Economic Research Papers*, n° 475.
- Oswald A.J. (1997), The missing piece of the unemployment puzzle, An inaugural lecture.
- Oswald A.J. (1998), The missing piece of the unemployment puzzle, CEPR/ESRC Workshop on Unemployment Dynamics, London, 4<sup>th</sup> November.
- Phelps E.S. et al. (1970), *Microeconomic Foundations of Employment and Inflation Theory*, Norton, New York.
- Renard V. (1996), Quelques caractéristiques des marchés financiers et immobiliers, *Economie et Statistique* N° 294-295 vol 4/5 , pp. 89-97.
- Rogers C.L. (1997), Job search and unemployment duration : Implications for the spatial mismatch hypothesis, *Journal of Urban Economics*, 42, 109-132.
- Smith L.B. , Rosen K.T. et Fallis G. (1988), Recent Developments in economic models of housing markets, *Journal of Economic Literature*, Vol. 26, pp. 29-64.
- Smith T.E. et Zenou Y. (2001), Spatial mismatch, search effort and worker location, *Working Paper*.
- Van den Berg et Gorter C. (1997), Job search and commuting time, *Journal of Business and Economics Statistics*, 15(2), 269-281.
- Van Leuvenstein M. et Koning P. (2000), The effects of home-ownership on labour mobility in the netherlands : Oswald's theses revisited, Research Memorandum n°173, Netherlands Bureau for Economic Policy Analysis.
- Van Ommeren J.N. (1996), *Commuting and relocation of jobs and residences*, PhD Thesis, Tinbergen Institute Research Series.
- Van Ommeren J.N. et Rietveld P. (2002), Commuting, spatial search and labour market bargaining, *Working Paper*.
- Wasmer P. et Zenou Y. (2001a), Equilibrium Search Unemployment with explicit spatial frictions, *Working Paper*.
- Wasmer E., et Zenou Y. (2002), Does City Structure Affect Job Search and Welfare ?, *Journal of Urban Economics*, 51, pp. 515-541.



## Annexe 1 : liste des variables de l'échantillon

Variable	Moyenne	Nombre d'observations
<b>VARIABLES DICHOTOMIQUES :</b>		
PROPRI	0.24	3965
<u>Age à l'entrée dans le logement :</u>		
AGENT1 [0; 16[	0.22	3965
AGENT2 [ 16; 24[	0.24	3965
AGENT3 [24 ; 34[	0.34	3965
AGENT4 [34 ; 50[	0.18	3965
AGENT5 [50 et plus[	0.012	3965
COUPLE	0.56	3965
CELIB	0.37	3965
AUTRES (séparé ou veuf)	0.08	3965
MONOP	0.11	3965
FEMAR : femme mariée	0.26	3965
CPPLP : père cadre ou profession libérale	0.08	3965
PIITP : père profession intermédiaire	0.13	3965
EMPYP : père employé	0.11	3965
INACP : père inactif	0.01	3965
OUVRP : père ouvrier	0.54	3965
<u>Distance domicile-centres d'emploi :</u>		
CENTRE1 : proche [0 ; 15 km[	0.46	3965
CENTRE2 : assez éloigné [15 ; 45 km[	0.43	3965
CENTRE3 : très éloigné [45 km et plus[	0.11	3965
<u>Type de la commune de résidence :</u>		
BANLIEUE : périurbaine	0.63	3965
RURAL : rurale	0.03	3965
VILIS : ville isolée	0.04	3965
VILC : ville centre	0.30	3965
CENSU : durée de chômage complète	0.74	3965
GRATUIT : logé gratuitement	0.30	3965
ENFPRO : enfant propriétaire	0.16	3965
CF: remboursements logement	0.16	3965
SPEC : achat logement de 1987 à 1991	0.23	3965
SPECIDF : achat log. en IDF de 1987 à 1991	0.09	3965
ALLOCLOG:aide au logement	0.46	3965
INDEMCHO indemnités chômage	0.58	3965
PERMIS : permis de conduire	0.77	
<u>Age :</u> CLASSE1 : [16 ; 25[	0.29	3965
CLASSE2 : [25 ; 34[	0.33	3965
CLASSE3 : [34 ; 50[	0.33	3965
CLASSE4 : [50 et plus[	0.05	3965
FRANC : français	0.88	3965
EUROP : européen	0.03	3965
FEMME	0.46	3965
COUPLE	0.56	3965

## Annexe 1 : liste des variables de l'échantillon (suite)

Variable	Moyenne	Nombre d'observations
<u>Intensité de la recherche</u> (heures/semaine) :		
PEURECHE, MOYRECH1 : [0; 10[	0.63	3965
MOYRECH2 : [10 ; 20[	0.22	3965
BCQRECH : [20 et plus[	0.16	3965
<u>Formation initiale</u> :		
NDIPL : non diplômé	0.32	3965
DIPLTEC : diplôme technique	0.49	3965
ENSUP : enseignement sup.	0.18	3965
<u>CSP du dernier emploi</u> :		
CPPL : cadre ou profession libérale	0.05	3965
PIIT : profession intermédiaire	0.12	3965
EMPY : employé	0.39	3965
OUVVR : ouvrier	0.41	3965
<u>Motif départ dernier emploi</u> :		
PRECA : fin du contrat	0.46	3965
DEMIS : démission	0.13	3965
LICEN : licenciement	0.36	3965
AUTRESi :	0.04	3965
<u>Zone d'emploi</u> :		
ROUBAIX	0.17	3965
LENS	0.16	3965
CERGY	0.12	3965
MANTES	0.10	3965
POISSY	0.12	3965
MARSEILLE	0.17	3965
AIX	0.09	3965
ETANG	0.07	3965
<b>VARIABLES CONTINUES</b>		
PROest : être propriétaire (probabilité estimée)	0.24	3965
CHOMDUR : durée du chômage en mois	10.41	3965
DEPDUR : durée de résidence dans le département à l'entrée dans le logement.	23	3965
PROINDEX : coût de la propriété	290	3965
PROIDF : coût de la propriété Ile-de-France	106	3965
LOCINDEX : coût de la location	2436	3965
D : distance à la commune la plus fréquentée	4	3965
POPINDEX : indice de population	223	3965
VACRES : taux de logements vacants	6.28	3965
PROPRO:proportion d'occupants propriétaires	56	3965
NBMEN : nombre de personnes du ménage	3.59	3965

**Annexe 2 : Résultats de l'estimation probit : variable expliquée PROPRI**

Variable	Coefficient	Effet marginal	T de student
Age à l'entrée dans le logement :			
AGENT1 [0; 16[	Réf	Réf	Réf
AGENT2 [ 16; 24[	0.421	0.111	2.67***
AGENT3 [24 ; 34[	0.839	0.217	5.42***
AGENT4 [34 ; 50[	0.945	0.282	5.92***
AGENT5 [50 et plus[	0.752	0.239	2.80***
COUPLE : vis en couple	0.381	0.0864	3.42***
CELIB : célibataire	-0.685	-0.141	-5.05***
AUTRES (séparé ou veuf)	Réf.	Réf	Réf
MONOP : monoparental	-0.319	-0.066	-2.48***
FEM : femme	0.278	0.067	4.73***
NBMEN : nombre de personnes du ménage	0.035	0.0084	2.05**
FRANC : français	0.463	0.090	4.18***
EUROP : européen	0.701	0.217	4.35***
DEPDUR : durée de résidence dans le département à l'entrée dans le logement.	0.021	0.0052	10.10***
CPPLP : père cadre ou profession libérale	0.052	0.0127	0.50ns
PIITP : père profession intermédiaire	-0.152	-0.0341	-1.77*
OUVP : père ouvrier	-0.162	-0.0389	-2.56***
INACP : père inactif	-0.743	-0.115	-1.83*
EMPYP : père employé	Réf	Réf	Réf
CPPL : cadre ou profession libérale	0.488	0.141	4.21***
PIIT : profession intermédiaire	0.204	0.052	2.52***
OUV : ouvrier	-0.146	-0.0345	-2.22**
EMPY : employé	Réf.	Réf.	Réf.
PROINDEX : coût de la propriété	-0.0008	-0.00018	-1.72*
PROIDF : coût de la propriété Ile-de-France	0.0012	0.00030	2.77***
LOCINDEX : coût de la location	0.00018	0.000042	2.83***
SPEC : achat logement de 1987 à 1991	0.119	0.0293	1.70*
SPECIDF : achat log. en IDF de 1987 à 1991	0.339	0.0918	2.97***
D : distance à la commune la plus fréquentée	-0.0082	-0.0019	-1.51ns
Distance domicile-centres d'emploi :			
CENTRE1 : proche [0 ; 15 km[	Réf	Réf	Réf
CENTRE2 : assez éloigné [15 ; 45 km[	-0.979	-0.219	-6.67***
CENTRE3 : très éloigné [45 km et plus[	-1.099	-0.162	-6.82***
Type de la commune de résidence :			
BANLIEUE : périphérie	0.123	0.0288	1.76*
AUTRES : rural, ville centre, ville isolée	Réf	Réf	Réf
IPOP : indice de population	-0.011	-0.0027	-9.17***
VACRES : taux de logements vacants	0.402	0.0954	6.54***
PROPRO:proportion d'occupants propriétaires	-0.049	-0.0117	-2.05**
CONSTANTE	0.221		0.14 ns
Pseudo-R <sup>2</sup>	0.2522		
Log vraisemblance	-1622.17		
% de prédictions correctes	80.2		
Nombre d'observations	3965		

(\*\*\*) : significativité au seuil de 1% ; (\*\*) : significativité au seuil de 5% ;

(\*) : significativité au seuil de 10% ; ns : non significatif

### Annexe 3 : Tests sur l'estimation du choix du statut résidentiel

- **Test d'omission de variable (Ramsey-Rest):**

```

Probit estimates                                     Number of obs   =       3965
                                                    LR chi2(2)      =      1094.11
                                                    Prob > chi2     =       0.0000
Log likelihood = -1622.1731                         Pseudo R2      =       0.2522

```

-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----
propr	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----
_hat	1.020004	.0623959	16.35	0.000	.8977102	1.142298
_hatsq	.0145413	.0363135	0.40	0.689	-.0566319	.0857145
_cons	-.0001915	.0321927	-0.01	0.995	-.0632881	.062905
-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----

- **Caractéristiques de la probabilité estimée d'être propriétaire (PROest):**

-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----
Variable	Obs	Mean	Std. Err.	Std. Dev.	[95% Conf. Interval]	
-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----
propr	3965	.23657	.0067499	.4250296	.2233364	.2498036
Proest	3965	.2364074	.0034078	.2145861	.2297261	.2430887
-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----
diff	3965	.0001626	.0057958	.3649527	-.0112004	.0115257
-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----

Ho: mean(propr - prp7) = mean(diff) = 0

Ha: mean(diff) < 0

t = 0.0281

P < t = 0.5112

Ha: mean(diff) ~ 0

t = 0.0281

P > |t| = 0.9776

Ha: mean(diff) > 0

t = 0.0281

P > t = 0.4888

### Annexe 4 : Tests de spécification des lois de durées estimées : Application du Critère d'Akaike

Afin de comparer différentes spécifications, le critère informationnel d'Akaike "pénalise" chaque logarithme de la fonction de vraisemblance afin de refléter le nombre de paramètres estimés dans un modèle particulier. On préfère alors le modèle renvoyant le plus faible critère informationnel, même s'il ne produit pas la plus grande vraisemblance.

Le critère d'Akaike se définit comme suit :  $AIC = -2(\log L) + 2(c + p + 1)$ ,

où c est le nombre de variables explicatives et p le nombre de paramètres définissant la distribution utilisée.

#### Résultats :

Distribution	Gamma	Log normale	Weibull	Exponentielle
AIC	9169.354	<b>9168.517</b>	9395.924	9396.383

Selon le critère d'Akaike, la spécification log normale est la mieux adaptée.