



Stabilité dans l'emploi et statut résidentiel

Carole Brunet

► To cite this version:

| Carole Brunet. Stabilité dans l'emploi et statut résidentiel. 2009. halshs-00384562

HAL Id: halshs-00384562

<https://shs.hal.science/halshs-00384562>

Submitted on 15 May 2009

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.

DOCUMENTS DE TRAVAIL - WORKING PAPERS

W.P. 09-11

Stabilité dans l'emploi et statut résidentiel

Carole Brunet

Mai 2009

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
Serveur Web : www.gate.cnrs.fr

Stabilité dans l'emploi et statut résidentiel

Carole BRUNET*

Université de Lyon - GATE CNRS

Résumé

Cette étude évalue à partir des données françaises du *Panel Européen des Ménages* (1994-2001) l'influence de la propriété immobilière sur la stabilité professionnelle des individus et sur les types d'issues associées en cas de fin d'emploi. Dans le prolongement d'une littérature récente sur les effets du statut résidentiel quant aux trajectoires individuelles sur le marché du travail, on examine si les propriétaires sont caractérisés par un risque de chômage plus élevé que les locataires. Parallèlement, on s'interroge également sur les effets du statut résidentiel au niveau de la mobilité professionnelle, au sens des transitions d'emploi à emploi. Après une revue de la littérature, une présentation générale des données permet un premier examen des liens entre statut résidentiel, mobilité professionnelle et mobilité résidentielle. Une modélisation économétrique des durées d'emploi est ensuite proposée et appliquée à un échantillon d'épisodes d'emploi issu du *Panel Européen des Ménages*. On apporte ainsi un éclairage sur des questions jusqu'à présent ignorées dans le cas français. Un impact positif du statut de propriétaire sur la durée d'emploi se dégage, en particulier si des contraintes financières liées au logement pèsent sur les individus, ou si un changement d'emploi doit impliquer une mobilité résidentielle. D'autre part, le statut de propriétaire exerce un impact significatif sur la réduction du risque de chômage, que l'on tienne compte ou non du type de contrat de travail.

Mots-Clé : durée d'emploi, transitions professionnelles, risque de chômage, statut résidentiel.

Abstract

Employment stability and residential status : This study uses French data of *The European Community Household Panel* (1994-2001) to evaluate the influence of homeownership on individuals' employment stability and on the types of associated exits if the job ends. Following a recent literature concerned with the effects of residential status on individual labour market outcomes, we examine whether homeowners are characterized by a higher risk of unemployment than tenants. At the same time, we also wonder about the effects of the residential status on the level of employee mobility, in the sense of job to job transitions. After a review of the literature, a general presentation of the data allows a first insight into the links between residential status, labour mobility and residential mobility. An econometric modeling of employment durations is then proposed and applied to a sample of job spells from the *Panel Européen des Ménages*. Until now these questions have been ignored in French studies. A positive impact of owner's status on employment duration is found, in particular when housing related financial constraints weigh on individuals, or when a change of employment implies a residential move. On the other hand, owner's status exercises a significant impact on the reduction of the unemployment risk, regardless of the type of employment contract.

Keywords : job duration, job mobility, unemployment incidence, residential status.

JEL : C41, J6, R21

*93 chemin des Mouilles - B.P.167 69131 - ECULLY cedex. brunet@gate.cnrs.fr

1 Introduction

La part croissante des occupants propriétaires de leur logement en France comme dans la plupart des pays de l'OCDE,¹ a suscité au cours de la dernière décennie une littérature abondante s'interrogeant quant aux répercussions sur le marché du travail de cette évolution. Dans cette perspective, la propriété immobilière pourrait constituer un frein important à la mobilité spatiale et professionnelle des individus ayant choisi ce mode d'occupation du logement, et limiterait la flexibilité du marché du travail, contribuant ainsi à l'augmentation du taux de chômage.

Si la plus grande stabilité résidentielle des propriétaires est en effet largement vérifiée au niveau microéconomique [Boehm (1981), Smith *et al.* (1988), Henley (1998), Gobillon (2001)], la littérature met également l'accent sur les implications favorables de ce mode d'occupation du logement, qui justifient les politiques publiques favorisant l'accès à la propriété. Outre la satisfaction des aspirations sociales et patrimoniales des individus, la propriété immobilière est généralement associée à différentes externalités positives, en particulier le développement du capital social et la réduction de la criminalité (DiPasquale et Glaeser, 1999), des effets bénéfiques sur l'éducation des enfants (Green et White, 1997), une meilleure maintenance des logements (voir Dietz et Haurin, 2003 pour une revue de la littérature sur les conséquences sociales et privées de la propriété immobilière²).

Les préoccupations relatives à des implications potentiellement néfastes sous l'angle de leurs impacts sur le marché du travail ont donc été traditionnellement ignorées, jusqu'à ce que des contributions empiriques suscitent un questionnement sur les conséquences de la relative immobilité des propriétaires en mettant en évidence une corrélation positive entre taux de chômage et part des occupants propriétaires au niveau macroéconomique (Oswald (1996, 1997a, 1997b, 1998), Nickell (1998), Nickell et Layard (1999), Belot et Van Ours (2001), Nickell *et al.* (2003) et Nickell *et al.* (2005)). L'hypothèse d'une relation fonctionnelle positive du taux de propriétaires vers le taux de chômage, quoique fondée sur des observations macroéconomiques, est essentiellement justifiée sur des bases microéconomiques par Oswald (1997b), à partir de l'idée selon laquelle les contraintes de mobilité supportées par les propriétaires les exposeraient à un risque de chômage plus élevé (et à des durées de chômage plus longues) et à une moindre qualité d'appariement dans l'emploi.

L'influence du statut résidentiel sur la stabilité dans l'emploi peut en effet être analysée au niveau microéconomique dans le cadre des modèles de recherche d'emploi intégrant la recherche "sur le tas" (Burdett, 1978). L'impact des coûts de mobilité (exogènes dans Hey et McKenna (1979), ou endogènes dans Van Den Berg (1992) et Burgess (1992)) est comparable à l'existence d'un "droit d'entrée" lors de l'accès à un emploi : les coûts de changement d'emploi affectent de manière intertemporelle les transitions d'un état du marché du travail à un autre et réduisent les mobilités pro-

1. L'Allemagne fait figure d'exception avec une proportion d'occupants propriétaires inférieure à 50% du total des logements, un niveau inchangé depuis les années quatre-vingts. Ailleurs, ce taux a en général augmenté, notamment en Italie, en Belgique, au Portugal, au Royaume-Uni, en Espagne et aux Pays-Bas, avec des progressions supérieures à 10 points en vingt ans. L'Espagne a enregistré des hausses particulièrement fortes : en 2002, le taux d'occupation sous le mode de la propriété y était le plus élevé, à 85%, juste devant la Grèce à 83% et l'Italie à 80%. Si l'on peut dégager une tendance, les plus forts taux d'occupation par les propriétaires se trouvent plutôt dans les pays anglo-saxons et méditerranéens, auxquels on pourrait ajouter la Norvège avec un taux de 77% (Catté *et al.* (2004), p.154). On peut classer les pays selon leur pourcentage de logements occupés par leur propriétaire en 2002 : 1. Espagne : 85% ; 2. Grèce : 83% ; 3. Italie : 80% ; 4. Norvège : 77% ; 5. Belgique : 71% ; 6. Luxembourg : 70% ; 7. Royaume-Uni : 69% ; 8. Etats-Unis : 68% ; 9. Canada : 66% ; 10. Portugal : 64% ; 11. France : 55% ; 12. Pays-Bas : 53%.

2. A notre connaissance il n'existe pas d'études sur données françaises permettant d'évaluer la portée de ces arguments

fessionnelles. L'ampleur de l'impact sur les taux de sortie d'emploi dépend en outre de la position relative de l'individu dans l'échelle des salaires. Ainsi, les modèles de recherche partiels prédisent sans ambiguïté des transitions professionnelles moins fréquentes pour les individus propriétaires. Corollairement, les contraintes de mobilité des propriétaires réduisent leur ensemble d'offres de salaires acceptables, et augmentent donc leur risque et leur durée de chômage toutes choses étant égales par ailleurs. Enfin, les modèles de recherche d'emploi mettent en évidence le caractère simultané des décisions prises sur chacun des marchés de l'emploi et du logement puisque les coûts de mobilité afférents à ce dernier influencent les choix de transitions professionnelles.

Des études microéconomiques se sont alors attachées à l'examen des implications potentiellement néfastes de la relative immobilité des propriétaires du point de vue du marché du travail en examinant l'impact de la propriété immobilière sur les trajectoires des demandeurs d'emploi (voir Brunet et Lesueur (2004), Brunet *et al.* (2007) pour la France ; Goss et Phillips (1997) et Green et Hendershott (2001) pour les Etats-Unis ; Flatau *et al.* (2002a, 2002b) pour l'Australie ; Barcelo (2006) pour un groupe de pays européens ; Munch *et al.* (2006) pour le Danemark ; van Vuuren et van Leuvensteijn (2007) pour les Pays-Bas ; Battu *et al.* (2008) pour le Royaume-Uni).

D'autres travaux se sont intéressés à la question des conséquences du statut de propriétaire pour les individus en emploi, examinant ainsi les répercussions du statut résidentiel sur les mobilités professionnelles et le risque de chômage (van Leuvensteijn et Koning (2000 et 2004) pour les Pays-Bas ; Munch *et al.* (2008) pour le Danemark ; De Graaff et van Leuvensteijn (2007) pour un groupe de pays européens ; Battu *et al.* (2008) pour le Royaume-Uni). Globalement, ces études concluent à des durées en emploi plus longues pour les propriétaires, associées à des transitions moins fréquentes d'emploi à emploi. Les résultats empiriques mettent également en évidence un risque de chômage plus faible pour les propriétaires³. L'enjeu du présent article est d'apporter un éclairage supplémentaire dans le cas français, qui a été jusqu'ici ignoré, à partir des données du *Panel Européen des Ménages*.

La prochaine section s'attache à présenter les données du *Panel Européen des Ménages* et l'échantillon d'étude utilisé. Dans la section 2, on présente la modélisation retenue pour l'analyse économétrique. Les résultats sont exposés dans la section 3, avant de conclure dans une section finale.

2 Présentation du panel européen des ménages et définition de l'échantillon d'étude

Le *Panel Européen des Ménages* est issu du projet de constitution d'une base de données individuelles longitudinale européenne (European Community Household Panel) à l'initiative d'Eurostat. La partie française que l'on exploite a été collectée par l'INSEE entre 1994 et 2001, et permet de suivre 18 916 individus issus de 7344 ménages en début d'enquête à travers huit vagues d'interrogation. Le panel européen présente l'avantage de suivre les individus mobiles et de collecter ainsi des informations longitudinales sur les éléments de biographie des individus, permettant de reconstituer notamment leur trajectoire sur le marché de l'emploi, et sur les conditions de vie du ménage, en par-

3. L'impact du statut résidentiel sur les transition vers l'inactivité a été moins étudié, mais apparaît négatif au niveau d'un groupe de quatorze pays européens étudiés par de Graaff et van Leuvensteijn (2007), et non statistiquement significatif pour les Pays-Bas d'après van Leuvensteijn et Koning (2004).

ticulier celles liées au logement. Dans un premier temps, on présente les principales caractéristiques de la population représentée dans le panel européen, en mettant en rapport les aspects relatifs au statut d'activité des individus et leur situation sur le marché du logement. On en vient dans un second temps à détailler les principaux aspects de l'échantillon d'étude qui sera retenu pour l'analyse économétrique.

2.1 Présentation de la base de données et calendriers d'activité et résidentiel

On restreint la base de données aux individus du panel âgés d'au moins dix-sept ans et de moins de soixante ans, qui vivent dans un ménage de type conventionnel : on exclue les ménages constitués de familles impliquant des ascendants indirects, ou plus d'un ascendant direct, et les ménages qui ne sont pas des familles, ainsi que les enfants vivant encore au domicile parental, et dont les trajectoires tant sur le marché de l'emploi que du logement relèvent d'une logique d'insertion spécifique [voir à ce sujet Chambaz (2001) et Laferrère (2005)]. En outre on ne conserve pour les individus en activité professionnelle que les employés, ouvriers, professions intermédiaires et intellectuelles : on élimine des données les individus agriculteurs ou artisans, ainsi que les retraités. Il reste alors environ 7700 individus et 5000 ménages pour lesquels les informations concernant les trajectoires sur le marché de l'emploi et les caractéristiques relatives au logement sont disponibles.

2.1.1 Statuts résidentiel et professionnel

La partie gauche de la figure 1 permet de visualiser la répartition des individus du *Panel Européen des Ménages* en termes de statut résidentiel sur l'ensemble des huit vagues d'interrogation : ainsi, environ 56 % des individus sont propriétaires de leur logement, et presque 39 % sont occupants locataires. Une catégorie résiduelle d'environ 5%, est constituée de ménages logés à titre gratuit. Ces chiffres sont en adéquation avec les données des enquêtes logement (voir par exemple Lincot et Rieg, 2003). Si l'on s'intéresse aux catégories désagrégées du statut résidentiel, on observe dans la deuxième partie de la figure 1 que l'échantillon comporte environ 39% d'occupants propriétaires supportant encore des remboursements d'emprunt liés à leur résidence principale, 18% d'individus propriétaires sans contrainte financière liée à leur logement, 23% de locataires du secteur privé et 16% de locataires dans le secteur public. Ces chiffres marquent une légère surestimation (d'un point environ) de la part des locataires du secteur privé au détriment de ceux du secteur public, par rapport aux données nationales. Notons que la catégorie des propriétaires supportant encore des remboursements d'emprunts ne s'assimile pas à celle des accédants à la propriété puisque le *Panel Européen des Ménages* ne permet pas d'identifier précisément ces derniers : les emprunts relatifs à la résidence principale peuvent en effet correspondre aussi bien à l'acquisition du logement qu'à des gros travaux, ce qui explique la moindre importance des propriétaires de plein droit dans l'échantillon relativement à l'ensemble de la population. Compte-tenu du faible effectif et de la particularité de la catégorie des logés à titre gratuit, on ne retiendra pas ces individus dans les analyses qui suivent.

On observe dans le tableau 1 la ventilation suivante sur l'ensemble des huit vagues en termes de statuts d'activité sur le marché de travail : 14% d'individus inactifs, 8% de chômeurs, et 78% d'individus en activité professionnelle. Ces chiffres moyens masquent une certaine hétérogénéité parmi les trois types de statuts résidentiels examinés. En effet, les locataires du secteur privé ont le taux d'emploi le plus important, suivis des propriétaires. *A contrario*, ces derniers ont dans le même temps le

taux d'inactivité le plus important, ainsi que le taux de chômage le plus faible. Les locataires publics enfin sont caractérisés par le taux d'emploi le plus faible et le taux de chômage le plus fort. On peut noter à cet égard que près des trois-quarts de cette population n'est pas ou peu diplômée, contre une moyenne de 60% pour les deux autres modes d'occupation.

2.1.2 Statut résidentiel et mobilité

Le tableau 1 permet également de visualiser les comportements de mobilité résidentielle⁴ des individus locataires ou propriétaires : de façon non surprenante on observe une inertie résidentielle bien plus importante pour les propriétaires associée à des durées de résidence beaucoup plus longues : plus de 90% des propriétaires n'ont effectué aucune mobilité résidentielle entre 1994 et 2001, et les trois-quarts d'entre eux résident dans leur logement depuis plus de cinq ans. D'un autre côté, près de 30% des locataires du secteur privé ont effectué au moins une mobilité sur l'ensemble de la période d'étude et un peu moins des trois-quarts d'entre eux ont une ancienneté de résidence dans leur logement inférieure à cinq ans. On note un positionnement intermédiaire des individus locataires du secteur public quant à leurs comportements résidentiels, avec 16% d'entre eux ayant effectué au moins une mobilité entre 1994 et 2001, et des anciennetés dans le logement relativement plus longues que celles des locataires privés sans pour autant atteindre celles des propriétaires. Si l'on ne tient pas compte des mobilités multiples, les taux de mobilité moyen et par statut d'occupation sont globalement comparables aux statistiques calculées sur les enquêtes logement : de l'ordre de 9% en moyenne, et environ 5% pour les propriétaires, 17% pour les locataires du secteur privé et 11% pour ceux du secteur public.

La littérature distingue couramment les motifs de mobilité résidentielle entre ceux liés à l'emploi et ceux liés au logement [Gobillon (2001), Debrand et Taffin (2005)], en mettant principalement l'accent sur la distance de la mobilité : les mobilités liées au logement sont couramment des mobilités de courte distance (intra-communales ou inter-communales mais intra-départementales) tandis que les mobilités résidentielles effectuées pour des motifs d'emploi ont tendance à être réalisées sur de plus longues distances (inter-départementales ou inter-régionales). Le *Panel Européen des Ménages* permet en principe d'identifier d'une façon plus directe les raisons ayant motivé la mobilité résidentielle par le biais d'une question sur le sujet : à travers cette mesure, ce sont 80% des mobilités qui sont déclarées par les ménages être relatives au logement ou à une autre raison que l'emploi. La concordance de cet indicateur au fait stylisé évoqué ci-dessus quant aux distances de mobilité est relative comme l'indique le tableau 2 : on constate en effet que les motifs liés à l'emploi sont prédominants parmi les mobilités inter-régionales, et presque en proportion égale avec les motifs liés au logement au sein des mobilités inter-départementales.

Néanmoins, 56% des mobilités liées à l'emploi ont lieu au sein de la même commune (40%) ou entre communes d'un même département (16%). Le tableau 3 indique en outre que 76% des individus ayant à la fois changé de logement et changé d'emploi (ou dont le conjoint a changé d'emploi) entre deux vagues, déclarent avoir effectué leur mobilité résidentielle pour des raisons principalement liées au logement.

4. On ne différencie pas ici les ménages permanents parmi l'ensemble des ménages, et on assimile la mobilité résidentielle à l'entrée dans un nouveau logement. Pour une distinction entre taux d'emménagement et taux de mobilité, voir Debrand et Taffin, 2005.

Compte tenu de ces observations, on ne retiendra pas les raisons avancées par les individus à leur mobilité résidentielle afin d'examiner les liens entre transitions sur le marché de l'emploi et du logement : on adopte une approche qui définira les épisodes de mobilité résidentielle en conjonction avec ceux observés en termes de mobilité professionnelles.

2.1.3 Calendriers d'activité et résidentiel

Le *Panel Européen des Ménages* permet en effet de suivre les transitions des individus enquêtés tant sur le marché du travail que sur celui du logement. A partir des fichiers d'activité, on a reconstruit mois par mois les trajectoires individuelles en définissant trois états sur le marché du travail : activité professionnelle (seuls les salariés ont été conservés, à l'exclusion des travailleurs indépendants), chômage⁵ et inactivité (y compris les étudiants ou les individus en formation, et à l'exclusion des retraités). Par ailleurs, le suivi vague après vague des individus, et notamment des individus mobiles, permet d'établir un calendrier de mobilité résidentielle en retraçant les dates d'entrée dans le logement.

Concernant les états occupés sur le marché du travail, le calendrier d'activité obtenu regroupe environ 21500 épisodes, dont 14500 épisodes d'emploi, 5000 de chômage et 2000 d'inactivité. En se référant au tableau 4 on retrouve des clivages assez marqués entre les différents types de statut résidentiel : les épisodes d'emploi sont majoritairement le fait des propriétaires ainsi que les épisodes d'inactivité, tandis que les locataires du secteur public expérimentent relativement plus d'épisodes de chômage tout en ayant le taux d'emploi le plus faible. Les locataires du secteur privé sont eux caractérisés par la proportion d'épisodes d'inactivité la plus faible.

Compte-tenu des observations faites plus haut sur les comportements de mobilité des individus, on adopte la convention suivante : un épisode est considéré comme étant associé à une mobilité lorsque un mouvement résidentiel est constaté dans une fenêtre de plus ou moins un an autour de la date de fin d'épisode⁶. Selon cette mesure, un épisode sur cinq est associé à une mobilité résidentielle, mais les différences entre statut d'occupation du logement et statut dans l'emploi sont importantes. Tout d'abord, en moyenne, ce sont les épisodes de chômage qui sont le plus fréquemment caractérisés par un changement résidentiel : on retrouve ici un fait stylisé de la littérature sur la mobilité géographique et les facteurs de migration en fonction des opportunités d'emploi.

Ces comportements moyens masquent une forte hétérogénéité en fonction du statut résidentiel : si les locataires publics sont caractérisés de nouveau par un positionnement intermédiaire proche de la moyenne de l'échantillon, des écarts très importants se manifestent entre propriétaires et locataires du secteur privé puisque leurs moyennes en termes de proportion d'"épisodes de mobilité" varient selon un facteur de 1 à 5.

Enfin, les trois classes de statut résidentiel sont caractérisées par des différences notables de leur nombre moyen d'épisodes, et des durées moyennes de ces épisodes, comme recensé dans le tableau 5 : les locataires publics sont ceux qui connaissent le plus grand nombre d'épisodes, quel que soit leur type, tandis que les propriétaires effectuent moins de transitions qu'elle qu'en soit leur nature.

5. La définition du chômage retenue ici correspond aux déclarations des individus sur leur statut professionnel et n'implique pas nécessairement une inscription à l'ANPE.

6. Une convention similaire est adoptée par Battu *et al.* (2008).

De façon corollaire, les propriétaires ont les durées d'épisodes moyennes et par type les plus longues ; néanmoins ce sont les locataires du secteur privé qui connaissent les épisodes les plus courts, aussi bien dans l'emploi que dans le chômage ou l'inactivité.

Les observations faites au niveau de la sous-population des locataires du secteur public nous amènent dans l'analyse économétrique qui suivra à ne pas prendre en compte ces individus au sein d'une catégorie homogène correspondant au secteur locatif. On peut se référer à Böheim et Taylor (2002) pour une description des liens entre appartenance au secteur social du logement et résultats sur le marché du travail ⁷.

Dans la section suivante, on détaille précisément les caractéristiques des épisodes d'emploi pour les locataires du secteur privé et les propriétaires qui vont constituer l'échantillon retenu pour l'analyse économétrique.

2.2 Présentation de l'échantillon retenu et analyses descriptives

On utilise pour l'analyse économétrique un sous-échantillon de la base présentée précédemment, constitué des épisodes d'emploi de l'ensemble des individus locataires du secteur privé ou propriétaires. Ainsi, on exclue les locataires du secteur public dont les parcours sur le marché de l'emploi sont caractérisés par une précarité plus marquée comme la sous-section précédente a pu le mettre en évidence.

2.2.1 Caractéristiques des épisodes d'emploi

Compte-tenu des nécessités de l'analyse économétrique, on élimine de l'échantillon tous les épisodes d'emploi dont la date de commencement est antérieure au début de l'enquête : ainsi, les questions relatives aux conditions initiales et à la censure à gauche des épisodes d'emploi peuvent être ignorées sans conséquence sur les résultats qui suivront. Cette démarche conduit à supprimer un peu plus de 2000 épisodes d'emploi, dont les deux-tiers correspondent à des employés propriétaires. Il reste alors approximativement 10 800 épisodes d'emploi dont les attributs sont présentés dans le tableau 6.

On remarque tout d'abord que les locataires et les propriétaires se distinguent au travers de leur durée passée dans l'emploi : tandis que pour 41% des locataires du secteur privé la durée d'emploi est inférieure à un an, 36% des propriétaires occupent leur emploi pendant plus de 5 ans. De ce fait, le nombre d'épisodes censurés (à droite) est plus élevé chez les propriétaires (60% contre 47%), alors que les locataires présentent des taux de sortie vers un autre emploi ou vers le chômage plus importants que les propriétaires. Les taux de sortie de l'emploi vers l'inactivité sont comparables entre les deux statuts d'occupation.

7. L'impact de l'appartenance au secteur social du logement sur le marché du travail fait l'objet d'une attention soutenue dans le cadre des problématiques de ségrégation urbaine et d'effets de voisinage, voir Dujardin et Goffette-Nagot (2006) pour la France ou Oreopoulos (2006). Pour une synthèse sur le secteur locatif social en Europe, voir Whitehead et Scanlon (2007).

De nouveau, la plus grande mobilité des locataires du secteur privé est apparente si l'on s'intéresse au nombre d'épisodes d'emploi marqués par un changement de statut résidentiel : presque 13% des épisodes d'emploi des locataires sont concernés contre à peine 3,5% de ceux des propriétaires. Enfin comme précédemment, le nombre moyen d'épisodes d'emploi reste plus élevé pour les locataires.

Ces constatations se traduisent à travers les fonctions de survie (estimateur de Kaplan-Meier) et de hasard (estimateur de Nelson-Allen) pour les deux types de statut résidentiel : on observe sur la figure 2 des survies dans l'emploi plus grandes pour les propriétaires, et ce quelle que soit l'issue de l'épisode d'emploi (voir la figure 4).

2.2.2 Caractéristiques des individus en emploi

Les caractéristiques individuelles correspondant aux épisodes d'emploi sont décrites dans le tableau 7.

La proportion d'occupants propriétaires s'élève à 55%, parmi lesquels 77% ont des emprunts en cours, tandis que les locataires du secteur privé représentent 45% de l'échantillon des épisodes d'emploi. Si la structure du ménage prédominante est celle des couples avec enfant, on observe qu'elle est beaucoup plus fréquente parmi les individus propriétaires (71%) que chez les locataires (29%). *A contrario*, ces derniers sont plus largement caractérisés par la vie en couple sans enfants (45%), puis par le célibat (22%). Les familles monoparentales ne représentent qu'une fraction marginale des individus en emploi (4% en moyenne). On note également que le conjoint des individus propriétaires qui sont en couple est dans les trois-quarts des cas en situation d'emploi, contre seulement la moitié pour les locataires.

La structure par âge est également très différenciée en fonction du statut résidentiel puisque 85% des individus propriétaires ont plus de 30 ans, tandis qu'on observe l'inverse pour 70% des locataires. Cet aspect n'est pas sans influence sur les différences de niveau de diplôme entre locataires et propriétaires : ces derniers ont plus tendance à être peu ou pas diplômés. Néanmoins, on ne constate pas de clivage très marqué en termes du type d'emploi occupé, hormis pour quelques distinctions du secteur d'activité : l'appartenance au secteur public s'avère supérieure pour les propriétaires, tandis que les locataires sont légèrement plus représentés dans le commerce et les services aux entreprises.

La majorité des individus de l'échantillon sont localisés dans des communes rurales (27%), dans des unités urbaines de grande taille (21%) ou dans l'agglomération parisienne (12%). A ce niveau, les propriétaires se différencient des locataires du secteur privé par leur plus grande tendance à résider en milieu rural. Cependant, les moyennes des taxes locales, calculées par département et taille d'unité urbaine, ne font pas apparaître de différence marquée entre locataires et propriétaires.

Enfin, on note que les propriétaires ont une probabilité deux fois plus grande d'avoir fait un héritage que les locataires du secteur privé.

3 Modélisation économétrique

Au delà des informations descriptives et de l'étude non paramétrique des transitions individuelles sur les marchés de l'emploi et du logement, on propose dans cette section une modélisation de l'influence du statut de propriétaire sur la durée des épisodes d'emploi.

3.1 Modélisation de la durée en emploi

La spécification retenue correspond à un modèle standard de hasard proportionnel mélangé (*Mixed Proportional Hazard*), initialement développé par Lancaster (1979) et repris dans de nombreux travaux en microéconométrie du travail (Van den Berg (2001) présente une exposition détaillée), notamment au sujet des liens entre statut résidentiel et durée d'emploi.

3.1.0.1 Modèle de durée à risques concurrents On adopte le cadre d'analyse des modèles de durée à destinations multiples (voir par exemple Lancaster, 1990) afin d'évaluer les probabilités de transition d'un emploi vers l'une de trois destinations possibles : un autre emploi, le chômage ou l'inactivité. On considère que la durée en emploi est représentée par la variable aléatoire continue T , dont la distribution est donnée par les fonctions de répartition $F(t)$ et de densité $f(t)$. Une caractérisation alternative et équivalente de cette distribution est fournie par la notion de survie dans l'emploi : notée $S(t)$, elle correspond à la probabilité de rester en emploi au moins pendant une durée t , soit $S(t) = 1 - F(t) = \bar{F}(t)$. La probabilité qu'un individu dont la durée d'emploi est t quitte son emploi pour la destination k sur l'intervalle de temps $[t, t + dt]$ est donnée par :

$$\theta_k(t) = \lim_{dt \rightarrow 0} \frac{P(t \leq T \leq t + dt, D_k = 1 | T \geq t)}{dt}, k = e, u, o \quad (1)$$

où $D_{k=e,u,o}$ prend la valeur 1 si l'individu quitte son emploi pour un autre emploi ($k = e$), pour le chômage ($k = u$), ou pour l'inactivité ($k = o$). Les θ_k sont les intensités de transition vers l'état k , dont les contreparties empiriques correspondent à la fraction des individus employés en t qui quittent leur emploi pour l'un des états de destination k dans l'intervalle de temps suivant. En supposant l'indépendance entre les différentes destinations, la probabilité d'une sortie vers l'état k est évaluée en ignorant les possibilités de sortie vers les autres destinations, et l'on peut réécrire l'intensité de transition vers k comme un taux de hasard latent spécifique à la destination k :

$$\theta_k(t) = \lim_{dt \rightarrow 0} \frac{P(t \leq T_k \leq t + dt | T_k \geq t)}{dt} = \frac{-\partial \bar{F}_k(t) / \partial t}{\bar{F}_k(t)} = \frac{f_k(t)}{\bar{F}_k(t)}, k = e, u, o \quad (2)$$

où $\bar{F}_k(t)$ est la fonction de survie spécifique à la destination k , *i.e.* la probabilité de survie jusqu'en t sans transition vers k , et $f_k(t)$ la densité correspondante. On considère ainsi que l'on observe la durée $T = \min \{T_e, T_u, T_o, T_c\}$, où T_c correspond à un épisode d'emploi en cours, *i.e.* dont la durée est censurée à droite. Dans ces conditions, la fonction de hasard global $\theta(t)$, c'est-à-dire le taux instantané de sortie d'emploi conditionnel à une durée d'emploi t , est la somme des taux de hasard vers les différentes destinations possibles :

$$\theta(t) = \sum_k \theta_k(t), k = e, u, o \quad (3)$$

Sachant que $f(t) = -\frac{d(1-F(t))}{dt}$, on peut toujours écrire sous l'hypothèse que $S(0) = 1$ la fonction de survie en termes du hasard intégré :

$$\bar{F}(t) = \exp \left\{ - \int_0^t \theta(s) ds \right\} = \exp \left\{ - \int_0^t \sum_k \theta_k(s) ds \right\} = \prod_k \bar{F}_k(t) \quad (4)$$

Pour l'ensemble des réalisations des D_k et T dans l'échantillon, la vraisemblance est le produit des vraisemblances individuelles :

$$l = \exp \left\{ - \int_0^t \sum_k \theta_k(s) ds \right\} \prod_k \theta_k(t)^{d_k} \quad (5)$$

La log-vraisemblance ll associée aux réalisations des D_k et T est alors :

$$ll = \sum_k \left[d_k \log \theta_k(t) - \int_0^t \theta_k(s) ds \right] \quad (6)$$

3.1.0.2 Données de durée groupées Les durées en emploi étant observées par intervalles mensuels, il est nécessaire d'établir les analogues discrets des fonctions de hasard et de survie précédentes (Kalbfleisch et Prentice, 1980). On suppose donc que les sorties d'emploi se produisent sur des intervalles de temps définis par les dates $t_1 < \dots < t_j$, $j = 1, \dots, m$, un seul type de sortie pouvant se réaliser sur chaque intervalle $j = [t_{j-1}, t_j)$. Le hasard discret pour le $j^{ième}$ intervalle est donné par :

$$\tilde{\theta}(j) = 1 - \frac{\bar{F}(t_j)}{\bar{F}(t_{j-1})} = 1 - \frac{\exp \left\{ - \int_0^{t_j} \sum_k \tilde{\theta}_k(s) ds \right\}}{\exp \left\{ - \int_0^{t_{j-1}} \sum_k \tilde{\theta}_k(s) ds \right\}} = 1 - \exp \left\{ - \int_{t_{j-1}}^{t_j} \sum_k \tilde{\theta}_k(s) ds \right\} \quad (7)$$

Le hasard spécifique à une destination k s'écrit :

$$\tilde{\theta}_k(j) = 1 - \exp \left[- \int_{t_{j-1}}^{t_j} \tilde{\theta}_k(s) ds \right] \quad (8)$$

En supposant que les transitions ne se produisent qu'aux dates définissant les intervalles, on obtient pour l'ensemble des réalisations des D_k et T dans l'échantillon la vraisemblance définie par :

$$\tilde{l} = \exp \left\{ - \int_0^t \sum_k \tilde{\theta}_k(s) ds \right\} \prod_k \tilde{\theta}_k(t)^{d_k} \quad (9)$$

La log-vraisemblance $\tilde{ll}$ associée aux réalisations des D_k et T est alors :

$$\tilde{ll} = \sum_k \left[d_k \log \tilde{\theta}_k(t) - \int_0^t \tilde{\theta}_k(s) ds \right] \quad (10)$$

3.1.0.3 Paramétrisation du modèle On retient une spécification de hasard proportionnel (Cox, 1972) de la forme :

$$\tilde{\theta}_k(t|x_t, \nu_k) = \tilde{\theta}_{k0}(t) \exp(\beta'_k x_t + \nu_k) \quad (11)$$

où θ_0 est le hasard de base, permettant de capturer la dépendance temporelle de l'intensité de transition vers l'état k , x_t est un ensemble de caractéristiques observables pouvant éventuellement varier avec le temps (sur des intervalles spécifiques), ν_k capture l'effet des caractéristiques inobservables ; et β est un vecteur de paramètres à estimer. Compte-tenu de ces choix de spécification, le taux de survie sur l'intervalle j s'écrit :

$$\begin{aligned} \bar{F}(j) &= \exp \left[- \sum_k \int_{t_{j-1}}^{t_j} \tilde{\theta}_k(s|x_t, \nu_k) ds \right] \\ &= \exp \left[- \sum_k \exp(\beta'_k x_t + \nu_k + \gamma_{jk}) \right] \\ &= \prod_k \bar{F}_k(j) \end{aligned} \quad (12)$$

où $\gamma_{kj} = \int_{t_{j-1}}^{t_j} \theta_{k0}(t) dt$. Le taux de hasard spécifique à la destination k s'écrit :

$$\tilde{\theta}_k = 1 - \exp \left[- \exp(\beta'_k x_t + \nu_k + \gamma_k) \right] \prod_{j=1}^{l-1} \bar{F}(j) \quad (13)$$

la vraisemblance associée aux données de durées d'emploi sur l'échantillon est donc :

$$L_d(t|x_t, \nu_k,) = \prod_k [(1 - \tilde{\theta}_{jk})^{d_k} \bar{F}(j)^{1-d_k} \prod_{j=1}^{l-1} \bar{F}(j)] \quad (14)$$

3.2 Modélisation du statut résidentiel

Le choix de la propriété immobilière est représenté par la variable latente h^* qui dépend d'un ensemble de caractéristiques observées x_t, z_t , les variables x_t étant similaires à celles introduites dans l'équation de durée, tandis que z_t est spécifique à l'équation de choix de statut résidentiel, et inobservées ν_h , supposées fixes dans le temps. On retient une spécification de forme logit pour représenter le choix observé h d'être propriétaire de son logement à la période t ⁸, si bien que :

$$P(h_t^* > 0) = P(h_t = 1|x_t, z_t, \nu_h) = \frac{\exp(\beta'_h x_t + \xi'_h z_t + \nu_h)}{1 + \exp(\beta'_h x_t + \xi'_h z_t + \nu_h)} \quad (15)$$

La vraisemblance correspondante pour l'ensemble des observations des choix de statut résidentiel est :

$$L_h(h|x_t, z_t, \nu_h) = \prod_{t=1}^{t=T} P(h_t = 1|x_t, z_t, \nu_h)^{h_t} (1 - P(h_t = 1|x_t, z_t, \nu_h))^{1-h_t} \quad (16)$$

8. La période t correspond ici à une année.

3.3 Modélisation jointe, hétérogénéité inobservée et estimation

Les individus ayant opté pour la propriété immobilière comme mode d'occupation de leur logement sont *a priori* susceptibles d'être caractérisés par une plus grande tendance à la stabilité, ou par des anticipations optimistes, dues éventuellement à de meilleures capacités, quant à leurs perspectives sur le marché de l'emploi. Si les caractéristiques observables qui conditionnent le choix du statut résidentiel ne capturent pas complètement ce processus de sélection des individus dans la propriété immobilière, les variables omises représentées par le terme d'hétérogénéité seront corrélées avec les caractéristiques inobservées de l'équation de durée dans l'emploi.

Au delà de cet aspect, la prise en compte de l'hétérogénéité inobservée dans les modèles de durée est nécessaire afin d'éviter d'obtenir des résultats biaisés par une dépendance temporelle fallacieuse (Lancaster, 1979). En effet, le poids dans l'échantillon des individus dotés de caractéristiques favorables à une sortie rapide de l'état considéré (les individus "movers") s'amoindrit au cours du processus temporel envisagé. *A contrario*, les individus qui présentent des caractéristiques inobservables tendant à les maintenir dans l'état occupé (les individus "stayers") sont de plus en plus représentés. Ainsi, si l'hétérogénéité inobservée n'est pas contrôlée, le taux de sortie de l'état considéré devient nécessairement de plus en plus faible, sans pour autant qu'il existe en effet une dépendance négative à la durée de séjour.

On suppose que toute l'hétérogénéité individuelle inobservée est prise en compte par les termes ν_k, ν_h , et que leur corrélation restitue l'ensemble des variations simultanées inexpliquées par les caractéristiques observables entre les décisions de transition sur le marché de l'emploi et les choix de statut résidentiel. Les termes d'hétérogénéité inobservée sont par ailleurs supposés orthogonaux aux caractéristiques observées. Dans ces conditions, la vraisemblance, conditionnelle à l'hétérogénéité, totale du modèle est donnée par :

$$L = \int_{\nu_e} \int_{\nu_u} \int_{\nu_o} \int_{\nu_h} L_d(t|x_t, \nu_e) L_d(t|x_t, \nu_u) L_d(t|x_t, \nu_o) L_h(h|x_t, z_t) dF(\nu_e, \nu_u, \nu_o, \nu_h) \quad (17)$$

où $F(\cdot)$ est la fonction de répartition jointe des termes d'hétérogénéité inobservés, qu'il est nécessaire de spécifier pour obtenir la vraisemblance inconditionnelle de l'échantillon. On retient une distribution non paramétrique des termes d'hétérogénéité en supposant que les individus sont répartis selon une probabilité p_q en q types particuliers définis par un vecteur de points de support $\nu_q = ((\nu_e^q, \nu_u^q, \nu_o^q, \nu_h^q))$, avec $p_q = Pr(\nu_e = \nu_e^q, \nu_u = \nu_u^q, \nu_o = \nu_o^q, \nu_h = \nu_h^q)$ (cette approche inspirée d'Heckman et Singer (1984) est utilisée par Belzil et Hansen (2002). La log-vraisemblance inconditionnelle de l'échantillon devient alors :

$$LL = \sum_q p_q [L_e(t|x_t, \nu_e^q) L_u(t|x_t, \nu_u^q) L_o(t|x_t, \nu_o^q) L_h(h|x_t, z_t, \nu_h^q)] \quad (18)$$

En pratique, on fixe de façon arbitraire le nombre de types à deux, avec la normalisation $\nu_1 = (0)$, et une spécification logistique des probabilités p_q , soit $p_1 = \frac{1}{1+\exp p_2}$ et $p_2 = \frac{\exp p_2}{1+\exp p_2}$. Idéalement, on souhaiterait augmenter le nombre de types supposés dans l'échantillon, mais le temps d'estimation du modèle contraint pour le moment à limiter à deux catégories d'individus la dimension de l'hétérogénéité⁹.

9. Théoriquement, ce type de modélisation de l'hétérogénéité requiert l'utilisation d'un algorithme EM (Expectation-

3.4 Identification de l'effet causal du statut résidentiel

La littérature sur la causalité s'est énormément développée dans les travaux micro-économétriques, compte-tenu de la nécessité d'identification et de différenciation entre co-variation statistique, effets de sélection, et véritable causalité. S'agissant de l'étude de la durée passée en emploi, il est également important de pouvoir distinguer l'effet de la dépendance temporelle. A l'instar des travaux recensés dans l'introduction, deux aspects méthodologiques peuvent permettre de prétendre à l'identification d'un effet causal du statut résidentiel sur la durée des emplois : la prise en compte d'effets fixes individuels et le calendrier des événements associé, et l'utilisation de restrictions identifiantes.

3.4.1 Calendrier des événements et prise en compte de l'hétérogénéité

Les données utilisées présentent l'avantage de suivre les individus dans le temps, tant au niveau de leurs transitions sur le marché de l'emploi qu'à celui des changements de statut résidentiel. Ainsi, il est possible d'observer pour un même individu des changements de mode d'occupation du logement au cours d'un épisode d'emploi particulier, ou entre épisodes pour les individus qui sont observés sur plusieurs épisodes d'emploi.

Tout d'abord, en tenant compte de l'existence des caractéristiques inobservées et de leur corrélation entre les deux processus, les variations résiduelles de la variable de statut résidentiel entre épisodes d'emploi pour un même individu sont alors évaluées nettes des effets de sélection dans le mode d'occupation du logement - sous l'hypothèse que l'hétérogénéité individuelle soit constante dans le temps, et que les variables explicatives rendent compte correctement des évolutions de la structure des préférences individuelles, comme le précisent de Graafland et van Leuvensteijn (2007). On observe ainsi qu'environ 7% des épisodes d'emploi de notre échantillon d'étude sont caractérisés par une modification du statut résidentiel (voir le tableau 7).

De plus, en reprenant les arguments de Abbring et Van den Berg (2003), les différences de durée d'emploi entre groupes d'individus caractérisés par les mêmes niveaux d'hétérogénéité inobservée sont alors attribuables à la dépendance temporelle ou à l'effet causal du statut résidentiel, deux sources que les variations de situations entre groupes permettent d'identifier.

L'utilisation du calendrier des événements étant notamment basée sur l'hypothèse cruciale de l'absence d'anticipation des effets du choix effectué¹⁰, ce qui dans le contexte d'Abbring et Van den Berg peut apparaître justifié mais le semble beaucoup moins dans le nôtre, il est apparu important de renforcer l'identification de l'effet causal du statut résidentiel par l'utilisation de variables instrumentales.

Maximisation) développé par Dempster, Laird et Rubin (1977) car les méthodes Newton-Raphson ou quasi-Newton conduisent à une accumulation des erreurs d'approximation numérique et à une instabilité de l'estimation. L'algorithme EM présente cependant l'inconvénient de résulter en un temps de calcul très long. On a retenu face à ces contraintes, et compte-tenu de différentes expérimentations l'algorithme DFP (Davidon-Fletcher-Powell) qui améliore les problèmes d'instabilité rencontrés avec Newton-Raphson en un temps de calcul « raisonnable ». L'estimation est initialisée avec les paramètres estimés issus des modèles indépendants, et ses résultats restent conditionnels à cet ensemble de valeurs initiales.

10. Dans notre contexte, l'hypothèse d'absence d'effets d'anticipations revient à postuler que préalablement à la réalisation de leur choix de statut résidentiel, les individus ne modifient pas leur comportement en ce qui concerne leurs décisions de transition sur le marché de l'emploi.

3.4.2 Utilisations de restrictions identifiantes

On utilise deux variables instrumentales, considérées comme des déterminants du choix du statut résidentiel mais supposées être sans effets sur la durée passée en emploi. La première d'entre elle est la variable indiquant si l'individu a bénéficié ou fait don au cours de la vague précédant l'enquête d'un héritage. L'impact attendu sur la probabilité d'être propriétaire est positif, tandis qu'on le pense nul sur la probabilité de quitter l'emploi occupé. Bien entendu, cette variable reflète les origines familiales des individus ou leur patrimoine accumulé, c'est pourquoi on suppose qu'elle influence la probabilité d'être propriétaire. Mais par là-même on peut envisager qu'elle est aussi liée aux caractéristiques inobservables influençant les comportements sur le marché du travail. Cependant, de par la construction de l'échantillon et le caractère annuel de collecte des informations individuelles, la variable d'héritage correspond à un événement survenu l'année précédant la vague d'enquête tandis que les épisodes d'emplois considérés ne sont que des épisodes récents. Comme par ailleurs, une bonne partie des épisodes d'emploi dont on observe la date de commencement ne s'achèvent pas avant la fin de l'enquête (le tableau 6 indique que 54% des épisodes d'emploi sont censurés), on peut penser que la variable d'héritage n'est pas liée à l'épisode d'emploi courant. La dépendance avec les épisodes d'emplois passés est contrôlée par l'introduction de caractéristiques captant l'hétérogénéité des individus sur le marché du travail.

Deuxièmement, on a calculé par taille d'unité urbaine et département les quantiles correspondant au montant moyen des taxes locales (taxe foncière et taxe d'habitation). On espère à travers cette variable représenter les aménités liées au lieu de résidence, qui sont censées augmenter la probabilité d'être propriétaire de son logement¹¹ sans pour autant modifier les probabilités de transition sur le marché de l'emploi. Il convient de noter que la variable d'héritage restitue bien une variation exogène au niveau individuel influençant le choix du statut résidentiel, la variable captant la fiscalité locale et les aménités liées au lieu de résidence est par construction groupée et ne saurait donc capter qu'une variation agrégée. Elle est ainsi potentiellement soumise aux biais d'effets corrélés, endogènes ou contextuels soulevés par Manski (1993). Cependant, il est peu probable que les niveaux d'agrégation retenus (département et taille d'unité urbaine) correspondent à un tri sélectif des individus susceptibles de capter des effets de voisinage significatifs¹².

4 Applications du modèle et résultats

4.1 Variables explicatives retenues

On présente successivement les variables retenues comme explicatives communes aux équations du modèle, puis celles qui sont spécifiques à chacune.

11. Cette variable capte également un effet de coût du logement.

12. On a pensé à d'autres variables candidates au rôle d'instrument du fait de leur forte corrélation avec le statut de propriétaire : le statut de non-fumeur de l'individu, ou la fréquence de ses relations avec ses voisins. En dépit de leur corrélation importante avec la probabilité d'être propriétaire, elles captent des effets de préférence pour le présent ou de capital social qui sont des déterminants importants des décisions et de leurs résultats sur le marché du travail. Les variables démographiques, particulièrement celles qui sont contemporaines, utilisées dans certaines études comme l'âge et le revenu, ou même le nombre d'enfants, sont clairement des facteurs liés au marché du travail.

4.1.1 Variables communes aux équations du modèle

Les facteurs démographiques classiques des individus sont pris en compte à travers une série de variables.

Le genre est *a priori* susceptible d'exercer des influences contraires dans chaque équation : d'un côté les femmes ont plus fréquemment que les hommes des trajectoires professionnelles marquées par l'instabilité et des sorties d'emploi plus fréquentes [Havet (2006) , Blöss *et al.* (1994)] ; d'autre part une régularité des études sur les déterminants des choix de statut résidentiel est d'observer une probabilité plus élevée pour les femmes d'être propriétaire. La nationalité française ou étrangère des individus est également prise en compte. L'âge est retenu parmi les déterminants des deux équations : en tant que *proxy* de l'expérience sur le marché du travail, on attend globalement un effet négatif sur le taux de sortie de l'emploi, hormis pour les transitions vers l'inactivité ; l'effet sur le choix de la probabilité d'être propriétaire est *a priori* positif, conformément aux théories du cycle de vie. Il en va de même pour la structure familiale de l'individu : les couples avec enfants étant plus susceptibles d'être propriétaires, tandis que l'inverse est attendu pour les personnes célibataires.

Des attributs liés plus spécialement au marché de l'emploi et aux conditions de vie sont également introduits à travers les variables représentant les catégories de diplôme, le statut professionnel du conjoint de l'individu le cas échéant, la catégorie professionnelle (employé, ouvrier, professions intermédiaires et intellectuelles), et les types de secteur d'activité.

Enfin, on prend en compte des variables indicatrices pour la taille de l'unité urbaine de la zone de résidence, en distinguant l'agglomération parisienne : l'impact attendu est surtout du côté du choix de statut résidentiel, avec un effet négatif de la taille sur la probabilité d'être propriétaire.

4.1.2 Variables spécifiques à l'équation de statut résidentiel : instruments

Comme mentionné au dernier paragraphe de la section précédente, les variables utilisées à titre d'instrument sont la variable d'héritage, et les classes correspondant aux montants de taxes locales du lieu de résidence, calculées par taille d'unité urbaine et département. On s'attend à un effet positif de ces variables sur la probabilité d'être propriétaire.

4.1.3 Variables spécifiques à l'équation de durée en emploi : statut résidentiel et dépendance temporelle

La variable de statut résidentiel est introduite dans l'équation de durée afin d'évaluer l'impact de la propriété immobilière sur le taux de sortie de l'emploi : d'après les études tant théoriques qu'appliquées évoquées dans l'introduction, on s'attend à un impact négatif du statut de propriétaire sur la probabilité de transition entre emplois ; l'effet sur le risque de chômage est *a priori* positif mais les travaux empiriques mettent plutôt l'inverse en évidence ; concernant enfin le taux de sortie de l'emploi vers l'inactivité, les statistiques descriptives tendent à mettre en évidence un taux d'inactivité relativement plus important des propriétaires.

On effectue en outre une seconde série d'estimations dans lesquelles on introduit une variable représentant les emprunts en cours liés à l'achat du logement ou à la réalisation de gros travaux. On s'attend pour cette catégorie d'individus à des effets renforcés du statut résidentiel pour ce qui concerne les changements d'emploi. Cette variable peut également permettre de distinguer un effet d'immobilité *per se* de la propriété immobilière dû aux préférences des individus, de celui des contraintes financières qui renforcent les coûts de mobilité.

On tient compte de la dépendance temporelle à travers une série de variables indicatrices de la durée passée en emploi selon le découpage suivant : durée d'emploi inférieure à un an, durée d'emploi comprise entre 1 et 3 ans, durée d'emploi comprise entre 3 et 5 ans, et durée d'emploi supérieure à 5 ans. En théorie, un découpage encore plus fin permettrait de saisir complètement non-paramétriquement la forme du taux de hasard, mais l'estimation du modèle est compliquée par l'introduction de variables supplémentaires. Ce type de spécification présente l'avantage de laisser libre la forme du hasard de base par rapport à des spécifications paramétriques [Meyer (1990), Han and Hausman (1990)].

4.1.4 Individu de référence

Parmi les différentes modalités des variables explicatives retenues, on a déterminé les catégories de référence de façon à obtenir des résultats interprétables par rapport à un individu moyen représentatif. Le croisement des principaux attributs individuels a conduit à retenir comme individu de référence un homme de nationalité française, locataire dans le secteur privé, âgé de moins de trente ans, vivant en couple sans enfant, dont le conjoint travaille, exerçant la profession d'employé dans le secteur du commerce. La taille de l'unité urbaine de résidence a été fixée à la commune rurale, et le montant des taxes locales correspond à leur premier intervalle. Les résultats n'étaient pas sensibles à un choix alternatif de ces deux derniers attributs de localisation.

4.2 Déterminants de la durée en emploi et sélection dans le statut résidentiel

Les tableaux 8 et 11 présentent les résultats des estimations menées successivement pour les probabilités de transition vers un nouvel emploi et le chômage, conjointement au choix de statut résidentiel¹³. On a cependant estimé un modèle auxiliaire à risque concurrents où l'on compare les probabilités de changement d'emploi avec et sans mobilité : ces résultats sont disponibles dans l'annexe 5. Les tableaux 9 et 12 reproduisent quant à eux les résultats des mêmes estimations lorsque l'on tient compte des contraintes financières des individus liées à leurs charges d'emprunt. L'estimation des modèles relatifs aux sorties d'emploi vers l'inactivité n'a pas mis en évidence de différence significative entre locataires et propriétaires et ses résultats sont renvoyés dans le tableau 14 de l'annexe 5. La première colonne de chaque tableau propose une estimation du modèle de durée d'emploi sans traitement de l'endogénéité du mode d'occupation du logement. Les deuxième et troisième colonnes de chaque tableau correspondent respectivement à l'estimation conjointe de l'équation de durée en emploi et de statut résidentiel.

13. En effet, l'estimation du modèle complet à risques concurrents s'étant avérée délicate, on a dû se résoudre à mener des estimations distinctes pour les différents risques. Le même type de problème est mentionné par exemple par Battu *et al.* (2008) en raison de la trop grande corrélation entre les différentes issues possibles aux épisodes d'emploi.

4.2.1 Les déterminants du statut résidentiel

L'impact des différentes co-variables sur le choix de la propriété immobilière comme statut d'occupation est sensiblement le même dans les deux séries d'estimations reportées dans les tableaux 8, 11, 9 et 12 : on commente donc les résultats obtenus de façon globale. On retrouve la plupart des effets attendus des variables explicatives. Ainsi, toutes choses étant égales par ailleurs, les femmes ont une probabilité plus élevée d'avoir choisi la propriété, contrairement aux individus de nationalité étrangère.

Par rapport aux individus en couple sans enfants, les couples avec enfants sont de manière significative plus susceptibles d'avoir opté pour la propriété ; on observe l'inverse pour les familles mono-parentales et les célibataires.

Le statut professionnel du conjoint le cas échéant est lui aussi déterminant puisque les individus dont le conjoint est employé ont une plus grande probabilité d'être propriétaires de leur logement. L'effet négatif d'avoir son conjoint au chômage est relativement plus grand que celui obtenu lorsque le conjoint est inactif.

Les effets des variables d'âge sont également en conformité avec les attentes : *ceteris paribus* la probabilité d'être propriétaire augmente avec l'âge.

En revanche, on observe peu d'effets significatifs des variables d'éducation ou de catégorie professionnelle : seuls les individus titulaires d'un diplôme de l'enseignement technique court se distinguent de ceux qui n'ont aucun diplôme par une probabilité plus grande d'être propriétaire de leur logement. De plus, il n'existe pas de différence significative entre les employés, les ouvriers et les professions intellectuelles quant à leur propension à la propriété : celle-ci s'avère plus élevée uniquement pour les professions intellectuelles.

L'appartenance au secteur public contribue positivement à la probabilité d'être propriétaire, mais on observe des effets contrastés au niveau des secteurs d'activité : les individus exerçant dans les secteurs du commerce, des industries lourdes ou des biens intermédiaires, de l'énergie et de la construction, et des services aux entreprises ne sont pas significativement différents quant à leur choix de statut résidentiel ; cependant l'exercice professionnel dans les secteurs de l'industrie agro-alimentaire, du transport, de la finance et de l'immobilier, des services aux particuliers et des services publics, ainsi que l'administration, diminue significativement la probabilité d'être propriétaire.

L'impact du type d'unité urbaine dans lequel l'individu réside est significativement négatif et augmente en valeur absolue avec le nombre d'habitants la composant.

Enfin, les instruments retenus dans l'équation de statut résidentiel sont significatifs : le fait d'avoir reçu un héritage ou fait une donation est associé à une plus grande probabilité d'être propriétaire. Il en est de même pour le montant des taxes locales dont on interprète les effets comme ceux des aménités liées au lieu de résidence.

4.2.2 Les déterminants de la durée en emploi

Les estimations des probabilités de fin des épisodes d'emploi indiquent des impacts différenciés de certaines variables explicatives selon le type de transition considéré, nouvel emploi ou chômage, tandis que certains facteurs jouent dans le même sens quelle que soit l'issue envisagée. Dans les deux cas, on observe une dépendance temporelle négative : plus la durée passée dans l'emploi est longue, plus la probabilité que l'épisode prenne fin est faible. De même, les femmes expérimentent des risques de transition plus élevés que les hommes, tandis que l'on ne note pas d'influence significative de la nationalité de l'individu. L'appartenance au secteur public diminue également la probabilité de quitter son emploi pour un autre ou pour le chômage.

Les autres variables exercent des effets plus différenciés en fonction de l'issue à l'épisode d'emploi. En particulier, si la structure familiale ne semble pas influencer significativement les probabilités de transition vers un autre emploi, le fait d'avoir des enfants au sein du couple diminue significativement le risque de transition vers le chômage. Lorsque le conjoint est chômeur, la probabilité de changer d'emploi est significativement plus élevée, ainsi que celle de transiter vers le chômage, mais dans des proportions plus importantes. L'inactivité du conjoint n'influence aucun des risques de transition quant à elle.

L'âge de l'individu diminue les risques de transition quels qu'ils soient, mais dans une mesure plus importante en ce qui concerne les changements d'emploi.

L'effet des variables d'éducation se manifeste différemment selon le type de sortie : les diplômés de l'enseignement supérieur long ont à la fois des changements d'emploi plus fréquents et un risque de chômage plus faible, tandis que pour les diplômés de l'enseignement supérieur court c'est simplement ce dernier effet qui apparaît. Les risques de chômage pour les autres catégories de diplômes ne sont pas significativement différents, mais les titulaires d'un diplôme de l'enseignement technique long ou d'un bac général quittent plus fréquemment leur emploi pour un autre.

On constate un risque de chômage spécifiquement plus élevé pour les ouvriers, qui ont également tendance, mais dans une mesure plus réduite, à changer plus fréquemment d'emploi. *A contrario* les professions intellectuelles et intermédiaires effectuent significativement moins de transitions professionnelles. L'appartenance aux secteurs des services aux particuliers et publics et de l'administration induisent des probabilités plus élevées que l'emploi occupé prenne fin, en particulier pour ce qui concerne le risque de chômage. C'est l'inverse quant au risque de chômage qui se produit dans les secteurs de la finance et de l'immobilier ainsi que de l'industrie des biens intermédiaires. Dans ce dernier, ainsi que dans l'industrie automobile et des biens d'équipements, les probabilités de changer d'emploi sont réduites, alors qu'elles sont plus élevées dans le secteur des transports.

Résider dans l'agglomération parisienne réduit significativement la probabilité de fin de l'emploi, et de façon plus importante si le risque de chômage est considéré. Ce dernier est également réduit dans certaines unités urbaines de petite taille ou moyenne par rapport aux zones de résidence rurales.

4.2.3 L'impact du statut résidentiel

Le statut de propriétaire exerce une influence significativement négative sur les taux de transition hors de l'emploi, qu'il s'agisse de changement d'emploi ou de risque de chômage, l'effet étant plus prononcé dans ce dernier cas. La prise en compte de l'endogénéité de la variable de statut résidentiel ne modifie pas fondamentalement ce résultat : la baisse du taux de transition vers un autre emploi est moins prononcée lorsque le modèle conjoint est estimé, tandis que la réduction du risque de chômage est un peu plus importante. Globalement, les effets des autres variables demeurent similaires, tout en marquant une légère diminution en valeur absolue.

4.2.3.1 Transitions entre emplois Si l'on s'intéresse plus précisément aux résultats des estimations des taux de hasard vers un autre emploi (tableau 8), on constate que le terme représentant l'hétérogénéité non observée, qui influençait négativement et significativement la probabilité de transition professionnelle dans le modèle indépendant [colonne (1)], n'est plus significatif dans le modèle joint [colonnes (2)]. On peut penser que les caractéristiques inobservées correspondent donc à des facteurs qu'on ignorait dans le modèle impliquant seulement le marché du travail, mais qui jouent plutôt un rôle quant aux choix effectués sur le marché du logement. Cette analyse semble confirmée puisque les résultats relatifs au choix de statut résidentiel indiquent l'existence de deux types d'individus dont les attributs inobservés jouent en sens opposés sur la probabilité d'être propriétaires. Un premier groupe d'individus est ainsi moins susceptible d'avoir choisi la propriété pour des raisons non contrôlées par les variables explicatives, tandis que pour un second groupe, majoritaire, l'inverse se produit. Bien que le terme d'hétérogénéité non observée correspondant à cette deuxième population soit négatif dans l'équation représentant le taux de hasard, il est difficile d'en déduire que les spécificités tendant à augmenter la propension à la propriété diminuent la mobilité professionnelle. En effet, le terme d'hétérogénéité dans l'équation représentant cette dernière n'est pas significatif, et si la corrélation entre les deux équations est négative, l'écart-type (simulé) qui lui est associé est trop important pour qu'elle ait une signification statistique.

Les mêmes observations quant à l'hétérogénéité inobservée se dégagent des résultats des estimations incluant la variable de contraintes financières (tableau 9). Mais un nouvel enseignement s'en dégage, puisqu'il apparaît que ce sont clairement les contraintes financières liées à la propriété immobilière qui jouent dans le sens d'une moindre mobilité professionnelle, et non une préférence des individus pour l'immobilité associée à ce statut résidentiel. Cette ligne d'idée est en accord avec les commentaires faits à propos de l'influence des attributs inobservés.

Les résultats du modèle de changement d'emploi à risques concurrents avec ou sans mobilité (disponibles dans le tableau 13 de l'annexe 5) indiquent en outre qu'il n'existe pas de différence significative entre propriétaires et locataires en ce qui concerne les transitions entre emplois lorsqu'aucune mobilité n'est associée. En revanche, les propriétaires ont une probabilité de changer d'emploi en effectuant une mobilité significativement plus faible que les locataires du secteur privé. On observe de plus que les individus ayant choisi la propriété immobilière sont caractérisés par des spécificités inobservées qui tendent à diminuer leur probabilité de transition vers des emplois distants.

Les résultats mis en évidence par l'estimation des taux de hasard entre l'emploi courant et un nouvel emploi correspondent à ceux obtenus pour d'autres pays, à l'exception de van Leuvensteijn et

Koning (2004) pour les Pays-Bas. En conditionnant le choix de statut résidentiel par la durée passée en emploi, ces auteurs montrent en effet que la stabilité résidentielle représentée par la propriété immobilière est induite par la stabilité professionnelle. Dans cet ordre d'idée, il est en effet restrictif de ne pas tenir compte du type de contrat de travail correspondant à un épisode d'emploi particulier : la durée des emplois, les destinations suivant une sortie d'emploi, mais aussi les caractéristiques en termes de statut sur le marché du logement sont particulièrement différenciées en fonction du type de contrat comme le recense le tableau 10. Tout d'abord et par nature, la durée moyenne des contrats à durée indéterminée (CDI) est supérieure à celle des contrats à durée déterminée (CDD) ¹⁴.

On observe également une importante démarcation entre CDI et CDD relativement aux issues qui prévalent lorsque l'épisode d'emploi prend fin. Enfin, on constate que des individus propriétaires de leur logement sont pour plus des trois-quarts d'entre eux employés en CDI, tandis que moins de 60% des locataires sont dans ce cas. Au delà des caractéristiques individuelles observables (en particulier l'âge et la situation familiale) et des contraintes institutionnelles qui conditionnent l'accès à la propriété à l'exercice d'une activité professionnelle pérenne, on peut imaginer que certains attributs inobservés qui influencent le choix du statut résidentiel comme le goût pour la stabilité sont également des facteurs de choix du type contractuel de l'activité professionnelle. Un test économétrique de ces influences est cependant délicat puisque l'on se heurte à la question de la modélisation de la probabilité d'être en CDI, et à la difficulté d'en trouver un instrument valide (qui ne soit pas lié à la durée de l'emploi). Alternativement, on peut envisager d'étudier la question uniquement pour les individus en situation de contrat à durée indéterminée, mais se heurter alors au problème de sélection de l'échantillon. En première approximation, on a estimé les mêmes modèles que précédemment sur l'échantillon des individus détenteurs d'un contrat de travail à durée indéterminée. Ces résultats, préliminaires, sont disponibles dans l'annexe le tableau 15 de l'annexe 5. On constate en effet que l'influence négative du statut résidentiel sur le taux de hasard vers un autre emploi n'est plus significative. Ces résultats rejoignent les conclusions de van Leuvensteijn et Koning (2004) dans le sens où la stabilité professionnelle semble à l'origine de la stabilité résidentielle. Nonobstant ces remarques, on note également que les conclusions tirées de l'échantillon constitué par l'ensemble des employés en considérant l'influence des contraintes financières relatives au logement font écho à la problématique de "negative equity" particulièrement développé au Royaume-Uni (voir Henley, 1998) par rapport à son impact sur la mobilité, tant professionnelle que résidentielle. Cette terminologie fait référence aux situations financières difficiles de propriétaires ayant contracté des emprunts pour l'achat de leur logement, et dont le montant des remboursements restant rattrape ou dépasse la valeur de leur propriété.

Pour conclure, on a répliqué la spécification de van Leuvensteijn et Koning (2004) (introduisant la durée passée dans l'emploi dans l'équation de statut résidentiel), sur l'échantillon des seuls employés en CDI, et en tenant des contraintes financières d'une partie des propriétaires. Les résultats (disponibles dans l'annexe 5) indiquent que pour cette dernière catégorie d'individus, le risque de changement d'emploi est négatif au seuil de significativité de 11%.

Au final, les estimations conduites révèlent que les propriétaires sont caractérisés par des taux de transitions vers un emploi distant inférieurs à celui des locataires privés. Sur le marché local, les propriétaires ne semblent pas effectuer moins de transitions entre emplois que les locataires. Globalement, l'effet négatif du statut de propriétaire sur les changements professionnels transite à la fois par la mobilité réduite induite par ce statut quand il s'agit d'accepter un emploi impliquant un chan-

14. Sont ici inclus tous les contrats à durée fixes, y compris les contrats d'intérim et les contrats saisonniers

gement résidentiel, changement d'autant moins fréquent que des contraintes d'emprunt pèsent sur les propriétaires de logement, mais aussi par leur taux d'emploi dans des contrats à durée indéterminée plus important.

4.2.3.2 Transitions vers le chômage Comme mentionné un peu plus haut, l'effet du statut de propriétaire sur le risque de transition vers le chômage est négatif et très significatif, comme l'indique le tableau 11. On constate de plus que cet effet augmente en valeur absolue lorsque le modèle prend en compte conjointement l'estimation du choix de la propriété immobilière. En effet, alors que le modèle ne comprenant que l'estimation du taux de hasard vers le chômage mettait en évidence l'existence d'un groupe d'individus dont les attributs inobservés diminuent la probabilité d'entrer au chômage, le modèle joint indique en outre que ce même groupe a une probabilité plus faible de faire partie des propriétaires pour des raisons non contrôlées par les variables explicatives observées. *A contrario*, il existe un deuxième groupe d'individus employés caractérisés par une hétérogénéité inobservée augmentant à la fois leur propension à être propriétaires, et leur risque de chômage. Cependant, comme précédemment pour les transitions entre emplois, la corrélation (positive) entre les termes d'hétérogénéité relatifs aux marchés de l'emploi et du logement n'est pas statistiquement significative.

Le tableau 12 précise l'effet des contraintes financières pesant sur les propriétaires remboursant encore des emprunts. Le coefficient associé à la variable représentant le statut résidentiel demeure négatif et tout autant significatif bien que d'ampleur plus faible. Une partie de son influence est en effet captée maintenant par la variable représentant les contraintes d'emprunt qui joue également de façon négative et significative. En outre, le coefficient du terme d'hétérogénéité dans l'équation de hasard a diminué et n'est plus statistiquement représentatif. Le coefficient de corrélation entre les termes d'hétérogénéité demeure non différent de zéro au sens statistique.

L'estimation auxiliaire sur l'échantillon des seuls individus titulaires d'un contrat à durée indéterminée (tableau 16 de l'annexe 5) indique que l'effet de réduction du risque de transition vers le chômage associé au statut de propriétaire est maintenu, contrairement aux effets mis en évidence pour les transitions d'emploi à emploi. Les observations quant aux attributs inobservés faites plus haut sur l'échantillon complet des employés demeurent également valides.

5 Conclusions

L'estimation des taux de hasard de l'emploi courant vers un nouvel emploi ou vers le chômage à partir de spécifications discrètes de modèles proportionnels mélangés sur les données françaises du *Panel Européen des Ménages* ne permettent d'accréditer que partiellement les mécanismes suggérés par Oswald (1997b), et formalisés à partir des modèles de recherche d'emploi "sur le tas" incorporant des coûts de mobilité.

Un impact positif du statut de propriétaire sur la durée d'emploi se dégage, en particulier si des contraintes financières liées au logement pèsent sur les individus, ou si un changement d'emploi doit impliquer une mobilité résidentielle. À ce niveau on trouve l'indication d'une validité des prédictions d'Oswald ou des modèles théoriques de recherche.

D'autre part, le statut de propriétaire exerce un impact significatif sur la réduction du risque de chômage, que l'on tienne compte ou non du type de contrat de travail. On est ici à l'opposé des prédictions d'Oswald ou des modèles de recherche d'emploi, mais en phase avec la littérature empirique.

Dans l'approche partielle qui a été considérée, les résultats mis en évidence pourraient sembler contradictoires quant au niveau de salaire des propriétaires : leur plus grande stabilité dans l'emploi devrait se manifester par des salaires supérieurs à ceux obtenus par les locataires, mais la réduction du risque de chômage devrait transiter au contraire par l'acceptation de salaires plus bas. Une façon de réconcilier ces divergences est de prendre en compte le côté demande du marché et d'examiner non plus les processus de transitions individuels mais la qualité des appariements formés sur le marché du travail. Réinterprétés dans ce sens, les résultats précédents indiquent en effet que les propriétaires sont caractérisés par une meilleure qualité d'appariement dans la mesure où la durée des emplois en constitue un indicateur ¹⁵ [Jovanovic (1979), Mortensen (1988)].

Références

- Abbring, J. H. & van den Berg, G. J. (2003), 'The nonparametric identification of treatment effects in duration models', *Econometrica* **71**(5), 1491–1517.
- Belot, M. & van Ours, J. C. (2001), 'Unemployment and labor market institutions : An empirical analysis', *Journal of Japanese and International Economies* **15**(4), 403–418.
- Belzil, C. & Hansen, J. (2002), 'Unobserved ability and the return to schooling', *Econometrica* **70**(5), 2075–2091.
- Blöss, T., Frickey, A. & Noví, M. (1994), 'Modes d'entrée dans la vie adulte et trajectoires sociales des femmes mariées', *Population* **3**, 637–656.
- Boehm, T. P. (1981), 'Tenure choice and expected mobility : A synthesis', *Journal of Urban Economics* **10**(3), 375–389.
- Böheim, R. & Taylor, M. P. (September 2002), 'Tied down or room to move ? investigating the relationships between housing tenure, employment status and residential mobility in Britain', *Scottish Journal of Political Economy* **49**, 369–392(24).
- Brunet, C. (2008), Propriété immobilière et trajectoires individuelles sur le marché du travail : applications microéconométriques, PhD thesis, Université de Lyon.
- Brunet, C. & Havet, N. (2009), 'The impact of homeownership on job-match quality perceptions', *mimeo* . mimeo.
- Brunet, C. & Lesueur, J.-Y. (2004), 'Le statut résidentiel affecte-t-il la durée de chômage ? : Applications microéconométriques sur données françaises', *Revue Économique* **55**(3), 569–578.
- Burdett, K. (1978), 'A theory of employee job search and quit rates', *The American Economic Review* **68**(1), 212–220.
- Burgess, S. M. (1992), 'A search model with job changing costs : 'eurosclerosis' and unemployment', *Oxford Economic Papers* **44**(1), 75–88.

15. La portée de cette conclusion est examinée dans une étude connexe à travers une mesure subjective de la qualité des appariements, voir Brunet (2008) et Brunet et Havet (2009).

- Catte, P., Girouard, N., Price, R. & André, C. (2004), 'Contribution des marchés du logement à la résilience économique', *Revue Economique de l'OCDE* **38**(1), 139–173.
- Chambaz, C. (2001), 'Les jeunes adultes en europe : indépendance résidentielle, activité, ressources.', *Recherches et prévisions* **65**, 53–71.
- Cox, D. R. (1972), 'Regression models and life tables', *Journal of the Royal Statistical Society Series B* **34**, 187220.
- de Graaff, T. & van Leuvensteijn, M. (2007), 'The impact of housing market institutions on labour mobility : A european cross country comparison', *CPB Discussion Paper*.
- Debrand, T. & Taffin, C. (2005), 'Les facteurs structurels et conjoncturels de la mobilité résidentielle depuis 20 ans', *Economie et Statistique* **381-382**, 125–146.
- Dempster, A. P., Laird, N. M. & Rubin, D. B. (1977), 'Maximum likelihood from incomplete data via the em algorithm', *Journal of the Royal Statistical Society. Series B (Methodological)* **39**(1), 1–38.
- Dietz, R. D. & Haurin, D. R. (2003), 'The social and private micro-level consequences of homeownership', *Journal of Urban Economics* **54**(3), 401–450.
- DiPasquale, D. & Glaeser, E. L. (1999), 'Incentives and social capital : Are homeowners better citizens ?', *Journal of Urban Economics* **45**(2), 354–384.
- Dujardin, C. & Goffette-Nagot, F. (2006), Neighborhood effects, public housing and unemployment in france, ERSA conference papers ersa06p362, European Regional Science Association.
- Flatau, P., Forbes, M., Wood, G. & Hendershott, P. (2002b), 'Home ownership and unemployment in australia', *Working Paper – Economics, Murdoch University* **190**.
- Flatau, P., Forbes, M., Wood, G., Hendershott, P. & O'Dwyer, L. (2002a), 'Home ownership and unemployment : Does the oswald thesis hold for australian regions ?', *Working Paper – Economics, Murdoch University* **189**.
- Gobillon, L. (2001), 'Emploi, logement et mobilité résidentielle', *Economie et Statistique* **349-350**(9/10), 77–98.
- Goss, E. P. & Phillips, J. M. (1997), 'The impact of home ownership on the duration of unemployment', *Review of Regional Studies* **27**, 9–27.
- Green, R. & Hendershott, P. (2001), 'Home-ownership and the duration of unemployment : a test of the oswald hypothesis', *NBER Working Paper*.
- Green, R. K. & White, M. J. (1997), 'Measuring the benefits of homeownership : effects on children', *Journal of Urban Economics* **41**(3), 441–461.
- Han, A. & Hausman, J. A. (1990), 'Flexible parametric estimation of duration and competing risk models', *Journal of Applied Econometrics* **1**, 1–28.
- Havet, N. (2006), 'L'insertion professionnelle des jeunes et mesures publiques : des trajectoires différenciées entre hommes et femmes.', *Annales d'Economie et de Statistiques* **81**, 225–251.
- Heckman, J. & Singer, B. (1984), 'A method for minimizing the impact of distributional assumptions in econometric models for duration data', *Econometrica* **52**(2), 271–320.
- Henley, A. (1998), 'Residential mobility, housing equity and the labour market', *The Economic Journal* **108**(447), 414–427.
- Hey, J. D. & McKenna, C. J. (1979), 'To move or not to move ?', *Economica* **46**(182), 175–85.

- Jovanovic, B. (1979), 'Job matching and the theory of turnover', *The Journal of Political Economy* **87**(5), 972–990.
- Kalbfleisch, J. & Prentice, R. (1980), *The Statistical Analysis of Failure Time Data*, Wiley, New-York.
- Laferrère, A. (2005), 'Quitter le nid : entre forces centripètes et centrifuges', *Economie et Statistique* **381-382**, 147–175.
- Lancaster, T. (1979), 'Econometric methods for the duration of unemployment', *Econometrica* **47**(4), 939–956.
- Lancaster, T. (1990), *The Econometric Analysis of Transition Data*, Cambridge University Press.
- Lincot, L. & Rieg, C. (2003), 'Les conditions de logement des ménages en 2002, enquête logement 2002', *INSEE Résultats* (20).
- Manski, C. F. (1993), 'Identification of endogenous social effects : The reflection problem', *The Review of Economic Studies* **60**(3), 531–542.
- Meyer, B. D. (1990), 'Unemployment insurance and unemployment spells', *Econometrica* **58**, 757–782.
- Mortensen, D. T. (1988), 'Wages, separations, and job tenure : On-the-job specific training or matching ?', *Journal of Labor Economics* **6**(4), 445–71.
- Nickell, S. (1998), 'Unemployment : Questions and some answers', *Economic Journal* **108**(448), 802–816.
- Nickell, S. & Layard, R. (1999), Labor market institutions and economic performance, in O. C. Ashenfelter & D. Card, eds, 'Handbook of Labour Economics', Vol. 3C, North Holland, pp. 3029–3084.
- Nickell, S., Nunziata, L. & Ochel, W. (2005), 'Unemployment in the oecd since the 1960s. what do we know ?', *The Economic Journal* **115**, 1–27.
- Nickell, S., Nunziata, L., Ochel, W. & Quintini, G. (2003), The Beveridge curve, unemployment and wages in the OECD from the 1960s to the 1990s, in P. Aghion, R. Frydman, J. Stiglitz & M. Woodford, eds, 'Knowledge, Information, and Expectations in Modern Macroeconomics : In Honor of Edmund S. Phelps', Princeton University Press.
- Oreopoulos, P. (2003), 'The long-run consequences of living in a poor neighborhood', *The Quarterly Journal of Economics* **118**(4), 1533–1575.
- Oswald, A. J. (1996), A conjecture on the explanation for high unemployment in the industrialised nations : part one, Economic Research Papers 475, University of Warwick.
- Oswald, A. J. (1997a), 'Thoughts on NAIRU', *Correspondence to Journal of Economic Perspectives* **11**, 227–228.
- Oswald, A. J. (1997b), 'Theory of homes and jobs', *University of Warwick, mimeo*.
- Oswald, A. J. (1998), 'The missing piece of unemployment puzzle'.
- Smith, L., Rosen, K. & Fallis, G. (1988), 'Recent developments in economic models of housing markets', *Journal of Economic Literature* **26**, 29–64.
- van den Berg, G. J. (1992), 'A structural dynamic analysis of job turnover and the costs associated with moving to another job', *The Economic Journal* **102**(414), 1116–1133.
- Van den Berg, G. J. (2001), 'Duration models : specification, identification and multiple durations'.
- van Leuvensteijn, M. & Koning, P. (2000), 'The effect of home-ownership on labor mobility in the netherlands : Oswald's theses revisited', *CPB Netherlands* (173).

- van Leuvensteijn, M. & Koning, P. (2004), 'The effect of home-ownership on labor mobility in the netherlands', *Journal of Urban Economics* **55**(3), 580–596.
- Whitehead, C. & Scanlon, K., eds (2007), *Social Housing in Europe*, LSE London.

Tableaux et figures

FIGURE 1 – Répartition des individus selon leur statut résidentiel

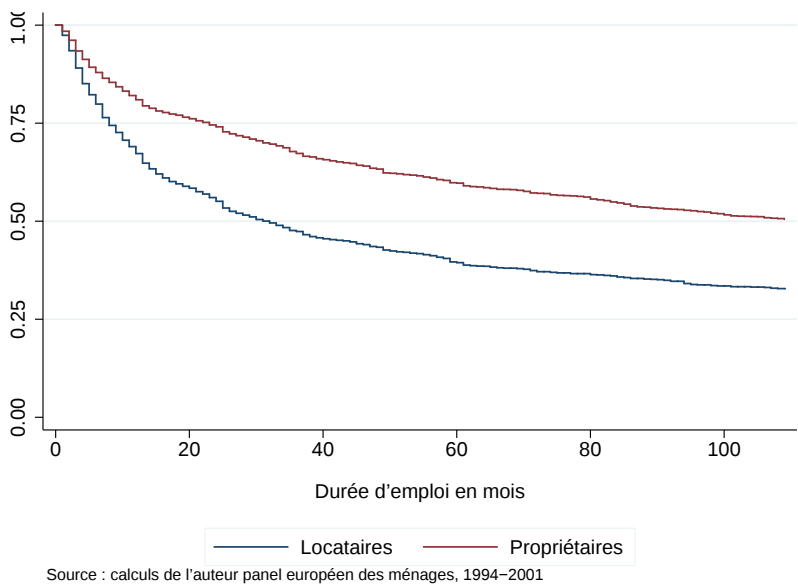
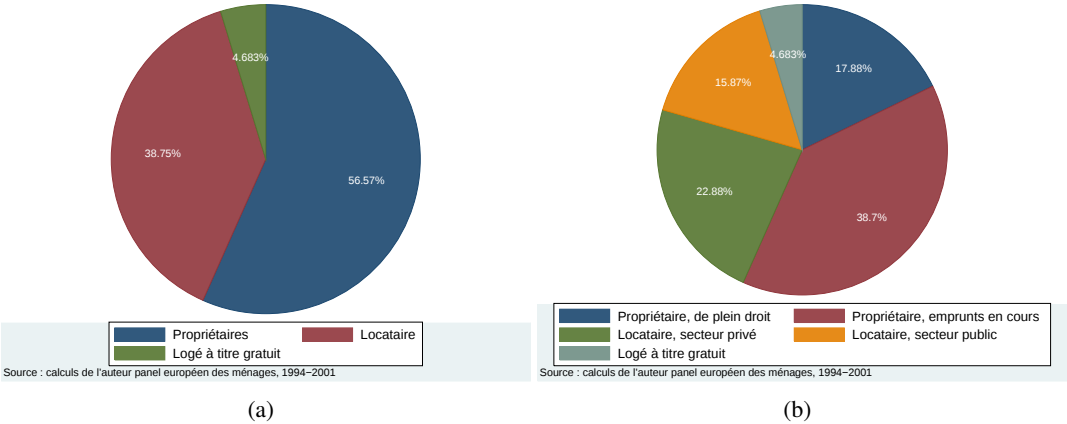


FIGURE 2 – Fonctions de survie dans l’emploi, Locataires vs. Propriétaires

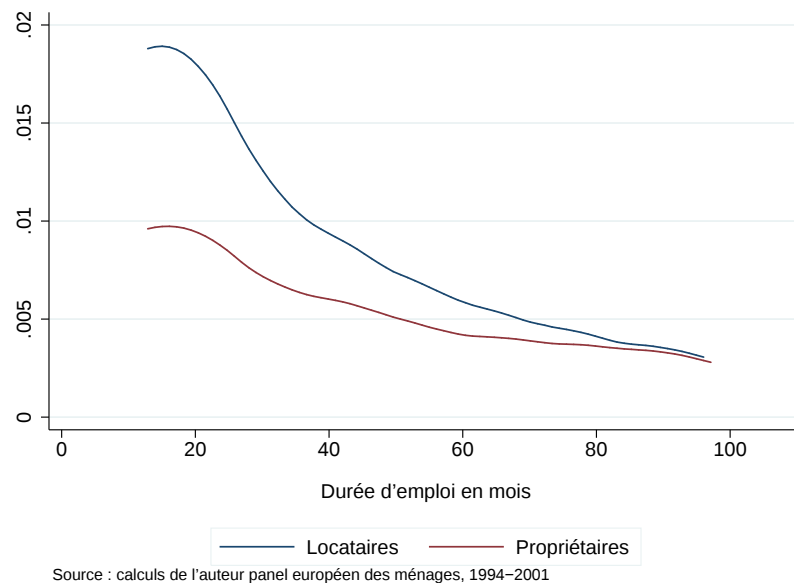
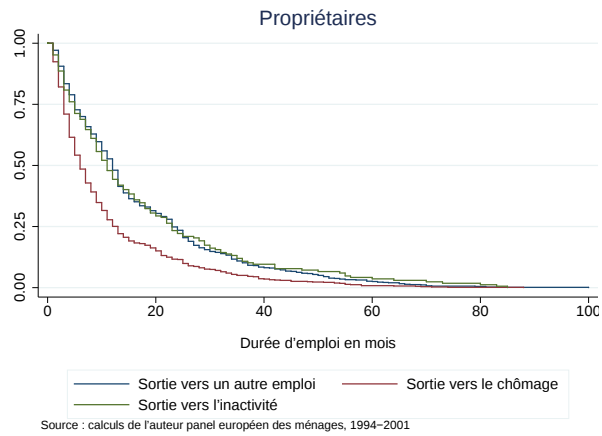
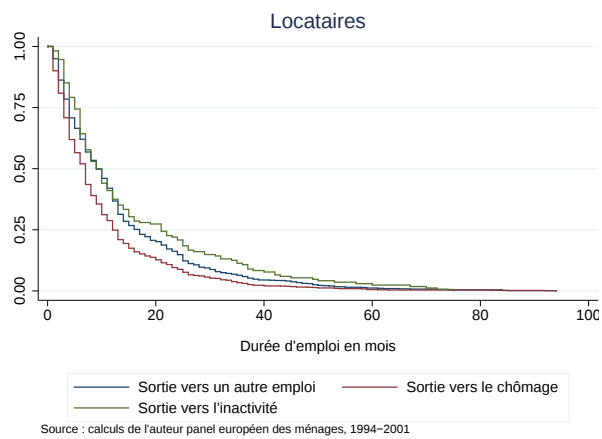


FIGURE 3 – Fonctions de hasard, Locataires vs. Propriétaires

FIGURE 4 – Fonctions de survie dans l'emploi selon le type de sortie



(a)



(b)

TABLE 1 – Caractéristiques des individus selon trois modes du statut résidentiel

	Statut résidentiel							
	Propriétaires		Loc. priv.		Loc. pub.		Total	
	Freq.	Pct	Freq.	Pct	Freq.	Pct	Freq.	Pct
Genre								
Homme	12816	46.2	5212	48.6	3842	47.9	21870	47.1
Femme	14901	53.8	5521	51.4	4186	52.1	24608	52.9
Type de Ménage								
Famille monoparentale	923	3.3	606	5.6	904	11.3	2433	5.2
Couple avec enfant(s)	19272	69.5	4810	44.8	4411	54.9	28493	61.3
Couple sans enfant	5994	21.6	3135	29.2	1545	19.2	10674	23.0
Personne seule	1528	5.5	2182	20.3	1168	14.5	4878	10.5
Âge								
17-29 ans	1447	5.2	4209	39.2	2131	26.5	7787	16.8
30-39 ans	7570	27.3	3405	31.7	2666	33.2	13641	29.3
40-49 ans	10368	37.4	1938	18.1	1967	24.5	14273	30.7
50-60 ans	8332	30.1	1181	11.0	1264	15.7	10777	23.2
Diplôme le plus élevé								
Ens. Sup. long	2588	9.3	1531	14.3	313	3.9	4432	9.5
Ens. Sup. court	3431	12.4	1685	15.7	634	7.9	5750	12.4
Ens. Tech. long, Bac.gén.	4597	16.6	2093	19.5	1088	13.6	7778	16.7
Ens. Technique court	8452	30.5	2845	26.5	2691	33.5	13988	30.1
Aucun diplôme ou brevet	8649	31.2	2579	24.0	3302	41.1	14530	31.3
Statut sur le marché du travail								
Inactivité	4547	16.4	1011	9.4	1080	13.5	6638	14.3
Chômage	1417	5.1	1075	10.0	1041	13.0	3533	7.6
Emploi	21753	78.5	8647	80.6	5907	73.6	36307	78.1
Nombre de mobilités								
Aucune mobilité	25446	91.8	7557	70.4	6666	83.0	39669	85.4
Une mobilité	1434	5.2	1859	17.3	895	11.1	4188	9.0
Deux mobilités	564	2.0	852	7.9	327	4.1	1743	3.8
Trois mobilités et +	273	1.0	465	4.3	140	1.7	878	1.9
Ancienneté dans le logement								
1-2 ans	2696	9.9	3834	38.3	1586	20.8	8116	18.0
3-5 ans	4076	14.9	3131	31.3	2251	29.5	9458	21.0
6-10 ans	5862	21.5	1730	17.3	1834	24.0	9426	21.0
> 11 ans	14680	53.7	1321	13.2	1965	25.7	17966	40.0
Total	27717	100.0	10733	100.0	8028	100.0	46478	100.0

Source : PEM 1994-2001, calculs de l'auteur

TABLE 2 – Distances et motifs de la mobilité résidentielle

	Emploi		Motif de la mobilité Logement		Total	
Distance						
Mobilité intracommunale	18.3	40.0	81.7	46.3	100.0	45.0
Mobilité intercommunale	16.3	16.1	83.7	21.4	100.0	20.3
Mobilité interdépartementale	48.7	15.7	51.3	4.3	100.0	6.6
Mobilité interrégionale	68.9	23.2	31.1	2.7	100.0	6.9
Mobilité distance inconnue	4.8	4.9	95.2	25.3	100.0	21.1
Total	20.6	100.0	79.4	100.0	100.0	100.0

Source : PEM 1994-2001, calculs de l'auteur

TABLE 3 – Mobilités résidentielle et professionnelle

	Changement de statut d'activité				Total	
	Non		Oui			
	Pct	Pct	Pct	Pct	Pct	Pct
Motif de la mobilité						
Mobilité, motif d'emploi	82.0	2.8	18.0	3.9	100.0	3.0
Mobilité, motif logement, autre	84.9	11.3	15.1	12.5	100.0	11.5
Pas de mobilité	86.5	85.9	13.5	83.6	100.0	85.5
Total	86.2	100.0	13.8	100.0	100.0	100.0

Source : PEM 1994-2001, calculs de l'auteur

TABLE 4 – Calendriers d’activité et résidentiel

	Statut résidentiel							
	Loc. pub.		Loc. priv.		Propri.		Total	
	No.	%	No.	%	No.	%	No.	%
Type d’épisode								
Episode d’emploi	3,035	64.0	4,872	66.6	6,699	71.0	14,606	68.0
Episode de chômage	1,324	27.9	1,969	26.9	1,645	17.4	4,938	23.0
Episode d’inactivité	380	8.0	476	6.5	1,091	11.6	1,947	9.1
dont épisode de mobilité	1,073	22.6	2,876	39.3	689	7.3	4,638	21.6
<i>lié à l’emploi</i>	657	21.6	1,865	38.3	480	7.2	3,002	20.6
<i>lié au chômage</i>	343	25.9	817	41.5	139	8.4	1,299	26.3
<i>lié à l’inactivité</i>	73	19.2	194	40.8	70	6.4	337	17.3
Total	4,739	100	7,317	100.0	9,435	100.0	21,491	100.0

Source : PEM 1994-2001, calculs de l’auteur

TABLE 5 – Statut résidentiel et calendrier d’activité

	Statut résidentiel							
	Loc. pub.		Loc. priv.		Propri.		Total	
	Moy.	ec-type	Moy.	ec-type	Moy.	ec-type	Moy.	ec-type
Nombre d’épisodes par individu	7.32	5.71	7.05	22.31	5.19	5.33	6.30	5.55
dont emploi	6.70	5.60	6.35	5.24	4.56	4.90	5.61	5.25
dont chômage	9.26	5.81	8.84	5.70	8.47	6.51	8.83	6.02
dont inactivité	5.53	4.45	6.74	5.04	4.16	3.92	5.06	4.46
Durée de l’épisode (en mois)	25.48	29.56	22.31	27.16	39.94	36.95	30.74	33.33
dont emploi	29.76	32.20	27.30	29.72	45.57	38.04	36.18	35.34
dont chômage	13.11	16.06	9.92	12.17	13.37	14.84	11.92	14.29
dont inactivité	34.32	31.06	23.09	28.55	45.27	36.09	37.69	34.67

Source : PEM 1994-2001, calculs de l’auteur

TABLE 6 – Caractéristiques des épisodes d’emploi

	Statut résidentiel					
	<i>Locataires</i>	<i>Propriétaires</i>	<i>Total</i>	<i>Locataires</i>	<i>Propriétaires</i>	<i>Total</i>
	No.	No.	No.	%	%	%
Durée d’emploi						
Emploi < 1 an	2006	1484	3490	41.28%	24.82%	32.20%
Emploi 1-3 ans	1447	1418	2865	29.78%	23.72%	26.43%
Emploi 3-5ans	580	900	1480	11.94%	15.05%	13.66%
Emploi > 5 ans	826	2177	3003	17.00%	36.41%	27.71%
Type de sortie						
Censure	2293	3586	5879	47.19%	59.98%	54.24%
Sortie vers un autre emploi	1071	1123	2194	22.04%	18.78%	20.24%
Sortie vers le chômage	1286	997	2283	26.47%	16.68%	21.06%
Sortie vers l’inactivité	209	273	482	4.30%	4.57%	4.45%
Changement statut résidentiel						
Non	4246	5771	10017	87.38%	96.52%	92.42%
Oui	613	208	821	12.62%	3.48%	7.58%
Total	4859	5979	10838	100.00%	100.00%	100.00%
Nombre d’épisodes d’emploi	Moy.	Min.	Max.	Ec. T.		
Locataires privés	2.92	1.00	15.00	2.29		
Propriétaires	2.62	1.00	18.00	2.52		
Total	2.76	1.00	18.00	2.43		

Source : PEM, calculs de l’auteur

TABLE 7 – Caractéristiques moyennes des individus en emploi

Variables binaires	Locataires	Propriétaires	Total
Statut résidentiel	0.45	0.55	1
Emprunt en cours	-	0.77	0.77
Femme	0.52	0.58	0.55
Nationalité étrangère	0.04	0.03	0.04
Structure familiale			
Couple sans enfant	0.42	0.19	0.30
Couple avec enfant	0.32	0.72	0.54
Famille mono-parentale	0.04	0.03	0.04
Personne seule	0.21	0.06	0.13
Statut du conjoint			
Conjoint employé	0.54	0.74	0.65
Conjoint chômeur	0.10	0.05	0.07
Conjoint inactif	0.10	0.12	0.11
NA ou non renseigné	0.25	0.09	0.16
Âge			
17–29 ans	0.61	0.10	0.33
30–39 ans	0.24	0.34	0.30
40–49 ans	0.11	0.37	0.25
50–60 ans	0.04	0.19	0.12
Diplôme			
Aucun diplôme ou brevet	0.21	0.30	0.26
Ens. Technique court	0.26	0.32	0.29
Ens. Tech. long, Bac.gén.	0.22	0.18	0.20
Ens. Sup. court	0.18	0.12	0.15
Ens. Sup. long	0.14	0.08	0.10
Profession			
Employé	0.38	0.37	0.38
Ouvrier	0.26	0.26	0.26
Prof. intellectuelle	0.12	0.12	0.12
Prof. intermédiaire	0.23	0.25	0.24
Secteur			
Secteur privé	0.63	0.57	0.60
Secteur public	0.22	0.31	0.27
Secteur non renseigné	0.15	0.11	0.13
Secteur d'activité			
IAA et biens de conso.	0.07	0.07	0.07
Ind. auto., biens d'équip.	0.05	0.06	0.05
Ind. biens interm.	0.07	0.07	0.07
Énergie et Construction	0.07	0.07	0.07
Commerce	0.15	0.13	0.14
Transport	0.05	0.04	0.04
Finance et Immobilier	0.05	0.04	0.05
Services entreprises	0.11	0.09	0.10
Serv. part. et publics	0.25	0.25	0.25
Administration	0.14	0.17	0.16
Taille d'unité urbaine			
Commune rurale	0.18	0.35	0.27
< 5000 habitants	0.05	0.06	0.05
[5000 – 10000[habitants	0.07	0.06	0.06
[10000 – 20000[habitants	0.06	0.06	0.06
[20000 – 50000[habitants	0.08	0.06	0.06

Suite page suivante...

... Suite du tableau 7

Variables binaires	Locataires	Propriétaires	Total
[50000 – 100000[habitants	0.09	0.06	0.07
[100000 – 200000[habitants	0.10	0.07	0.08
[200000 – 2000000[habitants	0.24	0.17	0.20
Agglomération parisienne	0.15	0.11	0.13
Héritage ou donation	0.03	0.07	0.05
Taxes locales			
Taxes locales [0 – 370[	0.22	0.19	0.20
Taxes locales [370 – 470[	0.18	0.20	0.19
Taxes locales [470 – 580[	0.18	0.22	0.20
Taxes locales [580 – 750[	0.22	0.20	0.21
Taxes locales [750 et +[	0.20	0.19	0.20

Source: PEM 1994-2001, calculs de l'auteur

TABLE 8 – Transitions vers un autre emploi

	Taux de hasard		Propriétaire	
	(1)	(2)	(2)	
	Coef. et éc.type	Coef. et éc.type	Coef. et éc.type	
Dépendance temporelle				
Emploi < 1 an	-4,591***	(0,23)	-4,407***	(0,16)
Emploi 1 – 3 ans	-4,889***	(0,19)	-4,776***	(0,16)
Emploi 3 – 5 ans	-5,626***	(0,18)	-5,546***	(0,18)
Emploi > 5 ans	-5,581***	(0,19)	-5,515***	(0,19)
Propriétaire	-0,217***	(0,06)	-0,199**	(0,08)
Femme	0,668***	(0,07)	0,640***	(0,06)
Nationalité étrangère	0,113	(0,14)	0,104	(0,13)
			-0,490***	(0,12)
Struct. fam. (Réf. : couple sans enfant)				
Couple avec enfant	-0,053	(0,06)	-0,050	(0,06)
Famille mono-parentale	-0,185	(0,13)	-0,178	(0,13)
Personne seule	-0,040	(0,08)	-0,043	(0,08)
			-0,821***	(0,08)
Statut conjoint (Réf. : conjoint employé)				
Conjoint chômeur	0,189*	(0,09)	0,186*	(0,09)
Conjoint inactif	0,031	(0,09)	0,028	(0,08)
			-0,437***	(0,08)
Âge (17–29 ans)				
30-39 ans	-0,382***	(0,07)	-0,375***	(0,07)
40-49 ans	-0,698***	(0,08)	-0,678***	(0,08)
50-60 ans	-0,812***	(0,10)	-0,782***	(0,10)
			3,171***	(0,13)
Diplôme (Réf. : aucun ou primaire)				
Ens. Technique court	0,027	(0,07)	0,022	(0,06)
Ens. Tech. long. Bac. gén.	0,179*	(0,08)	0,168*	(0,07)
Ens. Sup. court	0,127	(0,09)	0,116	(0,08)
Ens. Sup. long	0,286**	(0,11)	0,271**	(0,10)
			-0,062	(0,11)
Profession (Réf. : employé)				
Prof. intellectuelle	-0,389***	(0,10)	-0,372***	(0,09)
Prof. intermédiaire	-0,322***	(0,07)	-0,304***	(0,06)
Ouvrier	0,150*	(0,08)	0,145*	(0,07)
			0,034	(0,07)
Secteur (Réf. : secteur privé)				
Secteur public	-0,200**	(0,06)	-0,189***	(0,06)
			0,426***	(0,07)
Secteur d'activité (Réf. : commerce)				
IAA et biens de conso.	-0,125	(0,12)	-0,121	(0,11)
Ind.auto., biens d'équip.	-0,324*	(0,14)	-0,313*	(0,13)
Ind. biens interm.	-0,363**	(0,13)	-0,345**	(0,12)
Énergie et Construction	-0,033	(0,12)	-0,035	(0,12)
Transport	0,402**	(0,12)	0,382***	(0,11)
Finance et Immobilier	-0,160	(0,13)	-0,152	(0,12)
Services entreprises	0,134	(0,10)	0,129	(0,09)
Serv. part. et publics	0,294***	(0,08)	0,285***	(0,08)
Administration	0,238**	(0,09)	0,234**	(0,09)
			-0,511***	(0,09)
Réf. : Taille d'unité urbaine (rurale)				
<5000habitants	0,031	(0,10)	0,032	(0,10)
[5000 – 10000]habitants	0,092	(0,10)	0,090	(0,09)
[10000 – 20000]habitants	0,050	(0,10)	0,044	(0,10)
[20000 – 50000]habitants	0,024	(0,10)	0,022	(0,10)
[50000 – 100000]habitants	0,101	(0,10)	0,096	(0,09)
[100000 – 200000]habitants	-0,030	(0,09)	-0,024	(0,09)
[100000 – 2000000]habitants	-0,048	(0,07)	-0,040	(0,07)
			-1,027***	(0,09)

Suite page suivante...

... Suite du tableau 8

	Taux de hasard		Propriétaire	
	(1)	(2)	(2)	
	Coef. et éc.type	Coef. et éc.type	Coef. et éc.type	
Agglomération parisienne	-0,212*	(0,09)	-0,201*	(0,08)
Héritage ou donation			-1,133***	(0,10)
Taxes locales (Réf. : [0 – 370[)			0,442***	(0,11)
Taxes locales[370 – 470[			0,428***	(0,08)
Taxes locales[470 – 580[			0,549***	(0,08)
Taxes locales[580 – 750[			0,464***	(0,08)
Taxes locales[750et + [			0,596***	(0,09)
Constante			-4,141***	(1,02)
Hétérogénéité	-2,770*	(1,71)	-0,225	(0,16)
Probabilités	$p_0 = 0,94^{***}$	(.)	$p_0 = 0,19^{***}$	(.)
	$p_1 = 0,06^{**}$	(0,02)	$p_1 = 0,81^{***}$	(0,14)
Corrélation $\rho_{\nu_h \nu_e}$	-0.006	(0.99)		
Chi^2	2587,197		3229,704	
Nb.d'obs.	321776		321776	
Log-vrais.	-12114	-16780		

Seuils de significativité : * : 10% ** : 5% *** : 1%.

Note : Le modèle (1) correspond à l'estimation simple du taux de hasard, et le modèle (2) à l'estimation conjointe avec l'équation de statut résidentiel.

TABLE 9 – Transitions vers un autre emploi

	Taux de hasard		Propriétaire			
	(1) Coef. et éc.type		(2) Coef. et éc.type		(2) Coef. et éc.type	
Dépendance temporelle						
Emploi < 1 ans	-4,418***	0,11	-4,391***	0,16		
Emploi 1 – 3 ans	-4,78***	0,11	-4,759***	0,16		
Emploi 3 – 5 ans	-5,55***	0,13	-5,531***	0,18		
Emploi > 5 ans	-5,532***	0,15	-5,505***	0,19		
Propriétaire	-0,097	0,08	-0,084	0,10		
Emprunts en cours (propri.)	-0,126*	0,08	-0,132*	0,08		
Femme	0,637***	0,06	0,636***	0,06	0,379***	0,06
Nationalité étrangère	0,106	0,13	0,106	0,13	-0,490***	0,12
Struct. fam. (Réf. : couple sans enfant)						
Couple avec enfants	-0,038	0,06	-0,043	0,06	0,748***	0,07
Famille monoparentale	-0,179	0,13	-0,178	0,13	-0,940***	0,11
Personne seule	-0,044	0,08	-0,043	0,08	-0,821***	0,08
Statut conjoint (Réf. : conjoint employé)						
Conjoint chômeur	0,172**	0,09	0,182*	0,09	-0,637***	0,09
Conjoint inactif	0,02	0,08	0,02	0,08	-0,437***	0,08
Âge (17–29 ans)						
30-39 ans	-0,371***	0,06	-0,375***	0,07	1,506***	0,07
40-49 ans	-0,688***	0,07	-0,694***	0,08	2,388***	0,1
50-60 ans	-0,821***	0,09	-0,828***	0,1	3,170***	0,13
Diplôme (Réf : aucun ou primaire)						
Ens. Technique court	0,022	0,06	0,022	0,06	0,141*	0,06
Ens. Tech. long, Bac.gén.	0,166**	0,07	0,165*	0,07	0,099	0,08
Ens. Sup. court	0,115	0,08	0,115	0,08	0,033	0,09
Ens. Sup. long	0,270***	0,10	0,270**	0,1	-0,062	0,11
Profession (Réf : employé)						
Prof. intellectuelle	-0,376***	0,09	-0,377***	0,09	0,161	0,1
Prof. intermédiaire	-0,302***	0,06	-0,302***	0,06	0,235**	0,07
Ouvrier	0,137**	0,07	0,143*	0,7	0,034	0,07
Secteur (Réf : secteur privé)						
Secteur public	-0,169***	0,06	-0,190***	0,06	0,426***	0,07
Secteur d'activité (Réf. : commerce)						
IAA et biens de co so.	-0,124	0,11	-0,123	0,11	-0,342**	0,11
Ind. auto., biens d'équip	-0,311**	0,13	-0,311*	0,13	0,129	0,12
Ind. biens interm	-0,342***	0,12	-0,345**	0,12	0,021	0,11
Énergie et Constructio	-0,038	0,12	-0,038	0,12	-0,081	0,11
Transport	0,382***	0,11	0,386***	0,11	-0,288*	0,13
Finance et Immobilie	-0,150	0,12	-0,151	0,12	-0,288*	0,12
Services entreprises	0,122	0,09	0,129	0,09	0,002	0,1
Serv. part.et publics	0,2713***	0,08	0,284***	0,08	-0,417***	0,08
Administration	0,224***	0,09	0,234**	0,09	-0,511***	0,09
Réf. : Taille d'unité urbaine (rurale)						
<5000habitants	0,030	0,10	0,031	0,1	-0,601***	0,12
[5000 – 10000]habitants	0,089	0,09	0,091	0,09	-0,846***	0,11
[10000 – 20000]habitants	0,043	0,10	0,045	0,1	-0,984***	0,12
[20000 – 50000]habitants	0,024	0,10	0,026	0,1	-0,993***	0,11
[50000 – 100000]habitants	0,092	0,09	0,094	0,09	-0,918***	0,11
[100000 – 200000]habitants	-0,023	0,09	-0,021	0,09	-1,023***	0,1

Suite page suivante...

... Suite du tableau 9

	Taux de hasard				Propriétaire	
	(1)		(2)		(2)	
	Coef. et éc.type		Coef. et éc.type		Coef. et éc.type	
[100000 – 2000000]habitants	-0,042	0,07	-0,041	0,07	-1,027***	0,09
Agglomération parisienne	-0,201**	0,08	-0,202*	0,08	-1,133***	0,1
Héritage ou donation					0,442***	0,11
Taxes locales (Ré. : [0 – 370])						
Taxes locales [370 – 470					0,428***	0,08
Taxes locales [470 – 580					0,549***	0,08
Taxes locales [580 – 750					0,464***	0,08
Taxes locales [750et + [					0,597***	0,09
Constante					-4,140***	0,3
Hétérogénéité			-0,036	0,16	2,687***	0,25
Probabilités			$p_0 = 0,20$	(.)		
			$p_1 = 0,80$	***	0,15	
Corrélation $\rho_{\nu_h \nu_e}$	-0.18	(0.99)				
Chi^2	47867,000	3230,936				
Nb.d'obs.	321776,000	321776,000				
Log-vrais.	12113,316	-16778.92				

Seuils de significativité : * : 10% ** : 5% *** : 1%.

Note : Le modèle (1) correspond à l'estimation simple du taux de hasard, et le modèle (2) à l'estimation conjointe avec l'équation de statut résidentiel.

TABLE 10 – Types de contrats de travail

	CDI No.	CDD No.	Type de contrat		CDD %	Total %
			Total No.	CDI %		
Durée d'emploi						
Emploi ≤ 1 an	1154	2336	3490	15.43%	69.52%	32.20%
Emploi 1-3 ans	2016	849	2865	26.96%	25.27%	26.43%
Emploi 3-5ans	1348	132	1480	18.03%	3.93%	13.66%
Emploi ≥ 5 ans	2960	43	3003	39.58%	1.28%	27.71%
Type de sortie						
Censure	5244	635	5879	70.13%	18.90%	54.24%
Sortie vers un autre emploi	1188	1006	2194	15.89%	29.94%	20.24%
Sortie vers le chômage	757	1526	2283	10.12%	45.42%	21.06%
Sortie vers l'inactivité	289	193	482	3.86%	5.74%	4.45%
Changement statut résidentiel						
Non	6762	3255	10017	90.43%	96.88%	92.42%
Oui	716	105	821	9.57%	3.13%	7.58%
Total	7478	3360	10838	69.00%	31.00%	100.00%
Statut résidentiel						
Locataires privés	2822	2037	4859	37.74%	60.62%	44.83%
				58.08%	41.92%	100.00%
Propriétaires	4656	1323	5979	62.26%	39.38%	55.17%
				77.87%	22.13%	100.00%
Total	7478	3360	10838	69.00%	31.00%	100.00%

Source : PEM, calculs de l'auteur

TABLE 11 – Transitions vers le chômage

	Taux de hasard		Propriétaire	
	(1)	(2)	(2)	
	Coef. et éc.type	Coef. et éc.type	Coef. et éc.type	
Dépendance temporelle				
Emploi < 1 an	-4,670***	(0,22)	-3,953***	(0,19)
Emploi 1 – 3 ans	-5,263***	(0,22)	-4,948***	(0,20)
Emploi 3 – 5 ans	-5,825***	(0,22)	-5,664***	(0,21)
Emploi > 5 ans	-6,214***	(0,26)	-6,125***	(0,25)
Propriétaire	-0,606***	(0,07)	-0,613***	(0,08)
Femme	0,479***	(0,07)	0,352***	(0,06)
Nationalité étrangère	0,251	(0,15)	0,194	(0,11)
Struct. fam. (Réf. : couple sans enfant)				
Couple avec enfant	-0,237**	(0,07)	-0,182**	(0,06)
Famille monoparentale	0,075	(0,15)	-0,037	(0,12)
Personne seule	0,153	(0,09)	0,068	(0,07)
Statut conjoint (Réf. : conjoint employé)				
Conjoint chômeur	0,531***	(0,10)	0,425***	(0,08)
Conjoint inactif	-0,021	(0,10)	-0,003	(0,08)
Âge (17–29 ans)				
30-39 ans	-0,246**	(0,08)	-0,166*	(0,07)
40-49 ans	-0,340***	(0,09)	-0,183*	(0,08)
50-60 ans	-0,433***	(0,11)	-0,234*	(0,10)
Diplôme (Réf. : aucun ou primaire)				
Ens. Technique court	-0,099	(0,08)	-0,089	(0,06)
Ens. Tech. long, Bac.gén.	-0,021	(0,09)	-0,015	(0,07)
Ens. Sup. court	-0,428***	(0,11)	-0,315***	(0,09)
Ens. Sup. long	-0,582***	(0,15)	-0,475***	(0,12)
Profession (Réf. : employé)				
Prof. intellectuelle	-0,002	(0,13)	-0,009	(0,10)
Prof. intermédiaire	-0,071	(0,09)	-0,069	(0,07)
Ouvrier	0,635***	(0,09)	0,447***	(0,07)
Secteur (Réf. : secteur privé)				
Secteur public	-2,134***	(0,11)	-1,779***	(0,09)
Secteur d'activité (Réf. : commerce)				
IAA et biens de conso.	0,109	(0,12)	0,064	(0,09)
Ind.auto.,biens d'équip.	-0,104	(0,14)	-0,088	(0,11)
Ind. biens interm.	-0,336**	(0,13)	-0,251*	(0,10)
Énergie et Construction	0,106	(0,13)	0,078	(0,10)
Transport	-0,247	(0,16)	-0,183	(0,13)
Finance et Immobilier	-0,506**	(0,16)	-0,378**	(0,13)
Services entreprises	0,190	(0,11)	0,163	(0,09)
Serv. part. et publics	0,423***	(0,10)	0,370***	(0,07)
Administration	0,492***	(0,11)	0,364***	(0,09)
Taille d'unité urbaine (Réf. : rurale)				
]5000 habitants	-0,376**	(0,13)	-0,294**	(0,11)
[5000 – 10000[habitants	-0,039	(0,12)	-0,050	(0,09)
[10000 – 20000[habitants	-0,123	(0,12)	-0,122	(0,09)
[20000 – 50000[habitants	-0,370**	(0,13)	-0,290**	(0,11)
[50000 – 100000[habitants	-0,157	(0,12)	-0,100	(0,09)
[100000 – 200000[habitants	-0,085	(0,11)	-0,083	(0,08)
[100000 – 2000000[habitants	-0,153	(0,09)	-0,101	(0,07)

Suite page suivante...

... Suite du tableau 11

	Taux de hasard				Propriétaire	
	(1)		(2)		(2)	
	Coef. et éc.type		Coef. et éc.type		Coef. et éc.type	
Agglomération parisienne	-0,418***	(0,11)	-0,311***	(0,08)	-1,118***	(0,10)
Héritage ou donation					0,453***	(0,11)
Taxes locales (Réf. : [0 – 370[)						
Taxes locales [370 – 470[					0,420***	(0,08)
Taxes locales [470 – 580[					0,537***	(0,08)
Taxes locales [580 – 750[					0,442***	(0,08)
Taxes locales [750 et + [					0,581***	(0,09)
Constante					-4,221***	(0,31)
Hétérogénéité	-1,169***	(0,23)	0,339*	(0,20)	2,750***	(0,27)
Probabilités	$p_0 = 0,76$	(.)	$p_0 = 0,19$	(.)		
	$p_1 = 0,24^{***}$	(0,01)	$p_1 = 0,81^{***}$	(0,13)		
Corrélation $\rho_{\nu_h \nu_u}$	0,234	(0,97)				
Chi^2	3290,472		3083,785			
Nb.d'obs.	321776		321776			
Log-vrais.	-11159		-15863			

Seuils de significativité : * : 10% ** : 5% *** : 1%.

Note : Le modèle (1) correspond à l'estimation simple du taux de hasard, et le modèle (2) à l'estimation conjointe avec l'équation de statut résidentiel.

TABLE 12 – Transitions vers le chômage

	Taux de hasard				Propriétaire	
	(1) Coef. et éc.type		(2) Coef. et éc.type		(2) Coef. et éc.type	
Dépendance temporelle						
Emploi < 1 an	-4,651***	0,23	-3,901***	0,19		
Emploi 1 – 3 ans	-5,254***	0,22	-4,894***	0,19		
Emploi 3 – 5 ans	-5,828***	0,23	-5,617***	0,21		
Emploi > 5 ans	-6,234***	0,26	-6,090***	0,25		
Propriétaire	-0,346***	(0,10)	-0,350**	(0,11)		
Emprunts en cours (propri.)	-0,326***	0,09	-0,310***	0,08		
Femme	0,470***	0,07	0,343***	0,06	0,388***	0,06
Nationalité étrangère	0,266	0,14	0,203	0,11	-0,486***	0,12
Struct. fam. (Réf. : couple sans enfant)						
Couple avec enfant	-0,212**	0,07	-0,163**	0,06	0,750***	0,07
Famille monoparentale	0,07	0,15	-0,028	0,12	-0,937***	0,11
Personne seule	0,148	0,09	0,065	0,07	-0,816***	0,08
Statut conjoint (Réf. : conjoint employé)						
Conjoint chômeur	0,517***	0,10	0,416***	0,08	-0,638***	0,09
Conjoint inactif	-0,036	0,10	-0,019	0,08	-0,429***	0,08
Âge (17–29 ans)						
30-39 ans	-0,242**	0,08	-0,168*	0,07	1,505***	0,07
40-49 ans	-0,361***	0,09	-0,219**	0,08	2,384***	0,1
50-60 ans	-0,526***	0,12	-0,333**	0,1	3,177***	0,13
Diplôme (Réf. : aucun ou primaire)						
Ens. Technique court	-0,092	0,08	-0,088	0,06	0,144*	0,06
Ens. Tech. long, Bac.gén.	-0,023	0,09	-0,02	0,07	0,101	0,08
Ens. Sup. court	-0,424***	0,11	-0,315***	0,09	0,037	0,09
Ens. Sup. long	-0,580***	0,15	-0,472***	0,12	-0,063	0,11
Profession (Réf. : employé)						
Prof. intellectuelle	-0,006	0,13	-0,02	0,1	0,162	0,1
Prof. intermédiaire	-0,067	0,09	-0,066	0,07	0,230**	0,07
Ouvrier	0,628***	0,09	0,445***	0,07	0,033	0,07
Secteur (Réf. : secteur privé)						
Secteur public	-2,126***	0,11	-1,782***	0,09	0,425***	0,07
Secteur d'activité (Réf. : commerce)						
IAA et biens de conso.	0,099	0,12	0,057	0,09	-0,342**	0,11
Ind. auto., biens d'équip.	-0,101	0,14	-0,086	0,11	0,126	0,12
Ind. biens interm.	-0,343**	0,13	-0,253*	0,1	0,024	0,11
Énergie et Construction	0,102	0,13	0,071	0,1	-0,088	0,11
Transport	-0,23	0,16	-0,173	0,13	-0,291*	0,13
Finance et Immobilier	-0,504**	0,16	-0,376**	0,13	-0,293*	0,12
Services entreprises	0,196	0,11	0,165	0,09	-0,004	0,1
Serv. part.et publics	0,422***	0,10	0,367***	0,07	-0,427***	0,08
Administration	0,482***	0,11	0,360***	0,09	-0,530***	0,09
Réf. : Taille d'unité urbaine (rurale)						
<5000habitants	-0,382**	0,13	-0,299**	0,11	-0,595***	0,11
[5000 – 10000]habitants	-0,034	0,12	-0,046	0,09	-0,835***	0,11
[10000 – 20000]habitants	-0,116	0,12	-0,121	0,09	-0,975***	0,12
[20000 – 50000]habitants	-0,357**	0,13	-0,281**	0,11	-0,974***	0,11
[50000 – 100000]habitants	-0,164	0,12	-0,108	0,09	-0,906***	0,11
[100000 – 200000]habitants	-0,08	0,11	-0,078	0,08	-1,008***	0,1

Suite page suivante...

... Suite du tableau 12

	Taux de hasard				Propriétaire	
	(1)		(2)		(2)	
	Coef. et éc.type		Coef. et éc.type		Coef. et éc.type	
[100000 – 2000000[habitants	-0,153	0,09	-0,1	0,07	-1,007***	0,09
Agglomération parisienne	-0,420***	0,11	-0,316***	0,08	-1,121***	0,1
Héritage ou donation					0,452***	0,11
Taxes locales (Réf. : [0 – 370[)						
Taxes locales [370 – 470[					0,421***	0,08
Taxes locales [470 – 580[					0,539***	0,08
Taxes locales [580 – 750[					0,446***	0,08
Taxes locales [750 et + [					0,584***	0,09
Constante					-4,210***	0,31
Hétérogénéité	2,387***	0,13	0,288	0,19	2,743***	0,27
Probabilités	$p_0 = 0,762$	()	$p_0 = 0,19$	()		
	$p_1 = 0,238$	0,02	$p_1 = 0,81$	***	0,14	
Corrélation $\rho_{\nu_h \nu_u}$	0.246	(0.96)				
Chi^2	3206,000		3125			
Nb.d'obs.	321776,000		321776			
Log-vrais.	-11153,000		-15856			

Seuils de significativité : * : 10% ** : 5% *** : 1%.

Note : Le modèle (1) correspond à l'estimation simple du taux de hasard, et le modèle (2) à l'estimation conjointe avec l'équation de statut résidentiel.

Annexe 1 : Changements d'emploi avec et sans mobilité

TABLE 13 – Transitions vers un autre emploi

	Hasard local		Hasard distant		Propriétaire	
	Coef. et éc.type		Coef. et éc.type		Coef. et éc.type	
Dépendance temporelle						
Emploi < 1 an	4,129**	(1,40)	29,071***	(7,46)		
Emploi 1 – 3 ans	1.672***	(0,50)	15,982**	(5,13)		
Emploi 3 – 5 ans	-0,835	(0,50)	1,518	(2,31)		
Emploi > 5 ans	-2,347***	(0,52)	-4,687*	(2,34)		
Propriétaire	-0,335	(0,26)	-7,070***	(1,67)		
Femme	1,999***	(0,23)	11,248***	(2,69)	0,266***	(0,04)
Nationalité étrangère	-0,336	(0,58)	-8,856*	(3,59)	-0,412***	(0,09)
Struct. fam. (Réf. : couple sans enfant)						
Couple ave cenfant	0,356	(0,25)	0,858	(1,26)	0,331***	(0,04)
Famille monoparentale	0,120	(0,46)	3,581	(2,05)	-0,759***	(0,08)
Personne seule	-0,873*	(0,35)	-7,254**	(2,66)	-0,720***	(0,06)
Statut conjoint (Réf. : conjoint employé)						
Conjoint chômeur	-0,617	(0,46)	-6,253*	(2,64)	-0,448***	(0,07)
Conjoint inactif	0,103	(0,26)	1,528	(1,42)	-0,263***	(0,05)
Âge (17–29 ans)						
30-39ans	-0,417	(0,34)	-4,727**	(1,49)	1,415***	(0,05)
40-49ans	-1,278***	(0,34)	-11,293***	(3,13)	1,961***	(0,06)
50-60ans	-1,127**	(0,36)	-9,616***	(2,54)	2,372***	(0,06)
Diplôme (Réf. : aucun ou primaire)						
Ens. Technique court	0,303	(0,24)	-0,227	(1,21)	0,110**	(0,04)
Ens. Tech.long,Bac.gén.	-0,249	(0,29)	-2,908	(1,67)	0,054	(0,05)
Ens. Sup. court	-0,515	(0,32)	-3,818*	(1,79)	0,008	(0,06)
Ens. Sup. long	-0,218	(0,43)	-2,159	(2,37)	-0,050	(0,07)
Profession (Réf. : employé)						
Prof.intellectuelle	0,596	(0,39)	0,092	(2,09)	0,130*	(0,06)
Prof.intermédiaire	0,034	(0,26)	-0,934	(1,00)	0,141**	(0,04)
Ouvrier	0,005	(0,29)	-3,687*	(1,66)	0,005	(0,05)
Secteur (Réf. : secteur privé)						
Secteur public	0,695**	(0,24)	4,200**	(1,39)	0,188***	(0,04)
Secteur d'activité (Réf. : commerce)						
IAA et biens de conso.	-0,453	(0,50)	-5,426	(2,83)	-0,203**	(0,07)
Ind.auto.,biens d'équip.	-0,117	(0,44)	-0,608	(2,12)	0,167*	(0,08)
Ind.biens interm.	-0,787	(0,44)	-2,716	(2,43)	-0,001	(0,07)
Énergie et Construction	-0,812	(0,44)	-5,248*	(2,56)	0,005	(0,07)
Transport	0,972	(0,50)	4,302	(2,42)	-0,122	(0,08)
Finance et Immobilier	0,200	(0,47)	1,257	(1,88)	-0,175*	(0,08)
Services entreprises	0,243	(0,40)	5,246**	(1,86)	0,057	(0,06)
Serv.part.et publics	0,389	(0,37)	0,462	(1,71)	-0,194***	(0,05)
Administration	0,625	(0,39)	3,448	(1,79)	-0,268***	(0,06)
Taille d'unité urbaine (Réf. : rurale)						
≤5000 habitants	0,134	(0,37)	0,807	(1,95)	-0,217**	(0,07)
[5000 – 10000]habitants	0,314	(0,44)	7,700**	(2,84)	-0,433***	(0,07)
[10000 – 20000]habitants	0,147	(0,38)	1,589	(1,76)	-0,521***	(0,07)
[20000 – 50000]habitants	-0,469	(0,40)	-0,997	(1,82)	-0,590***	(0,07)
[50000 – 100000]habitants	-0,521	(0,40)	-4,779*	(2,14)	-0,490***	(0,07)
[100000 – 200000]habitants	-0,248	(0,38)	-4,976*	(2,32)	-0,656***	(0,06)
[100000 – 2000000]habitants	0,115	(0,26)	2,144	(1,35)	-0,615***	(0,05)
Agglomération parisienne	-1,079***	(0,31)	-5,040**	(1,85)	-0,740***	(0,06)

Suite page suivante...

... Suite du tableau 13

	Hasard local		Hasard distant		Propriétaire	
	Coef. et éc.type		Coef. et éc.type		Coef. et éc.type	
Héritage ou donation					0,158**	(0,06)
Taxes locales (Réf. : [0 – 370[)						
Taxes locales[370 – 470[					0,249***	(0,05)
Taxes locales[470 – 580[					0,362***	(0,05)
Taxes locales[580 – 750[					0,313***	(0,05)
Taxes locales[750et + [					0,367***	(0,05)
Constante					-1,448***	(0,09)
Hétérogénéité	-21,143	(58,23)	-56,191***	(12,59)	-0,128**	(0,04)
Probabilité	$p_0 = 0,27^{***}$	(.)	$p_1 = 0,73^{***}$	(0.01)		
Chi^2	290,485					
Nb.d'obs.	321776					
Log-vrais.	-9558					

Seuils de significativité : * : 10% ** : 5% *** : 1%.

Annexe 2 : Sorties d'emploi vers l'inactivité

TABLE 14 – Probabilité de transition vers l'inactivité

	Taux de hasard		Propriétaire	
	(1)	(2)	(2)	
	Coef. et éc.type	Coef. et éc.type	Coef. et éc.type	
Dépendance temporelle				
Emploi < 1 an	-16,955***	(0,19)	-5,974***	(0,35)
Emploi 1 – 3 ans	-17,250***	(0,17)	-6,421***	(0,36)
Emploi 3 – 5 ans	-17,268	(0,00)	-6,611***	(0,37)
Emploi > 5 ans	-17,017***	(0,22)	-6,460***	(0,39)
Propriétaire	-0,206	(0,13)	-0,100	(0,19)
Femme	1,372***	(0,15)	1,273***	(0,14)
Nationalité étrangère	0,152	(0,28)	0,184	(0,24)
Struct. fam. (Réf. : couple sans enfant)				
Couple ave cenfant	0,360*	(0,14)	0,327*	(0,13)
Famille monoparentale	-0,058	(0,31)	0,016	(0,27)
Personne seule	-0,166	(0,22)	-0,210	(0,20)
Statut conjoint (Réf. : conjoint employé)				
Conjoint chômeur	-0,347	(0,27)	-0,349	(0,26)
Conjoint inactif	0,278	(0,18)	0,357*	(0,17)
Âge (17–29 ans)				
30-39 ans	-0,276	(0,16)	-0,373*	(0,15)
40-49 ans	-0,835***	(0,19)	-0,917***	(0,18)
50-60 ans	-0,502*	(0,21)	-0,611**	(0,20)
Diplôme (Réf. : aucun ou primaire)				
Ens. Technique court	-0,683***	(0,15)	-0,505***	(0,13)
Ens. Tech. long.Bac.gén.	-0,436*	(0,18)	-0,416**	(0,15)
Ens. Sup. court	-0,614**	(0,21)	-0,530**	(0,18)
Ens. Sup. long	-0,368	(0,27)	-0,356	(0,24)
Profession (Réf. : employé)				
Prof. intellectuelle	-0,326	(0,26)	-0,185	(0,22)
Prof. intermédiaire	-0,122	(0,17)	-0,028	(0,14)
Ouvrier	-0,008	(0,18)	0,041	(0,16)
Secteur (Réf. : secteur privé)				
Secteur public	-2,298***	(0,21)	-2,019***	(0,18)
Secteur d'activité (Réf. : commerce)				
IAA et biens de conso.	0,040	(0,24)	0,086	(0,22)
Ind. auto. ,biens d' équip.	-0,082	(0,30)	-0,083	(0,27)
Ind. biens interm.	-0,558	(0,29)	-0,436	(0,26)
Énergie et Construction	0,279	(0,27)	0,274	(0,24)
Transport	0,980**	(0,30)	0,799**	(0,25)
Finance et Immobilier	-0,032	(0,27)	0,092	(0,24)
Services entreprises	0,178	(0,23)	0,129	(0,20)
Serv. part. et publics	0,597**	(0,19)	0,488**	(0,16)
Administration	0,776***	(0,20)	0,644***	(0,17)
Réf. : Taille d'unité urbaine (rurale)				
≤ 5000 habitants	0,366	(0,21)	0,319	(0,18)
[5000 – 10000[habitants	-0,274	(0,25)	-0,139	(0,22)
[10000 – 20000[habitants	-0,150	(0,24)	-0,074	(0,21)
[20000 – 50000[habitants	-0,381	(0,28)	-0,329	(0,24)
[50000 – 100000[habitants	-0,228	(0,23)	-0,051	(0,20)
[100000 – 200000[habitants	-0,692**	(0,25)	-0,570*	(0,23)
[100000 – 2000000[habitants	-0,260	(0,17)	-0,176	(0,15)

Suite page suivante...

... Suite du tableau 14

	Taux de hasard				Propriétaire	
	(1)		(2)		(2)	
	Coef. et éc.type		Coef. et éc.type		Coef. et éc.type	
Agglomération parisienne	-0,344	(0,20)	-0,230	(0,17)	-1,135***	(0,10)
Héritage ou donation					0,444***	(0,11)
Taxes locales (Réf. : [0 – 370[)						
Taxes locales [370 – 470[					0,428***	(0,08)
Taxes locales [470 – 580[					0,552***	(0,08)
Taxes locales [580 – 750[					0,468***	(0,08)
Taxes locales [750 et + [					0,598***	(0,09)
Constante					-4,140***	(0,30)
Hétérogénéité	12,001***	(0,42)	-0,218	(0,36)	2,685***	(0,25)
Probabilités	$p_0 = 0,67^{***}$	(.)	$p_0 = 0,16^{***}$	(.)		
	$p_1 = 0,33^{***}$	(0,01)	$p_1 = 0,84^{***}$	(0,02)		
Corrélation $\rho_{\nu_h \nu_i}$	-0.168	(0.98)				
Chi^2			1309,723			
Nb.d'obs.	321776		321776			
Log-vrais.	-3113,223		-7782,949			

Seuils de significativité : * : 10% ** : 5% *** : 1%.

Annexe 3 : Transitions entre emplois, échantillon des CDI

TABLE 15 – Transition vers un autre emploi

	Taux de hasard Coef. et éc.type		Propriétaire Coef. et éc.type	
Dépendance temporelle				
Emploi < 1 an	-6.116***	(0.26)		
Emploi 1 – 3 ans	-6.307***	(0.26)		
Emploi 3 – 5 ans	-6.701***	(0.28)		
Emploi > 5 ans	-6.771***	(0.30)		
Propriétaire	0.070	(0.15)		
Femme	1.086***	(0.12)	0.199*	(0.08)
Nationalité étrangère	-0.212	(0.36)	-0.305	(0.20)
Struct. fam. (Réf. : couple sans enfant)				
Couple avec enfant	0.133	(0.12)	0.536***	(0.11)
Famille monoparentale	-0.558	(0.29)	-0.546***	(0.15)
Personne seule	-0.190	(0.19)	-0.785***	(0.12)
Statut conjoint (Réf. : conjoint employé)				
Conjoint chômeur	0.355	(0.19)	-0.424**	(0.14)
Conjoint inactif	0.060	(0.16)	-0.357***	(0.10)
Âge (17–29 ans)				
30-39 ans	-0.426**	(0.14)	1.294***	(0.11)
40-49 ans	-0.916***	(0.16)	1.915***	(0.15)
50-60 ans	-0.810***	(0.18)	2.500***	(0.21)
Diplôme (Réf. : aucun ou primaire)				
Ens. Technique court	0.046	(0.13)	0.103	(0.09)
Ens. Tech. long, Bac.gén.	-0.081	(0.16)	0.118	(0.11)
Ens. Sup. court	-0.029	(0.17)	0.200	(0.13)
Ens. Sup. long	-0.266	(0.22)	0.025	(0.15)
Profession (Réf. : employé)				
Prof. intellectuelle	0.048	(0.19)	0.049	(0.13)
Prof. intermédiaire	-0.108	(0.13)	0.064	(0.10)
Ouvrier	-0.059	(0.16)	-0.101	(0.10)
Secteur (Réf. : secteur privé)				
Secteur public	-0.176	(0.11)	0.023	(0.09)
Secteur d'activité (Réf. : commerce)				
IAA et biens de conso.	0.168	(0.24)	-0.289	(0.15)
Ind. auto., biens d'équip.	-0.065	(0.28)	0.107	(0.16)
Ind. biens interm.	-0.103	(0.26)	0.118	(0.15)
Énergie et Construction	0.398	(0.24)	-0.071	(0.15)
Transport	1.086***	(0.23)	-0.231	(0.15)
Finance et Immobilier	0.308	(0.25)	-0.310	(0.16)
Services entreprises	0.575**	(0.20)	0.034	(0.14)
Serv. part.et publics	0.701***	(0.18)	-0.244*	(0.12)
Administration	0.627**	(0.20)	-0.175	(0.13)
Réf. : Taille d'unité urbaine (rurale)				
< 5000 habitants	0.219	(0.19)	-0.642***	(0.17)
[5000 – 10000[habitants	0.251	(0.18)	-0.798***	(0.16)
[10000 – 20000[habitants	0.012	(0.21)	-0.894***	(0.17)
[20000 – 50000[habitants	-0.185	(0.21)	-0.954***	(0.17)
[50000 – 100000[habitants	-0.072	(0.21)	-0.992***	(0.18)
[100000 – 200000[habitants	0.026	(0.18)	-1.223***	(0.17)
[100000 – 2000000[habitants	0.011	(0.13)	-1.158***	(0.15)
Agglomération parisienne	-0.420*	(0.17)	-1.299***	(0.17)

Suite page suivante...

... Suite du tableau 15

	Taux de hasard Coef. et éc.type		Propriétaire Coef. et éc.type
Héritage ou donation			0.360* (0.16)
Taxes locales (Réf. : [0 – 370[)			
Taxes locales [370 – 470[			0.537*** (0.12)
Taxes locales [470 – 580[			0.649*** (0.12)
Taxes locales [580 – 750[			0.715*** (0.13)
Taxes locales [750 et + [			0.833*** (0.13)
Constante			-0.991*** (0.17)
Hétérogénéité	0.486	(0.33)	-2.615** (0.82)
Probabilités	p1=0,902		
	p2=0,098	-0,04	
Corrélation	ρ_{ν_h, ν_e}		()
Chi^2	10785.203		
Nb.d'obs.	197654		
Log-vrais.	-5225.549		

Seuils de significativité : * : 10% ** : 5% *** : 1%.

Annexe 4 : Transitions vers le chômage, échantillon des CDI

TABLE 16 – Transition vers le chômage

	Taux de hasard Coef. et éc.type		Propriétaire Coef. et éc.type	
Dépendance temporelle				
Emploi < 1 an	-4.545***	(0.25)		
Emploi 1 – 3 ans	-4.903***	(0.26)		
Emploi 3 – 5 ans	-5.223***	(0.28)		
Emploi > 5 ans	-5.641***	(0.32)		
Propriétaire	-0.435*	(0.18)		
Femme	0.218	(0.12)	0.200*	(0.08)
Nationalité étrangère	0.117	(0.27)	-0.340	(0.19)
Struct. fam. (Réf. : couple sans enfant)				
Couple avec enfant	-0.065	(0.13)	0.546***	(0.11)
Famille monoparentale	-0.259	(0.31)	-0.551***	(0.16)
Personne seule	0.113	(0.18)	-0.797***	(0.12)
Statut conjoint (Réf. : conjoint employé)				
Conjoint chômeur	0.222	(0.19)	-0.435**	(0.15)
Conjoint inactif	0.100	(0.15)	-0.372***	(0.10)
Âge (17–29 ans)				
30-39 ans	-0.328*	(0.15)	1.308***	(0.12)
40-49 ans	-0.534**	(0.18)	1.940***	(0.16)
50-60 ans	-0.269	(0.20)	2.531***	(0.22)
Diplôme (Réf. : aucun ou primaire)				
Ens. Technique court	0.108	(0.13)	0.102	(0.09)
Ens. Tech. long, Bac.gén.	-0.276	(0.17)	0.112	(0.11)
Ens. Sup. court	-0.476*	(0.20)	0.211	(0.13)
Ens. Sup. long	-0.634**	(0.24)	0.030	(0.15)
Profession (Réf. : employé)				
Prof. intellectuelle	0.242	(0.20)	0.047	(0.13)
Prof. intermédiaire	0.031	(0.15)	0.066	(0.10)
Ouvrier	-0.173	(0.16)	-0.101	(0.11)
Secteur (Réf. : secteur privé)				
Secteur public	-2.724***	(0.28)	0.024	(0.09)
Secteur d'activité (Réf. : commerce)				
IAA et biens de conso.	0.013	(0.18)	-0.295	(0.16)
Ind. auto., biens d'équip.	-0.537*	(0.22)	0.103	(0.16)
Ind. biens interm.	-0.881***	(0.23)	0.116	(0.15)
Énergie et Construction	0.021	(0.19)	-0.074	(0.15)
Transport	-0.146	(0.25)	-0.236	(0.16)
Finance et Immobilier	-0.897**	(0.29)	-0.308	(0.16)
Services entreprises	-0.061	(0.18)	0.029	(0.14)
Serv. part.et publics	-0.038	(0.17)	-0.248*	(0.13)
Administration	-0.079	(0.21)	-0.176	(0.14)
Réf. : Taille d'unité urbaine (rurale)				
≤ 5000 habitants	-0.062	(0.22)	-0.641***	(0.18)
[5000 – 10000[habitants	-0.011	(0.22)	-0.801***	(0.17)
[10000 – 20000[habitants	-0.094	(0.24)	-0.888***	(0.18)
[20000 – 50000[habitants	-0.122	(0.24)	-0.960***	(0.18)
[50000 – 100000[habitants	0.152	(0.21)	-0.995***	(0.19)
[100000 – 200000[habitants	0.133	(0.19)	-1.229***	(0.18)
[100000 – 2000000[habitants	0.201	(0.15)	-1.162***	(0.16)
Agglomération parisienne	0.013	(0.18)	-1.305***	(0.17)

Suite page suivante...

... Suite du tableau 16

	Taux de hasard Coef. et éc.type		Propriétaire Coef. et éc.type
Héritage ou donation			0.334* (0.16)
Taxes locales (Réf. : [0 – 370[)			
Taxes locales [370 – 470[			0.536*** (0.12)
Taxes locales [470 – 580[			0.654*** (0.12)
Taxes locales [580 – 750[			0.733*** (0.13)
Taxes locales [750 et + [			0.832*** (0.13)
Constante			-0.981*** (0.18)
Hétérogénéité	0.237	(0.40)	-2.410*** (0.66)
Probabilités	prob1 = .88718885		
	prob2 = .11281115	(0.05)	
Corrélation ρ_{ν_h, ν_e}		()	
Chi^2	8238.656		
Nb.d'obs.	197654		
Log-vrais.	-4626.474		

Seuils de significativité : * : 10% ** : 5% *** : 1%.

Annexe 5 : Transitions entre emplois, échantillon des CDI (2)

TABLE 17 – Transition vers un autre emploi

	Taux de hasard Coef. et éc.type		Propriétaire Coef. et éc.type
Emploi < 1 an	-5.859***	(0.24)	-1.181*** (0.16)
Emploi 1 – 3 ans	-5.981***	(0.24)	-0.905*** (0.17)
Emploi 3 – 5 ans	-6.327***	(0.26)	-0.643*** (0.18)
Emploi > 5 ans	-6.347***	(0.28)	-0.303 (0.20)
Propriétaire	-0.146	(0.18)	
Propriétaire, emprunts en cours	-0.204	(0.13)	
Femme	1.045***	(0.11)	0.313*** (0.07)
Nationalité étrangère	-0.408	(0.34)	-0.503** (0.16)
Couple avec enfant	0.147	(0.11)	0.439*** (0.08)
Famille monoparentale	-0.485	(0.25)	-0.807*** (0.15)
Personne seule	-0.377*	(0.17)	-0.881*** (0.12)
choconj	0.247	(0.17)	-0.508*** (0.12)
inacconj	0.093	(0.15)	-0.386*** (0.09)
30-39 ans	-0.227	(0.12)	1.179*** (0.10)
40-49 ans	-0.719***	(0.15)	1.761*** (0.13)
50-60 ans	-0.646***	(0.17)	2.311*** (0.15)
Ens. Technique court	-0.001	(0.12)	0.055 (0.08)
Ens. Tech. long, Bac.gén.	0.057	(0.14)	-0.010 (0.10)
Ens. Sup. court	0.044	(0.15)	0.008 (0.10)
Ens. Sup. long	-0.208	(0.20)	-0.135 (0.13)
Prof. intellectuelle	-0.124	(0.17)	0.064 (0.11)
Prof. intermédiaire	-0.217	(0.12)	0.117 (0.08)
Ouvrier	0.021	(0.14)	0.001 (0.09)
Secteur public	-0.166	(0.10)	0.022 (0.08)
IAA et biens de conso.	0.077	(0.22)	-0.424*** (0.13)
Ind. auto., biens d'équip.	0.061	(0.25)	0.233 (0.13)
Ind. biens interm.	-0.091	(0.23)	0.078 (0.13)
Énergie et Construction	0.433*	(0.22)	-0.092 (0.12)
Transport	0.935***	(0.22)	-0.150 (0.14)
Finance et Immobilier	0.385	(0.22)	-0.187 (0.14)
Services entreprises	0.531**	(0.19)	0.143 (0.12)
Serv. part.et publics	0.743***	(0.17)	-0.136 (0.10)
Administration	0.665***	(0.18)	-0.055 (0.12)
< 5000 habitants	0.019	(0.18)	-0.612*** (0.14)
[5000 – 10000[habitants	0.185	(0.16)	-0.759*** (0.13)
[10000 – 20000[habitants	-0.093	(0.19)	-0.812*** (0.14)
[20000 – 50000[habitants	-0.080	(0.18)	-0.949*** (0.13)
[50000 – 100000[habitants	-0.262	(0.20)	-0.915*** (0.14)
[100000 – 200000[habitants	-0.012	(0.16)	-1.088*** (0.13)
[100000 – 2000000[habitants	-0.158	(0.13)	-1.072*** (0.11)
Agglomération parisienne	-0.414**	(0.15)	-1.214*** (0.12)
Héritage ou donation			0.135 (0.13)
Taxes locales [370 – 470[			0.437*** (0.09)
Taxes locales [470 – 580[			0.608*** (0.10)
Taxes locales [580 – 750[			0.665*** (0.11)
Taxes locales [750et + [			0.676*** (0.10)
Hétérogénéité	.994**	(0.37)	-1.902*** (0.29)
Probabilité	0.820	(.)	0.180 (0.07)
Chi ²	7198.756		

Suite page suivante...

... Suite du tableau 17

	Taux de hasard Coef. et éc.type	Propriétaire Coef. et éc.type
Nb.d'obs.	2.47e+05	
Log-vrais.	247235	

Seuils de significativité : * : 10% ** : 5% *** : 1%.