



HAL
open science

Propriété immobilière et déqualification dans l'emploi

Carole Brunet, Nathalie Havet

► **To cite this version:**

Carole Brunet, Nathalie Havet. Propriété immobilière et déqualification dans l'emploi. Revue Française d'Economie, 2009, 24 (1), pp. 121-155. halshs-00406500

HAL Id: halshs-00406500

<https://shs.hal.science/halshs-00406500>

Submitted on 22 Jul 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.

Propriété immobilière et déqualification dans l'emploi*

Carole BRUNET

Nathalie HAVET

GATE, Université de Lyon, CNRS

Résumé :

L'étude empirique proposée ici s'inscrit dans la lignée des travaux portant sur les effets des choix résidentiels sur les résultats individuels sur le marché du travail. Elle se concentre sur la population en emploi et cherche à connaître l'influence du statut résidentiel sur la déqualification dans l'emploi qui est a priori ambiguë. D'une part, la propriété immobilière peut restreindre le bassin d'emplois envisageables, ce qui joue positivement sur le déclassement ; d'autre part, les propriétaires peuvent faire jouer des réseaux sociaux plus importants et faire valoir une plus grande stabilité professionnelle auprès de leurs employeurs, ce qui devrait réduire leur déqualification.

Nous utilisons la partie française du *Panel Européen des Ménages* 1995-2001 pour construire à la fois une mesure statistique de déclassement salarial et une mesure subjective. Nous estimons un probit bivarié récursif qui modélise simultanément la probabilité d'être propriétaire et la probabilité d'être déclassé. Les résultats obtenus montrent que les propriétaires seraient ainsi, toutes choses étant égales par ailleurs, davantage déclassés à la fois en termes de salaires et de postes occupés que les locataires. En conséquence, la propriété immobilière serait un frein au bon positionnement des salariés sur le marché du travail français.

Abstract : Homeownership and job downgrading :

Our empirical study stems from previous research on the effects of residential status on microeconomic labour market outcomes. It focuses on employees and assesses the a priori ambiguous impact of homeownership on job-downgrading. On the one hand, homeownership might reduce the set of employment opportunities, and thus increase job-downgrading ; on the other hand, homeowners might benefit from extended social networks and from professional stability, and thus reduce their downgrading risk.

We use the French data set of the 1995-2001 European Community Household Panel to build both a statistical measure as well as a subjective measure of wage downgrading. We estimate a recursive bivariate probit that simultaneously models the residential status choice and the probability to be in a downgraded job. Our results show that other things being equal, homeowners are more wage downgraded and feel more overeducated than renters. Consequently, homeownership could be a source of mismatch between workers and jobs on the French labour market.

Mots clés : statut résidentiel, déclassement salarial, déqualification, appariement

Keywords : Residential status, wage-downgrading, overqualification, mismatch

JEL : C35, J4, R21

* Les auteures remercient Florence Goffette-Nagot et Jean-Yves Lesueur pour leurs précieuses suggestions et remarques. Les opinions exprimées et les analyses développées dans cet article restent néanmoins propres aux auteures.

1 Introduction

Au cours des vingt dernières années, il est devenu plus courant d'être propriétaire de son logement que d'en être locataire dans la zone OCDE. L'Allemagne est le seul pays où l'occupation d'un logement par son propriétaire représente moins de 50% du total, une proportion restée quasiment inchangée depuis les années quatre-vingt. 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 (Catte, Girouard, Price et André [2004, p.154]). Cette évolution a en partie été favorisée par la mise en place, dans la plupart des pays de l'OCDE durant cette période, de politiques publiques d'aide à l'accession à la propriété immobilière. En la matière, la France n'a pas manqué de créativité. De multiples dispositifs fiscaux favorisant la possession de sa résidence principale ont été impulsés par les gouvernements successifs : prêts à taux bonifié, prêts aidés, prêts à taux zéro, baisse des droits de donation - succession et la dernière mesure en date consistant à défiscaliser les intérêts d'emprunt immobilier. De plus, le comportement pro-cyclique des banques a également participé à cette dynamique via la détente des taux d'intérêt dans la seconde moitié des années quatre-vingt-dix, l'allongement de la maturité des prêts, la baisse des exigences d'apport personnel ou le développement des contrats à taux variable.

Certains chercheurs se sont appliqués à décrire l'évolution temporelle du marché du logement et des prix de l'immobilier au fur et à mesure de la mise en place de ces politiques. D'autres ont peu à peu essayé d'avoir une évaluation plus globale en s'intéressant aux répercussions indirectes potentielles de mesures qui influencent le statut résidentiel. Ces recherches ont été menées dans divers champs disciplinaires : économie, sociologie, démographie, éducation ou science politique¹. Afin de savoir si les stratégies publiques qui favorisent la création de "nations de propriétaires" en encourageant l'accession à la propriété immobilière mériteraient d'être poursuivies, l'ensemble de ces conséquences indirectes doivent être évaluées. En particulier, d'un point de vue économique, il semble primordial d'analyser la nature et le sens des liens potentiels entre statuts résidentiels et performances sur le marché du travail.

C'est pourquoi, l'analyse économique, après avoir longtemps étudié les questions d'emploi et de logement séparément, a développé dans les années récentes des travaux théoriques et empiriques aux frontières de l'économie du logement et de l'économie du travail. Une grande part d'entre eux porte sur les effets des choix résidentiels sur les résultats individuels sur le marché du travail. Ils prennent comme point de départ deux caractéristiques fondamentales associées à la propriété immobilière pour expliquer les différences de comportements en fonction du statut résidentiel. Premièrement, les propriétaires se distinguent des locataires par

¹ Voir Dietz et Haurin [2003] pour une revue de la littérature détaillant les conséquences de la propriété immobilière dans tous ces domaines.

leur responsabilité financière. La possession d'un logement représente une part considérable du patrimoine d'un ménage et sa vente peut occasionner un gain ou une perte de capital. En outre, dans la plupart des cas, les individus voulant acquérir un logement doivent souscrire un prêt. Cette contrainte financière de long terme peut modifier leur comportement vis-à-vis du marché du travail par rapport à celui de leurs homologues locataires. Deuxièmement, le statut de propriétaire est associé à des coûts de transaction très élevés par rapport au statut de locataires et constitue en ce sens un obstacle à la mobilité. Connaissant ces coûts de transaction, les agents qui optent pour la propriété immobilière ont des anticipations de mobilité moindres ou des anticipations "optimistes" sur leurs capacités à faire face à des coûts importants en cas de mobilité future. Cette plus grande stabilité résidentielle, largement vérifiée empiriquement dans la littérature (Smith, Rosen et Fallis [1988] ; Henley [1998] ; Gobillon [2001]), joue sur le choix du lieu de travail et donc indirectement sur la qualité de l'appariement des actifs ou leur comportement de recherche d'emploi.

Toutefois, l'évaluation statistique des conséquences de la propriété immobilière sur le marché du travail reste délicate. D'une part, il faut être capable de séparer le véritable impact du statut résidentiel de celui des caractéristiques inobservées, qui y seraient corrélées. En effet, de nombreuses études s'intéressant aux interactions entre les marchés de l'emploi et du logement - notamment macroéconomiques - ne disposaient que de peu de variables explicatives. Dans ces cas, il est fort probable que l'on associe à la propriété immobilière une influence causale sur les performances du marché du travail, qui ne serait en fait que le reflet de caractéristiques individuelles inobservables, corrélées avec le statut résidentiel, et donc omises dans la spécification économétrique. D'autre part, les méthodes d'évaluation doivent tenir compte des interactions bidirectionnelles entre les parcours professionnels et les choix résidentiels des individus. Par exemple, la mobilité professionnelle n'est souvent possible que sous condition de mobilité résidentielle et inversement la décohabitation des jeunes adultes, et plus tard l'accession à la propriété, ne peuvent se faire que si les individus ont une situation professionnelle suffisamment stable. Les décisions concernant l'acquisition d'un logement et le marché du travail sont souvent aussi simultanées. Une spécification économétrique correcte doit ainsi traiter adéquatement l'éventuelle endogénéité de la propriété immobilière par rapport aux comportements individuels sur le marché du travail.

Dans ce courant de la littérature sur les interactions entre les marchés de l'emploi et du logement, la question la plus étudiée et la plus controversée a été celle de l'impact du statut résidentiel sur la durée de chômage. Au niveau macroéconomique, Oswald [1996, 1998], Pehkonen [1999], Patridge et Rickman [1997], Nickell et Layard [1999] et Belot et van Ours [2001] ont évalué pour différents pays, qu'une augmentation de 10% du taux de propriétaire ferait augmenter le taux de chômage d'environ 1% à 2% tant au niveau national que régional. L'explication principale avancée de ce phénomène, connue sous le nom "d'hypothèse d'Oswald" est que les contraintes de mobilité qu'entraîne la propriété immobilière jouent négativement sur le processus d'appariement sur le marché de l'emploi et résultent en un taux

de chômage plus élevé. Cependant, les études macroéconomiques les plus récentes² critiquent la robustesse de ces premiers travaux : à partir de modèles qui incluent davantage de variables explicatives, c'est-à-dire qui contrôlent mieux l'hétérogénéité inobservée, elles obtiennent un impact non significatif voire négatif sur le taux de chômage. De même, les travaux empiriques réalisés sur données individuelles, et notamment ceux soucieux de tenir compte adéquatement de l'hétérogénéité inobservée et du problème d'endogénéité, plaident pour une réfutation de plus en plus forte de l'hypothèse d'Oswald. Par exemple, Munch, Rosholm et Svarer [2006] pour le Danemark et van Vuuren et van Leuvensteijn [2007] pour les Pays-Bas trouvent que les propriétaires ont, toutes choses étant égales par ailleurs, des durées de chômage plus faibles que les locataires et Battu, Ma, Phimister [2008] concluent pour le Royaume-Uni à aucune différence significative entre ces deux groupes. Sur données françaises, Brunet, Clark et Lesueur [2007] ne confortent que partiellement l'hypothèse d'Oswald : la durée des épisodes de chômage serait bien positivement corrélée au statut de propriétaire de plein droit mais elle serait négativement corrélée au statut d'accédant à la propriété³.

Les controverses des résultats obtenus quant à l'effet du statut résidentiel sur le chômage, bien que s'estompant une fois les problèmes économétriques d'évaluation correctement traités statistiquement, ont conduit à explorer d'autres grilles de lecture des relations associant les choix résidentiels et les parcours professionnels. Ces dernières années se sont développées quelques études sur l'influence de la propriété immobilière sur les mobilités professionnelles des individus en emploi. De nouveau, à l'aide de modèles de durées sophistiqués tenant compte de l'endogénéité et de l'hétérogénéité inobservée, de Graaf et van Leuvensteijn [2007], de Graaf, van Leuvensteijn et van Ewijk [2008], Munch, Rosholm et Svarer [2008] et Battu, Ma et Phimister [2008] mettent en évidence pour un certain nombre de pays que les propriétaires ont des durées d'emploi plus longues que leurs homologues locataires : les propriétaires ont moins de chances de se retrouver au chômage (environ 25% de moins) que les locataires dans la même situation professionnelle et ont des taux de changement d'emploi inférieurs de l'ordre de 20% à 30%.

Une des originalités de notre étude empirique est d'appréhender une deuxième piste de réflexion complémentaire pour la population salariée, à savoir la question de l'influence du statut résidentiel sur la déqualification dans l'emploi qui est a priori ambiguë. D'un côté, on peut envisager qu'en privilégiant les aménités associées au logement et à la proximité du milieu familial, les propriétaires sont prêts à accepter une relative déqualification à l'embauche. En raison de leurs coûts de mobilité élevés, ils sont par la suite moins enclins à en chercher un nouveau et se privent par là-même d'offres d'emploi intéressantes améliorant

² Voir Green et Hendershott [2001], Flatau, Forbes, Wood, Hendershott et O'Dwyner [2002], Gregg, Machin et Manning [2004], Garcia et Hernandez [2004], Nickell, Nunziata et Ochel [2005], Coulson et Fisher [2006].

³ Les accédants à la propriété sont les personnes propriétaires mais qui doivent rembourser un emprunt immobilier pour leur logement.

la qualité de leur appartement. D'un autre côté, comme les propriétaires semblent changer moins souvent d'emploi que les locataires, ils devraient bénéficier d'un niveau de capital humain spécifique plus élevé leur permettant une plus forte progression hiérarchique interne (Rosholm et Svarer [2004] ; Munch, Rosholm et Svarer [2008]). Par ailleurs, les propriétaires s'investissent davantage dans leur milieu social et bénéficient de réseaux sociaux plus importants, propices à de bonnes opportunités professionnelles.

En outre, l'utilisation des sept dernières vagues 1995-2001 de la partie française du *Panel Européen des Ménages* (PEM) nous offre un nouvel éclairage sur la situation en France. D'une part, peu de travaux se sont jusqu'à présent intéressés aux interactions entre marché du travail et marché du logement français (Brunet et Lesueur [2004] ; Brunet, Clark et Lesueur, [2007]). Ils se sont davantage consacrés aux déterminants du choix de statut résidentiel et aux facteurs de la mobilité résidentielle (Gobillon [2001] ; Debrand et Taffin [2005] ; Minodier [2006]). D'autre part, l'évaluation de la déqualification proposée dans notre étude est originale en ce qu'elle se distingue des études antérieures plutôt focalisées sur l'insertion professionnelle des jeunes ou la primo insertion (Forgeot et Gautié [1997] ; Giret [2005] ; Nauze-Fichet et Tomasini [2002, 2006] ; Giret, Nauze-Fichet et Tomasini [2006] ; di Paola et Moullet [2006]).

Le *Panel Européen des Ménages* a deux aspects séduisants qui seront exploités ici. Premièrement, il interrelie au sein d'une même base de données des renseignements précis qui relèvent tant du marché du travail que du marché du logement.

Deuxièmement, le PEM permet de construire à la fois une mesure objective et une mesure subjective de la déqualification dans l'emploi. Il offre ainsi la possibilité de savoir si l'impact du statut résidentiel sur la déqualification dans l'emploi varie selon la mesure adoptée.

Pour ce faire, la spécification économétrique retenue sera un *probit bivarié récursif*, qui modélise simultanément la probabilité d'être propriétaire et la probabilité d'être déclassé afin de tenir compte du problème d'endogénéité. Le modèle est récursif dans le sens où le statut résidentiel est inclus comme variable explicative de la déqualification dans l'emploi. Enfin, il introduit de la corrélation entre les termes d'erreurs de ses équations (statut résidentiel et déqualification) ce qui permet de contrôler l'hétérogénéité individuelle inobservée et de capter le mieux possible l'effet propre de la propriété immobilière.

La suite de cet article est organisée comme suit. La section 2 présente les données du *Panel Européen des Ménages* (PEM) et les mesures de déclassement construites. La section 3 détaille la méthode économétrique choisie pour mesurer l'impact du statut résidentiel sur la déqualification dans l'emploi. Enfin, les résultats des estimations seront commentés dans la section 4.

2 Les données

2.1 La partie française du Panel Européen des ménages

Nous utilisons les données des sept dernières vagues 1995-2001 de la partie française du *Panel Européen des Ménages* (PEM). Ce dernier est une enquête communautaire harmonisée, coordonnée par Eurostat, qui a pour objectif de fournir des données transversales et longitudinales sur les conditions de vie, d'emploi et de revenu, au niveau individuel, dans les 12 pays de l'Union Européenne. La gestion des données françaises a été assurée par l'Insee. Cette enquête a la particularité d'être un *panel d'individus* : chacune des personnes du ménage a été interrogée une première fois en 1994, puis elles sont suivies d'une année sur l'autre même en cas de déménagement ou de changement dans la composition du ménage. Dans les *panels de logements*, comme l'enquête *Emploi*, les logements sont ré-enquêtés que leurs occupants aient changé de domicile ou non et donc une part importante de l'échantillon correspond à de nouveaux enquêtés et seules les trajectoires d'activité des personnes n'ayant jamais déménagé peuvent être reconstituées⁴. Un des avantages du *Panel Européen des Ménages* pour notre étude est ainsi de limiter le biais potentiel lié à l'utilisation d'un sous-échantillon de personnes n'ayant jamais déménagé et d'avoir une meilleure représentativité des différents statuts résidentiels par rapport à l'ensemble de la population française. Par ailleurs, cette enquête recueille auprès des individus des données sur leurs salaires, leurs heures de travail, leur capital humain, les caractéristiques de leur emploi et autres informations démographiques habituellement disponibles dans les enquêtes auprès des ménages (âge, situation matrimoniale, niveau de scolarité, milieu social, etc). Il en résulte une base de données riche de renseignements interreliés sur les comportements vis-à-vis du marché du travail et du marché du logement⁵. Toutefois, le PEM ne contient pas d'informations sur les caractéristiques locales du marché du logement et il ne donne pas une information précise sur le lieu de résidence (hormis le département et la taille de l'unité urbaine). Ainsi, il nous sera impossible d'introduire comme déterminants du choix du statut résidentiel des indices de prix de vente des biens immobiliers, du niveau des loyers dans la commune ou du taux de logements vacants qui auraient pu capter le coût relatif de la location à la propriété.

Un autre avantage du PEM est qu'il comporte des informations précises sur le statut résidentiel. Dans le questionnaire adressé aux ménages, il leur est demandé s'ils sont i) locataires de leur logement, ii) propriétaires, ou iii) logés à titre gratuit. Etant une catégorie très particulière et relativement marginale, nous éliminons de notre échantillon les individus

⁴ Voir Ansieau, Breuil-Grenier et Hourriez [2001] et Breuil-Grenier et Valdelievre [2001] pour plus de détails.

⁵ Toutefois, comme le type de contrat n'est pas renseigné lors du premier entretien en 1994, nous avons restreint notre champ d'étude à la période 1995-2001.

logés à titre gratuit. Ces derniers sont pour la plupart des adultes habitant encore chez leurs parents et leur éventuelle accession à la propriété correspondrait à une décohabitation parentale qui est motivée par une logique différente des autres décisions de statut résidentiel (Laferrère, 2005). Par ailleurs, pour chacune des sept vagues, seuls les individus âgés de 17 à 60 ans qui exerçaient une activité professionnelle salariée, ont été retenus pour cette étude empirique. Cela représente un échantillon de 4 204 individus, pour lesquels on dispose entre un et 8 épisodes d'emploi, soit un total de 18 372 observations, sans information manquante sur la nature de l'emploi occupé, le statut résidentiel et les autres caractéristiques individuelles. 11 458 observations correspondent à un statut de propriétaire, soit un taux de 62,4% parmi la population en emploi. Le tableau 1 présente les statistiques descriptives de notre échantillon, en distinguant les locataires et les propriétaires.

En France, les ménages souhaitant acquérir un bien immobilier se voient généralement imposer par les banques et les autres organismes de crédit deux types de conditions : l'une porte sur le montant de l'apport initial puisque les ménages ne peuvent emprunter plus d'une certaine proportion de la valeur du bien immobilier convoité ; l'autre porte sur le niveau de revenu du ménage par rapport à la charge de remboursement que représenterait l'emprunt contracté. Vu les restrictions institutionnelles dans l'accès au crédit portant sur la charge de remboursement, il n'est pas surprenant de constater dans le tableau 1 que le pourcentage de propriétaires est plus important parmi les ménages composés de deux personnes en emploi et que les propriétaires occupent davantage des emplois à temps plein et à durée indéterminée. Nous pouvons aussi noter une plus forte proportion de salariés du secteur public parmi les propriétaires que parmi les locataires car les fonctionnaires ou assimilés sont plus à même d'avancer des garanties sur leurs niveaux de revenus futurs. En partie du fait de la contrainte d'apport initial, les propriétaires sont légèrement plus diplômés, beaucoup plus âgés et ont une expérience sur le marché du travail plus élevée que les locataires.

Tableau 1 : Statistiques descriptives

	Ensemble	Locataires	Propriétaires
Proportion de femmes	44,2%	43,1%	44,8%
Proportion d'individus à nationalité française	95,8%	93,9%	97,0%
Proportion d'individus ayant reçu un héritage	5,3%	3,9%	6,1%
Age			
17 - 25 ans	2,0%	5,0%	0,3%
26 - 35 ans	24,4%	39,6%	15,2%
36 - 45 ans	36,0%	30,3%	39,4%
plus de 45 ans	37,6%	25,1%	45,1%
Situation familiale			
Personne seule	2,7%	2,7%	2,6%
En couple sans enfants	22,0%	27,1%	18,9%
En couple avec enfants	69,6%	60,1%	75,4%
Famille monoparentale	5,7%	10,1%	3,1%
Niveau de diplômes			
Enseignement général primaire et secondaire	30,5%	31,9%	29,7%
Diplôme d'enseignement technique court	35,0%	35,0%	35,0%
Diplômes d'enseignement technique long	15,8%	15,5%	16,1%
Diplômes d'enseignement supérieur – 1er cycle	11,0%	10,3%	11,3%
Diplômes d'enseignement supérieur – 2ème cycle	7,7%	7,3%	7,9%
Situation professionnelle			
Proportion d'emploi à temps partiel	18,0%	17,2%	18,5%
Proportion de contrat à durée indéterminée	91,1%	86,3%	94,1%
Proportion dans le secteur privé	68,1%	70,4%	66,7%
Expérience			
moins de 5 ans	4,0%	8,8%	1,3%
6 – 10 ans	10,7%	19,2%	5,5%
11 – 20 ans	28,2%	31,3%	26,3%
plus de 20 ans	57,1%	40,7%	67,0%
Situation professionnelle du conjoint			
Proportion d'individus ayant un conjoint en emploi	76,2%	70,1%	79,8%
Proportion d'individus ayant un conjoint au chômage	7,3%	11,1%	4,9%
Nombre d'observations	18 372	6 914	11 458

Source : PEM 1994-2001, calculs des auteurs

2.2 Mesures statistique et subjective de la déqualification dans l'emploi

Nous devons déterminer pour chaque salarié s'il est sujet ou non à une déqualification en emploi. Or, selon la définition la plus fréquemment adoptée, le déclassement⁶ « désigne la situation des personnes qui possèdent un niveau de formation supérieur à celui normalement requis pour l'emploi qu'elles occupent » (Fondeur [1999]). Toutefois, rares sont les professions pour lesquelles il existe une norme explicite de correspondance entre formation et emploi. Nauze-Fichet et Tomasini [2002, 2006] et Giret, Nauze-Fichet et Tomasini [2006] rappellent à ce titre que trois principales méthodes d'évaluation du déclassement ont été retenues par la littérature empirique. L'approche *normative* utilise comme critère de référence le contenu en formation qui est requis pour occuper telle ou telle profession, ou inversement le type de professions auxquelles prépare tel ou tel diplôme. Le déclassement est alors mesuré par la différence entre le niveau de diplôme requis et le niveau de diplôme observé sur le poste de travail. La fragilité d'une telle méthode relève de la construction d'une table de correspondance entre diplôme et professions qui est souvent discutable. L'approche *statistique* quant à elle ne repose pas sur une adéquation formation-emploi établie a priori, mais est définie à partir des fréquences observées des situations diplôme - catégorie professionnelle dans l'échantillon considéré. Enfin, une approche *subjective* du déclassement peut être menée dans certaines enquêtes à partir du sentiment exprimé des personnes interrogées à l'égard de leur travail. Cette évaluation psychologique de leur situation par rapport au poste de travail est appréhendée en général par des questions portant sur l'évaluation de la satisfaction dans l'emploi. La méthode d'évaluation attribuée dans ce cas un poids prépondérant à la perception subjective des individus quant à l'adéquation de leur poste de travail à leur qualification.

Vu les limites de l'approche normative, nous privilégierons ici le déclassement appréhendé à travers les deux dernières mesures. Une variante de l'approche statistique sera retenue dans notre étude. Elle consiste à apprécier le niveau de l'emploi, non plus à partir de la catégorie socioprofessionnelle, qui ne se prête pas aisément à un classement hiérarchique, mais à partir de la rémunération associée. L'autre avantage de cette mesure, proposée initialement par Nauze-Fichet et Tomanisi [2002], est qu'elle est facilement applicable aux données du PEM. En effet, les salariés de notre base de données sont classés en fonction de leur niveau d'étude et on considère qu'un individu subit un *déclassement salarial* si plus de la moitié des actifs titulaires d'un diplôme de niveau immédiatement inférieur ont une rémunération supérieure à la sienne. Plus précisément, nous considérons ici cinq niveaux de diplômes : 1) enseignement général primaire et secondaire, 2) enseignement technique ou professionnel court (CAP, BEP), 3) baccalauréat ou enseignement technique ou professionnel

⁶ Dans cet article, nous utiliserons de manière interchangeable les termes de *déclassement* et de *déqualification*.

long, 4) premier cycle d'enseignement supérieur, 5) deuxième cycle ou plus de l'enseignement supérieur. A titre d'exemple, un salarié dont le diplôme le plus élevé est un baccalauréat sera considéré comme « déclassé » si son salaire est inférieur au salaire médian des salariés titulaires d'un diplôme de l'enseignement technique ou professionnel court.

Une mesure subjective de déclassement peut aussi être construite à partir du PEM à l'aide des réponses à la question « A votre avis, avez-vous une qualification, des aptitudes qui vous permettraient d'occuper un poste plus qualifié ? ». Une réponse positive est alors assimilée à un *déclassement subjectif*. Cette mesure privilégie les évaluations personnelles des individus sur leur sentiment de déqualification, comme Giret [2005]. Cette définition de déclassement est beaucoup moins restrictive que celle de l'approche statistique et ce pour plusieurs raisons. Des individus peuvent avoir les aptitudes pour occuper un poste plus élevé sans pour autant avoir les diplômes ou l'expérience nécessaires pour y accéder. En outre, par construction de la mesure statistique, les salariés appartenant au groupe d'éducation le plus faible ne peuvent pas subir de déclassement salarial alors qu'ils peuvent se sentir surqualifié pour leur emploi.

Il n'est donc pas surprenant que la proportion de salariés déclassés varie entre les deux approches et de façon assez importante. D'une part, elles prennent deux références différentes pour juger de l'adéquation de l'emploi (le salaire versus les aptitudes). D'autre part, l'une privilégie les informations objectives de l'enquête alors que l'autre privilégie les évaluations subjectives formulées par les individus. La proportion de salariés se sentant déclassé l'emporte bien sur celle de ceux objectivement déclassés (Tableau 2). Selon la définition *statistique*, 7,46% de salariés de notre échantillon subiraient un déclassement salarial⁷. En revanche, ils seraient 53,34% à penser qu'ils pourraient occuper un poste plus qualifié. Près des deux tiers des salariés déclassés du point de vue salarial ont le sentiment qu'ils ont les aptitudes pour occuper un meilleur emploi dans la hiérarchie.

Le tableau 3 montre que quelle que soit l'approche considérée, les locataires sont plus déclassés que les propriétaires. Le taux de déclassement salarial (respectivement subjectif) des locataires est 1,7 (respectivement 1,1) fois plus élevé que celui des propriétaires. Toutefois ce résultat, issu des statistiques descriptives, ne suffit pas pour conclure définitivement que la propriété immobilière est plus un avantage qu'un handicap pour sa situation sur le marché du travail. Il pourrait simplement refléter le fait que les locataires et les propriétaires ne sont pas deux groupes homogènes et qu'ils se distingueraient par des caractéristiques individuelles jouant fortement sur le déclassement. En effet, ce résultat ne tient pas compte des effets conjoints des autres variables individuelles telles que la situation matrimoniale, l'âge ou l'expérience sur le marché du travail sur l'accès à la propriété et la déqualification en emploi. D'où l'importance de recourir à une modélisation économétrique

⁷ Si l'on exclut les non-diplômés qui ne peuvent pas, par construction, être déclassés d'un point de vue salarial, le taux de déclassement salarial s'élève à 10,7%.

pour avoir une comparaison fiable de l'impact du statut résidentiel sur les deux mesures de déclassement, toutes choses étant égales par ailleurs.

Tableau 2 : Taux de déqualification en emploi selon l'approche statistique et subjective

	Déclassement subjectif	Pas de déclassement subjectif	Total
Déclassement salarial	4,81%	2,65%	7,46%
Pas de déclassement salarial	48,52%	44,01%	92,54%
Total	53,34%	46,66%	100%

Source : PEM 1994-2001, calculs des auteurs

Tableau 3 : Taux de déqualification en emploi par statut résidentiel

	Déclassement salarial	Déclassement subjectif
Ensemble	7,46%	53,34%
Locataires	10,04%	55,79%
Propriétaires	5,91%	51,86%

Source : PEM 1994-2001, calculs des auteurs

3 Spécification économétrique

Notre but est d'avoir une spécification économétrique qui modélise l'incidence du statut résidentiel sur la déqualification dans l'emploi. Or, l'accession à la propriété immobilière - notamment pour les individus devant emprunter auprès d'un organisme financier - est souvent conditionnée par la situation sur le marché du travail des individus et leurs revenus futurs

anticipés. Elle dépend donc de l'éventuelle déqualification, reflet indirect du niveau de salaire et des espérances de gains. En outre, il est très probable qu'un individu en situation de déclassement professionnel essaie de changer d'emploi pour en trouver un plus adapté à ses compétences. Dans ce contexte, il peut décider de ne pas chercher à devenir propriétaire d'un logement, envisageant une potentielle mobilité professionnelle dans un avenir proche. Il est, par conséquent, nécessaire de tenir compte de cette potentielle simultanéité entre statut résidentiel et déqualification. La variable de propriété immobilière est probablement endogène dans l'équation de déclassement.

Or, dans les modèles à variables discrètes, des problèmes de cohérence logique (Maddala [1983]) rendent difficiles l'expression d'une simultanéité directe des décisions. En particulier, on ne peut pas introduire à la fois dans l'équation de propriété immobilière le déclassement comme variable explicative et à la fois dans l'équation de déclassement le statut résidentiel comme déterminant. Il faut privilégier un des sens de la relation. Pour ces raisons et au vu de notre problématique, nous avons choisi d'estimer un *probit bivarié récursif* qui permet de modéliser simultanément la probabilité d'être propriétaire et son influence sur la probabilité d'être en situation de déqualification en emploi. Le modèle retenu est *récursif*, dans le sens où l'on retient comme élément prépondérant de l'équation de déqualification en emploi le fait d'être propriétaire ou non. La réciprocity de la relation est quant à elle prise en compte indirectement par l'introduction dans l'équation du statut résidentiel des variables de diplômes qui participent à la définition des indicateurs de déclassements et des variables reflétant le statut de l'emploi du salarié.

Par ailleurs, ce modèle offre l'avantage d'introduire de la corrélation entre les termes d'erreurs des deux équations (statut résidentiel et déqualification) ce qui permet de contrôler l'hétérogénéité inobservable qui pourrait entacher l'estimation de l'influence des caractéristiques sociodémographiques. Par exemple, on peut imaginer que certaines caractéristiques individuelles inobservables telles que le sens de la négociation, les capacités de persuasion, le sens de l'organisation et/ou de mener à bien un projet, influencent à la fois ses chances d'être propriétaire (via l'obtention d'une offre de prêt) et celles de ne pas être déclassé, d'où une corrélation potentielle ρ entre ces variables. Cette dernière peut aussi refléter des éléments conjoncturels inobservables qui affecteraient l'environnement économique dans son ensemble et le marché du logement et du travail en particulier⁸. Plus précisément, le cadre formel de notre spécification est le suivant :

⁸ Supposer une corrélation entre les termes d'erreurs est la façon la plus simple pour tenir compte de l'hétérogénéité inobservable. Les techniques propres aux données de panel seraient plus complexes à mettre en oeuvre dans notre cas d'équations simultanées, non linéaires.

$$y_{ip} = \begin{cases} 1 & \text{si } y_{ip}^* = Z_{ij}\gamma_p + u_{ip} > 0 \\ 0 & \text{si } y_{ip}^* = Z_{ij}\gamma_p + u_{ip} \leq 0 \end{cases} \quad (1)$$

$$y_{id} = \begin{cases} 1 & \text{si } y_{id}^* = y_{ip}\alpha + V_{ij}\gamma_d + u_{id} > 0 \\ 0 & \text{si } y_{id}^* = y_{ip}\alpha + V_{ij}\gamma_d + u_{id} \leq 0 \end{cases} \quad (2)$$

où les résidus (u_{ip} , u_{id}) suivent une distribution normale jointe bivariée:

$$\begin{pmatrix} u_{ip} \\ u_{id} \end{pmatrix} \rightarrow N \left[\begin{pmatrix} 0 \\ 0 \end{pmatrix}, \begin{pmatrix} 1 & \rho \\ \rho & 1 \end{pmatrix} \right] \quad (3)$$

Les équations (1) et (2) modélisent respectivement le fait que le salarié soit propriétaire ($y_{ip}=1$) et celui d'être déclassé ($y_{id}=1$). α capte l'incidence du statut résidentiel sur la déqualification dans l'emploi. Son signe est a priori indéterminé. D'un côté, la propriété immobilière peut restreindre le bassin d'emplois envisageables pour une embauche ou une mutation, ce qui joue positivement sur le déclassement. D'un autre côté, les propriétaires peuvent faire jouer des réseaux sociaux plus importants et faire valoir une plus grande stabilité professionnelle auprès de leurs employeurs, ce qui devrait réduire leur déqualification. Cette modélisation nous permettra de savoir si ces effets se compensent et sinon lequel des deux domine.

Certaines contraintes d'identification doivent être imposées afin d'estimer tous les paramètres. Comme dans tout modèle probit, les variances des résidus ne sont pas identifiables et par conséquent la première restriction consiste à les normaliser à 1 [voir équation (3)]. La seule autre restriction est exigée par la récursivité du modèle. Les résidus des équations latentes n'étant pas indépendants, les paramètres de l'équation de déclassement ne peuvent pas être identifiés si les déterminants des déqualifications V_{ij} incluent tous les déterminants du statut résidentiel Z_{ij} ⁹. La contrainte d'identification est qu'au moins une variable explicative des décisions de propriété immobilière soit exclue de l'équation de déqualification.

La log-vraisemblance associée à ce modèle a pour expression :

⁹ Voir Maddala [1983, p. 117-138] pour un survol des problèmes d'identification dans les modèles récursifs à équations simultanées.

$$\begin{aligned} \ln L = & \sum_{i=1}^N (y_{ip} \cdot y_{id} \ln[\Phi_2(Z_{ij} \cdot \gamma_p, \alpha + V_{ij} \gamma_d; \rho)] \\ & + y_{ip} \cdot (1 - y_{id}) \ln[\Phi_2(Z_{ij} \cdot \gamma_p, -\alpha - V_{ij} \gamma_d; -\rho)] \\ & + (1 - y_{ip}) \cdot y_{id} \ln[\Phi_2(-Z_{ij} \cdot \gamma_p, V_{ij} \gamma_d; -\rho)] \\ & + (1 - y_{ip}) \cdot (1 - y_{id}) \ln[\Phi_2(-Z_{ij} \cdot \gamma_p, -V_{ij} \gamma_d; \rho)] \end{aligned}$$

avec Φ_2 la fonction de répartition d'une loi normale bivariée standardisée¹⁰.

Cette fonction doit être maximisée par rapport aux paramètres γ_p , γ_d , α et ρ . Puisque les individus sélectionnés dans notre échantillon sont suivis plusieurs années, certaines observations risquent d'être fortement corrélées entre elles. Ce problème est de nature à biaiser les estimateurs des variances des coefficients estimés. On y remédie en utilisant un estimateur de variance de type Huber-White.

Conformément à la littérature empirique sur la déqualification (Battu, Belfield et Sloane [2000] ; Nauze-Fichet et Tomasini [2002, 2006] ; Giret, Nauze-Fichet et Tomasini [2006]), on peut retenir comme déterminants V du déclassement non seulement des caractéristiques individuelles sociodémographiques (sexe, expérience, nationalité, tranche d'unité urbaine, origine sociale via la CSP du père, statut matrimonial) mais aussi des caractéristiques relatives à l'emploi et à l'entreprise (type et statut de l'emploi occupé, secteur d'activité, public/privé). Comme di Paola et Moullet [2006], nous ne retenons pas comme déterminants de la déqualification les variables reflétant le niveau d'éducation car notre mesure statistique de déclassement salarial est construite à partir de celles-ci¹⁰.

Pour la plupart des salariés, le choix de devenir propriétaire est en grande partie conditionné par le cycle de vie et les niveaux d'épargne et de revenu. C'est pourquoi, outre l'âge, nous retenons comme variables explicatives Z du statut résidentiel toutes celles pouvant refléter le patrimoine des salariés (héritage, origine sociale), leurs ressources financières et leur flux de revenus futurs (niveau d'éducation, type d'emploi, public/privé, situation professionnelle du conjoint, profession, âge) et leur niveau de dépenses (situation familiale), critères examinés pour l'obtention d'un prêt immobilier. Il s'agit des principaux déterminants généralement mis en évidence dans les travaux économétriques antérieurs traitant du choix du statut résidentiel (Robst, Deitz et McGoldrick [1999] ; LeBlanc [2000] ; Ermisch et Halpin [2004] ; van

¹⁰ Par exemple, $\Phi_2(Z_{ij} \gamma_p, \alpha + V_{ij} \gamma_d; \rho) = \int_{-\infty}^{Z_{ij} \gamma_p} \int_{-\infty}^{-\alpha - V_{ij} \gamma_d} \phi_2(u_{ip}, u_{id}; \rho) du_{ip} du_{id}$ avec

$$\phi_2(u_{ip}, u_{id}; \rho) = [1/2\pi(1 - \rho^2)^{1/2}] \cdot \exp[-0,5(u_{ip}^2 + u_{id}^2 - 2\rho u_{ip} u_{id})/(1 - \rho^2)]$$

¹¹ Par exemple, tous les salariés ayant un diplôme d'enseignement primaire ou secondaire, par définition, ne subissent pas de déclassement salarial.

Vuuren [2005] ; de Graaf et van Leuvensteijn [2007]). Contrairement à van Leuvensteijn et Koning [2004] et Flatau, Forbes, Hendershott et Wood [2002], nous n'introduisons pas directement le niveau de patrimoine, de revenu permanent ou de salaire des individus car ces variables seraient endogènes dans la régression. Leur influence sera captée indirectement par les variables explicatives citées précédemment. Par ailleurs, nous prenons en compte des variables indicatrices pour les différentes années et la taille des unités urbaines de la zone de résidence du salarié, afin de tenir compte des effets de conjoncture et des variations du coût du logement (montant des loyers et prix de l'immobilier) et des services publics (proximité des écoles, densité des modes de transport, infrastructures publiques) entre villes de taille différente.

La contrainte d'identification, évoquée précédemment, est vérifiée ici puisque la variable d'héritage et les indicatrices caractérisant le niveau de diplômes ne sont pas introduites dans les équations de déqualification. La variable d'héritage est supposée influencer le choix de statut résidentiel mais pas directement le fait d'être déclassé. Le montant des héritages étant loin d'être toujours très élevé, les individus qui en ont bénéficié ne modifient pas généralement leur comportement sur le marché du travail mais peuvent utiliser cet apport financier pour concrétiser un projet immobilier.

La contrainte d'identification, évoquée précédemment, est vérifiée ici puisque la variable d'héritage et les indicatrices caractérisant le niveau de diplômes ne sont pas introduites dans les équations de déqualification. La variable d'héritage est supposée influencer le choix de statut résidentiel mais pas directement le fait d'être déclassé. Le montant des héritages étant loin d'être toujours très élevé, les individus qui en ont bénéficié ne modifient pas généralement leur comportement sur le marché du travail mais peuvent utiliser cet apport financier pour concrétiser un projet immobilier.

4 Les résultats empiriques

Les coefficients estimés des deux *probits récursifs bivariés* sont reportés au tableau 4. Le premier (colonnes 1-4) modélise les interactions entre le choix du statut résidentiel et le déclassement salarial alors que le deuxième (colonnes 5-8) modélise celles entre le choix du statut résidentiel et le sentiment individuel et subjectif de déqualification.

4.1 Les déterminants du choix de statut résidentiel

Le premier résultat à souligner est que les effets des déterminants du choix du statut résidentiel mis en évidence sur les données du PEM sont invariants à la mesure de déclassement retenue dans la spécification. Or celle-ci aurait pu avoir une influence puisque les équations de statut résidentiel et de déqualification sont interreliées via le terme de corrélation entre les inobservables. On constate au contraire que les impacts des variables explicatives sont qualitativement identiques entre les deux modèles, mais aussi très similaires en termes quantitatifs. La principale différence réside dans l'ampleur des coefficients associés aux variables d'éducation et de profession.

Tableau 4 : Déterminants des probabilités d'être propriétaire et d'être déclassé

Variables	Propriétaire		Déclassement salarial		Propriétaire		Déclassement subjectif	
	Param.	P. value	Param.	P. value	Param.	P. value	Param.	P. value
Constante	-1,450	(0,000)	-0,293	(0,101)	-1,614	(0,000)	0,110	(0,549)
Propriétaire			1,630	(0,000)			1,211	(0,000)
Sexe (femme=1)	0,183	(0,001)	0,047	(0,011)	0,198	(0,000)	-0,405	(0,000)
Nationalité française	0,244	(0,019)	-0,330	(0,002)	0,276	(0,012)	0,082	(0,417)
Ayant reçu un héritage	0,109	(0,016)			0,208	(0,000)		
Age								
17 - 25 ans	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.
26 - 35 ans	0,210	(0,107)	-0,037	(0,692)	0,407	(0,005)	0,028	(0,787)
36 - 45 ans	0,638	(0,000)	-0,340	(0,002)	0,859	(0,000)	-0,105	(0,393)
plus de 45 ans	0,836	(0,000)	-0,476	(0,000)	1,050	(0,000)	-0,218	(0,098)
Situation familiale								
Personne seule	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.
En couple sans enfants	-0,150	(0,159)	-0,108	(0,275)	-0,118	(0,285)	0,013	(0,907)
En couple avec enfants	0,101	(0,320)	-0,273	(0,003)	0,155	(0,141)	-0,102	(0,326)
Famille monoparentale	-0,866	(0,000)	0,265	(0,037)	-0,883	(0,000)	0,343	(0,011)
Niveau de diplômes								
Enseign. primaire et secondaire	Réf.	Réf.			Réf.	Réf.		
Enseign. court	0,347	(0,000)			0,213	(0,000)		
Enseign. technique long	0,631	(0,000)			0,369	(0,000)		
Enseign. supérieur : 1er cycle	0,552	(0,000)			0,428	(0,000)		
Enseign. supérieur : 2ème cycle	0,699	(0,000)			0,496	(0,000)		
Situation professionnelle du conjoint								
pas de conjoint en activité en emploi	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.
au chômage	0,225	(0,000)	-0,173	(0,001)	0,232	(0,000)	-0,149	(0,002)
	-0,197	(0,003)	-0,044	(0,525)	-0,193	(0,006)	0,087	(0,175)

Tableau 4 : Déterminants des probabilités d'être propriétaire et d'être déclassé

Variables	Propriétaire		Déclassement salarial		Propriétaire		Déclassement subjectif	
	Param.	P. value	Param.	P. value	Param.	P. value	Param.	P. value
Profession du père								
ouvrier	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.
prof. intellectuelle	-0,006	(0,938)	0,048	(0,526)	0,001	(0,985)	0,171	(0,019)
artisan	0,118	(0,121)	0,045	(0,534)	0,141	(0,067)	-0,037	(0,597)
agriculteur	0,121	(0,123)	-0,103	(0,162)	0,121	(0,124)	-0,117	(0,087)
prof. intermédiaire	0,008	(0,905)	-0,002	(0,977)	0,017	(0,812)	0,106	(0,101)
employé	0,037	(0,576)	0,038	(0,546)	0,039	(0,575)	0,004	(0,952)

Tableau 4 (suite): Déterminants des probabilités d'être propriétaire et d'être déclassé

Variables	Propriétaire		Déclassement salarial		Propriétaire		Déclassement subjectif	
	Param.	P. value	Param.	P. value	Param.	P. value	Param.	P. value
Tranche d'unité urbaine								
Commune rurale	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.
< 5 000 hab.	-0,198	(0,029)	0,107	(0,181)	-0,212	(0,020)	0,128	(0,145)
[5 000 – 10 000[hab.	-0,443	(0,000)	0,334	(0,000)	-0,443	(0,000)	0,323	(0,000)
[10 000 – 20 000[hab.	-0,542	(0,000)	0,310	(0,001)	-0,544	(0,000)	0,137	(0,122)
[20 000 – 50 000[hab.	-0,699	(0,000)	0,414	(0,000)	-0,702	(0,000)	0,180	(0,062)
[50 000 – 100 000[hab.	-0,548	(0,000)	0,261	(0,003)	-0,543	(0,000)	0,335	(0,000)
[100 000 – 200 000[hab.	-0,540	(0,000)	0,326	(0,000)	-0,529	(0,000)	0,354	(0,000)
[200 000 – 2 000 000[hab.	-0,683	(0,000)	0,441	(0,000)	-0,662	(0,000)	0,377	(0,000)
agglomération parisienne	-0,905	(0,000)	0,442	(0,000)	-0,928	(0,000)	0,532	(0,000)
Temps partiel	-0,032	(0,559)	0,118	(0,018)	-0,039	(0,498)	0,032	(0,533)
Contrat précaire	-0,318	(0,000)	0,545	(0,000)	-0,310	(0,000)	0,198	(0,000)
Secteur public	0,065	(0,249)	-0,294	(0,000)	0,093	(0,114)	-0,071	(0,174)
Expérience professionnelle								
moins de 5 ans	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.
6 – 10 ans	0,358	(0,000)	-0,491	(0,000)	0,301	(0,001)	-0,190	(0,020)
11 – 20 ans	0,783	(0,000)	-0,941	(0,000)	0,724	(0,000)	-0,414	(0,000)
> 20 ans	1,099	(0,000)	-1,183	(0,000)	1,003	(0,000)	-0,605	(0,000)
Profession								
Employé	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.
prof. intellectuelles	0,053	(0,540)	-0,314	(0,000)	0,145	(0,109)	-0,238	(0,002)
prof. intermédiaires	0,093	(0,120)	-0,190	(0,000)	0,143	(0,022)	-0,123	(0,026)
ouvrier	-0,068	(0,266)	-0,070	(0,223)	-0,103	(0,106)	-0,102	(0,085)

Tableau 4 : Déterminants des probabilités d'être propriétaire et d'être déclassé

Variables	Propriétaire		Déclassement salarial		Propriétaire		Déclassement subjectif	
	Param.	P. value	Param.	P. value	Param.	P. value	Param.	P. value
Secteur d'activité								
Commerce	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.
Ind. agr., alim. et de biens de conso	-0,026	(0,792)	-0,192	(0,030)	-0,018	(0,859)	-0,000	(0,996)
Ind. auto. et biens d'équip.	0,198	(0,056)	-0,523	(0,000)	0,206	(0,049)	-0,202	(0,025)
Ind. biens intermédiaires	0,095	(0,268)	-0,238	(0,007)	0,069	(0,426)	-0,158	(0,055)
Energie, construction	0,140	(0,134)	-0,365	(0,000)	0,133	(0,160)	-0,201	(0,015)
Transport	-0,063	(0,564)	-0,085	(0,406)	-0,029	(0,797)	-0,127	(0,207)
Activ. financières et immobilières	-0,196	(0,089)	-0,075	(0,536)	-0,175	(0,137)	-0,043	(0,676)
Services aux entreprises	0,176	(0,042)	-0,284	(0,000)	0,159	(0,073)	-0,235	(0,003)
Education, Services aux particuliers	-0,165	(0,038)	0,014	(0,837)	-0,180	(0,027)	-0,161	(0,030)
Administration	-0,153	(0,064)	0,119	(0,115)	-0,141	(0,099)	-0,045	(0,564)

Tableau 4 (suite) : Déterminants des probabilités d'être propriétaire et d'être déclassé

Année	Propriétaire		Déclassement salarial		Propriétaire		Déclassement subjectif	
	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.
1995								
1996	-0,007	(0,696)	-0,033	(0,270)	0,004	(0,819)	0,020	(0,131)
1997	-0,005	(0,831)	-0,016	(0,633)	0,011	(0,616)	0,009	(0,598)
1998	0,004	(0,886)	0,075	(0,034)	0,020	(0,427)	-0,009	(0,678)
1999	0,029	(0,301)	0,007	(0,855)	0,054	(0,050)	-0,041	(0,080)
ρ	-0,966		(0,000)		-0,777		(0,000)	
Nombre d'observation	18 372				18 372			

De nombreuses variables sont statistiquement significatives et ont l'effet attendu sur le choix du statut résidentiel. De façon générale, la probabilité de devenir propriétaire augmente avec l'âge, corroborant ainsi les effets traditionnels du cycle de vie des individus. On constate également que la taille de l'unité urbaine de la zone de résidence influence négativement la probabilité d'être propriétaire, de même que la localisation dans l'agglomération parisienne, pour des caractéristiques individuelles équivalentes. Cela confirme l'effet de la pression foncière et de la tension sur le marché immobilier inhérent aux grandes agglomérations sur les difficultés d'accès à la propriété. Mais cela peut aussi refléter qu'un certain nombre de salariés en agglomération parisienne n'en sont pas originaires et souhaitent en partir et donc

investissent moins dans l'achat d'un logement. Par rapport aux personnes seules et aux couples, les individus en situation de monoparentalité ont moins de chances d'être propriétaires de leur logement. Les femmes et les individus de nationalité française ont une propension à la propriété de leur logement plus élevée.

Le diplôme exerce bien une influence sur le statut résidentiel de la population en emploi. Toutefois, nous ne trouvons pas une stricte correspondance entre la hiérarchie des diplômes et le statut de propriétaire. Les individus ayant un diplôme d'enseignement technique ou professionnel long auraient statistiquement autant de chances d'être propriétaires que ceux avec un diplôme universitaire de deuxième cycle, mais ces deux groupes seraient avantagés par rapport aux détenteurs d'un CAP, BEP ou d'un diplôme de premier cycle du supérieur. Ceci s'explique sans doute par les qualités insérantes et les perspectives de carrière de chacun de ces types de diplômes. Dans une optique identique, la valorisation de la formation en entreprise issue de l'expérience accumulée sur le marché du travail facilite l'accès à la propriété, car elle est généralement fortement corrélée à la stabilité en emploi.

De façon non surprenante, la situation du ménage vis-à-vis du marché du travail n'est pas neutre sur le statut d'occupation. Notamment du fait d'un effet richesse, les ménages composés de deux membres en emploi ont plus de chances d'être propriétaires de leur résidence principale que les couples avec un conjoint en inactivité ou au chômage, toutes choses étant égales par ailleurs. De même, les salariés employés sous contrat précaire sont moins souvent propriétaires que leurs homologues en contrat à durée indéterminée. En plus de la nature du contrat d'emploi, le secteur d'activité du salarié est déterminant quant au mode d'occupation du logement. En revanche, la distinction entre salariés du public et du privé ne semble pas pertinente, *ceteris paribus*, de même que l'origine sociale. On peut suspecter que les effets de transfert intergénérationnel jouent pour l'essentiel sur le niveau d'éducation atteint par le descendant, déjà pris en compte dans l'équation. Enfin, les individus ayant bénéficié d'un héritage au cours de l'année précédant l'enquête ont une probabilité plus élevée d'avoir choisi d'être propriétaire.

Au final, les résultats obtenus pour notre échantillon sur les déterminants du statut résidentiel en France sont conformes aux effets attendus et à la littérature empirique sur le sujet.

4.2 Les déterminants du déclassement salarial et subjectif

Regardons maintenant les déterminants de la déqualification en emploi et examinons s'il existe une différence selon qu'elle soit mesurée selon le critère statistique ou subjectif. Les

caractéristiques sociodémographiques jouent, pour la plupart, un rôle significatif sur la déqualification. Ainsi, être une femme et être de nationalité étrangère constituent deux éléments d'accroissement du risque de déclassement salarial. Ces résultats sont cohérents avec les discriminations “ pure” et “statistique” mises en évidence à l'encontre de ces deux groupes de salariés lors de la détermination des salaires (pour la France, voir par exemple, Meurs et Ponthieux [2000], Havet et Lacroix [2003], Meurs et Ponthieux [2006], Tanay et Audirac [2001], Garner-Moyer [2003]). Cependant, ce n'est pas pour autant que les femmes et les salariés de nationalité étrangère ont davantage le sentiment d'être déclassés. Au contraire, toutes choses étant égales par ailleurs, les femmes se déclarent moins souvent déclassées que les hommes. Giret, Nauze-Fichet et Tomasini [2006] avaient déjà fait cette constatation sur les jeunes¹² et proposent deux explications. D'une part, il est possible que les femmes anticipent implicitement qu'elles auront plus de difficultés que leurs homologues masculins à accéder aux emplois les plus élevés dans la hiérarchie, intègrent d'une certaine manière comme plus ou moins incontournable l'existence d'un différentiel de situation par rapport au sexe opposé et ont ainsi - par résignation peut-être - moins le sentiment d'être déqualifiées. D'autre part, confrontées en moyenne à un risque de chômage plus important, les femmes pourraient interpréter de manière plus positive la situation des emplois qu'elles occupent.

Le risque de déclassement salarial diminue avec l'âge et l'expérience professionnelle. Ce résultat rejoint ceux mis en évidence dans les études empiriques antérieures et confirme que la qualité des appariements s'améliorerait au fur et à mesure du déroulement des carrières. Toutefois le ressenti de déqualification ne se réduit significativement qu'avec l'expérience et non avec l'âge. Quelle que soit l'approche retenue, la probabilité d'être déclassé augmente avec la taille de l'unité urbaine de la zone de résidence (même si la hiérarchie de taille n'est pas strictement respectée), ce qui laisse à penser que les marchés du travail locaux caractérisés par une densité de population importante sont le lieu d'une concurrence plus importante entre travailleurs et d'un pouvoir de négociation accru pour les employeurs. De façon corollaire, on peut supposer que les employeurs ne peuvent pratiquer une sous-valorisation des compétences des travailleurs qualifiés dans des zones rurales où il est relativement plus difficile de les attirer. La probabilité de déclassement est aussi très liée au statut du conjoint, conclusion déjà obtenue par Nauze-Fichet et Tomasini [2002] sur un échantillon de primo-entrants sur le marché du travail français. Si le conjoint travaille, l'aversion au risque de chômage est moindre et l'individu peut ou a pu se permettre d'attendre davantage un emploi dont la rémunération et les exigences sont en adéquation avec son diplôme. En revanche, si le conjoint est chômeur ou inactif, une situation de déclassement peut être préférée au non-emploi. D'où des probabilités plus faibles de déqualification pour les salariés avec un conjoint en emploi. Les salariés issus d'une famille dont le père occupe

¹² di Paola et Moullet [2006] trouvent aussi pour la fonction publique qu'à déclassement objectif et statut de fonctionnaire contrôlés, les jeunes hommes s'estiment plus déclassés que les jeunes femmes.

une profession intellectuelle ont le sentiment que leur emploi est moins en adéquation avec leurs aptitudes que les employés et les ouvriers. Les enfants d'agriculteurs sont les plus satisfaits de leur poste au regard de leur qualification. Ces perceptions sont sans doute à relier au sentiment d'ascension sociale par rapport à la situation de leurs parents ; c'est pourquoi à caractéristiques identiques et en particulier à profession donnée, les salariés d'origine sociale modeste se sentent moins déclassés.

Les salariés appartiennent également à un environnement professionnel plus ou moins propice au déclassement. Les secteurs d'activité se différenciant par le niveau des salaires offerts et leur mode de recrutement, notamment du fait de conventions collectives propres à chacun d'eux, ils devraient influencer la déqualification en emploi. Le commerce, l'administration, le transport et les activités financières et immobilières sont les secteurs où la probabilité d'être déclassé est la plus importante, que l'approche du déclassement soit statistique ou subjective.

Enfin, la nature de l'emploi occupé joue aussi. Les emplois précaires sont plus souvent des emplois déclassés que les emplois sous contrat à durée indéterminée. Ce constat n'est pas surprenant : les salariés en emplois précaires les occupent pour la majorité faute de mieux. Leur aversion du risque de chômage les ont conduits à accepter un salaire inférieur à celui auquel ils pourraient prétendre ou un emploi pour lequel ils sont surqualifiés. Ce type d'emplois correspond en général à des emplois d'attente permettant d'acquérir de l'expérience professionnelle dans l'objectif de décrocher par la suite un contrat à durée indéterminée. Du point de vue des professions, quelle que soit l'approche considérée, les ouvriers et les employés sont plus déclassés que les professions intermédiaires, elles-mêmes plus déclassées que les professions intellectuelles. Pour finir, nous pouvons signaler que les salariés de la fonction publique et ceux à temps partiels subissent davantage de déclassement salarial que leurs homologues du secteur privé ou à temps complet, alors qu'ils n'ont pas le sentiment d'être plus déclassés. Cela est cohérent avec les nombreuses études empiriques (Galtier [1999] par exemple) montrant qu'à caractéristiques équivalentes, les travailleurs à temps partiel et ceux du secteur public ont des salaires horaires plus faibles. En outre, les fonctionnaires ont sans doute fait un arbitrage entre emploi moins bien rémunéré et sécurité de l'emploi, et ne s'estiment pas pour autant plus insatisfaits de leur emploi. D'ailleurs, di Paola et Moullet [2006] avaient déjà mis en évidence que le statut de fonctionnaire minimisait le ressenti de déclassement pour les jeunes au moment de leur primo-insertion.

En résumé, un certain nombre de facteurs sont communs au risque de déclassement indépendamment de la mesure. Ces facteurs sont non seulement d'ordre individuel (âge, expérience, situation du conjoint, zone de résidence) mais aussi d'ordre professionnel (type de contrat, profession, secteur d'activité de l'entreprise). La nationalité du salarié, l'appartenance à la fonction publique et le fait de travailler à temps partiel, éléments plus prépondérants dans

le mode de détermination des salaires que dans l'attribution des emplois, sont des déterminants propres au déclassement salarial.

4.3 Impact du statut résidentiel sur la déqualification en emploi

Il nous reste à répondre à notre question principale sur les liens entre statut résidentiel et déclassement. Tout d'abord, nous pouvons souligner que le coefficient de corrélation ρ entre les deux équations, quelle que soit la spécification retenue (déclassement salarial ou subjectif) est statistiquement significatif. Certaines caractéristiques individuelles inobservables jouent donc simultanément sur les chances du salarié d'être propriétaire et sur les risques d'être déclassé. Comme la corrélation ρ est négative, cela suggère que les facteurs inobservés favorables à l'accession à la propriété immobilière sont aussi bénéfiques pour le positionnement sur le marché du travail. Comme évoqué précédemment, on peut penser au sens de la négociation, de l'organisation ou aux capacités de mener à bien un projet. Il était donc indispensable d'estimer simultanément les équations de propriété immobilière et de déclassement via un *probit bivarié*.

Pour savoir si les locataires et les propriétaires ont un rapport différencié aux déclassements salarial et subjectif, nous devons regarder les coefficients associés à la variable de propriété immobilière dans les équations du tableau 4. Les variables de statut résidentiel y sont statistiquement significatives suggérant que la propriété immobilière a bien un impact direct sur la déqualification en emploi. Leurs coefficients étant positifs, les propriétaires seraient ainsi, toutes choses étant égales par ailleurs, davantage déclassés à la fois en termes de salaires et de postes occupés que les locataires. Nos résultats économétriques vont dans le sens inverse que ce que pouvaient laisser entendre les statistiques descriptives du tableau 1. Cependant, ils ne sont pas contradictoires : ils révèlent simplement que les propriétaires, notamment plus âgés, avec plus d'expérience professionnelle et vivant plus majoritairement avec un conjoint en emploi, ont des taux effectifs de déclassement plus faibles. Mais, entre un locataire et un propriétaire qui présenteraient exactement toutes les mêmes caractéristiques (toutes choses étant égales par ailleurs), le salarié propriétaire aurait des risques de déclassement beaucoup plus forts que son homologue locataire. Par exemple, un homme de nationalité française, âgé de 40 ans, vivant en couple avec enfants dans une ville de plus de 200 000 habitants¹³ aurait une probabilité d'être déclassé du point de vue salarial d'environ 40% s'il est propriétaire contre seulement 3% s'il est locataire. De même, il aurait 82% de chances de se sentir déqualifié s'il est propriétaire contre 38% s'il est locataire. Ainsi, toutes choses étant égales par ailleurs, ces

¹³ On a supposé pour le calcul que cet homme avait une conjointe en emploi, une expérience professionnelle comprise entre 6 et 11 ans, un contrat à durée indéterminée à temps plein dans le secteur du commerce et un père qui exerçait une profession intellectuelle.

propriétaires auraient des probabilités d'être déclassés 35% à 45% plus élevées que les locataires.

En conséquence, la propriété immobilière serait un frein au bon positionnement des salariés sur le marché du travail. Les coûts de mobilité plus importants pour les propriétaires nuiraient à la qualité de leur appariement sans doute en restreignant leur bassin d'emplois pour leur embauche initiale et en limitant leurs changements d'emplois. En effet, d'après la théorie de l'appariement¹⁴, la mauvaise adéquation entre un poste et un travailleur est supposée résulter de l'imperfection de l'information des agents (sur les compétences des personnes du point de vue des entreprises et sur les caractéristiques des emplois pour les salariés) et du coût exorbitant pour l'améliorer. Les situations de déclassement constitueraient pour les individus des erreurs de parcours dans la phase de recherche d'un emploi adéquat et l'équilibre devrait se rétablir par la recherche d'un nouvel emploi plus adapté. Ceci est cohérent avec une diminution du déclassement objectif avec l'expérience professionnelle. Or, comme la propriété immobilière entrave ce mécanisme d'ajustement, elle contribue à ce que les mauvais appariements, au lieu d'être transitoires, deviennent persistants. Ces impacts négatifs de moindre mobilité ne seraient pas compensés par les avantages des propriétaires associés à de plus larges réseaux sociaux et à la valorisation de la stabilité par les entreprises.

Ce résultat confirme l'intuition d'Oswald [1996] selon laquelle la propriété immobilière peut nuire aux performances sur le marché du travail : en France, le statut de propriétaire serait un handicap non seulement pour les chômeurs en accroissant leur durée de chômage (Brunet et Lesueur [2004] ; Brunet, Clark et Lesueur [2007]), mais aussi pour la population salariée en augmentant le risque de déclassement salarial et le ressenti de déqualification. Or, le déclassement tant objectif que subjectif a des répercussions néfastes en termes de productivités individuelles et d'efficacité de la gestion de la main d'œuvre. Par exemple, Clark, Masclot et Villeval [2006] montrent, à l'aide d'une étude expérimentale, que les salariés réduisent leur effort fourni dans l'entreprise en réaction à un déclassement salarial. D'après ces conclusions, on peut craindre que les politiques d'aide à l'accession à la propriété immobilière favorise la sous-utilisation des compétences des salariés, contribuant, par un processus en chaîne, à rendre plus difficile l'insertion des travailleurs non qualifiés sur le marché du travail.

5 Conclusion

¹⁴ Pour les bases de la théorie de l'appariement, voir Jovanovic [1979] et Johnson [1978].

Afin d'avoir un élément de réflexion supplémentaire dans le débat sur les bienfaits et les méfaits de la propriété immobilière pour les performances sur le marché du travail, cet article a proposé une étude de l'impact du statut résidentiel sur le déclassement professionnel. Dans une première étape, nous avons construit à partir des données françaises du *Panel Européen des Ménages 1995-2001*, deux mesures de déclassement : la première, statistique et objective, se base sur les niveaux de salaire et la deuxième, subjective, se base sur les sentiments des salariés à avoir les aptitudes pour occuper un poste plus qualifié. Dans une deuxième étape, nous avons estimé un *probit bivarié récursif* qui modélise simultanément la probabilité d'être propriétaire de son logement principal et son influence sur la probabilité d'être déclassé, et ce pour les deux approches de déclassement.

Nos estimations montrent que pour la population en emploi, le fait d'être propriétaire augmente, toutes choses étant égales par ailleurs, le risque de subir un déclassement salarial. Une explication à ce phénomène est que la propriété immobilière, en limitant la mobilité professionnelle, entrave le processus d'amélioration de la qualité des appariements entre salariés et emplois. La conséquence directe de cette plus faible valorisation relative de leurs diplômes par les propriétaires pourrait être la diminution de leur effort au sein de l'entreprise, ce qui pourrait peser sur leur productivité et accentuer les écarts salariaux. Par ailleurs, le fait d'être propriétaire augmente aussi le sentiment de déqualification des individus par rapport à leur poste. Ce phénomène est susceptible là-encore de jouer négativement sur la motivation des propriétaires, sur leur productivité comme sur la progression de leur carrière.

De nombreuses études ont documenté les positions relativement plus favorables des propriétaires sur le marché du travail, que ce soit face au risque de chômage, comme récemment van Leuvensteijn et Koning [2004], de Graaff et van Leuvensteijn [2007] et van Vuuren et van Leuvensteijn [2007], ou en termes de conditions salariales à l'instar de Munch et al. [2008]. Il semble cependant que ces conclusions soient à relativiser en tenant compte de la qualité des appariements sur le marché de l'emploi à travers une plus grande fréquence des situations de déclassement pour les individus propriétaires. La stabilité induite par de forts coûts de mobilité est susceptible d'amener les individus propriétaires à accepter des emplois sur lesquels leur capital humain est sous-valorisé : les employeurs peuvent alors exploiter une rente générée par l'immobilité relative des employés propriétaires, dans le cadre de bassins d'emplois limités spatialement et soumis à une concurrence entre travailleurs. Nous pouvons craindre alors que les politiques d'aide à l'accession à la propriété ne contribuent à augmenter le niveau d'exigence des entreprises quant au niveau de diplôme détenu par les candidats à l'emploi, sans que cela soit nécessairement justifié par les caractéristiques des postes à pouvoir. Or, les critères de recrutement une fois mis en place sont ensuite très difficiles à inverser.

Références

D. Ansieau, P. Breuil-Grenier et J-M. Hourriez [2001], “*Le panel européen : une source statistique longitudinale sur les revenus et les conditions de vie des ménages*”, **Economie et Statistique**, 349-350 (9/10), pp. 3–15.

H. Battu, C. Belfield et P. Sloane, P [2000], “*How well can we measure graduate overeducation and its effects?*” **National Institute Economic Review**, 171(1), janvier, pp. 82–93.

H. Battu, A. Ma et E. Phimister [2008], “*Housing Tenure, Job Mobility and Unemployment in the UK*”, **The Economic Journal**, 118(257), pp. 311-328.

M. Belot et J. Van Ours [2001], “*Unemployment and labor market institutions: An empirical analysis*”, **Journal of the Japanese and International Economies**, 15(4), décembre, pp. 403–418.

P. Breuil-Grenier et H. Valdelièvre [2001], “*Le panel européen : l'intérêt d'un panel d'individus*”, **Economie et Statistique**, 349-350(9/10), pp. 17–40.

C. Brunet, A. Clark et J-Y. Lesueur [2007], “*Statut résidentiel et durée de chômage en France et au Royaume-Uni*”, **Revue française d'Économie**, 22(2), octobre, pp. 165–190.

C. Brunet et J-Y. Lesueur [2004], “*Le statut résidentiel affecte-t-il la durée de chômage ? : Applications microéconométriques sur données françaises*”, **Revue Économique**, 55(3), mai, pp. 569–578.

P. Catte, N. Girouard, R. Price et C. André [2004], “*Contribution des marchés du logement à la résilience économique*”, **Revue Économique de l'OCDE**, 38(1), pp. 139–173.

A. Clark, D. Masclot et M.C. Villeval [2006], “*Effort, revenu et rang : une étude expérimentale*”, **Revue Économique**, 57(3), pp. 635–644.

E. Coulson et L. Fisher [2006], “*Housing Tenure and Labor Market Impacts: The Search Goes On*”, **mimeo**.

T. de Graaff et M. van Leuvensteijn [2007], “*The impact of housing market institutions on*

labour mobility : A european cross country comparison". **CPB Discussion Paper**, août.

T. de Graaff, M. van Leuvensteijn et C. van Ewijk [2008], "Homeownership, Social Renting and Labor Mobility accross Europe", **mimeo**.

T. Debrand et C. Taffin [2005], "*Les facteurs structurels et conjoncturels de la mobilité résidentielle depuis 20 ans*", **Economie et Statistique**, 381-382 , pp. 125–146.

R. Dietz et D. Haurin [2003], "The social and private micro-level consequences of homeownership", **Journal of Urban Economics**, 54(3), novembre, pp. 401–450.

V. di Paola et S. Moullet [2006], "*Femmes et fonction publique : un risque calculé de déclassement ?*" in P. Béret, V. di Paola, J.F. Giret, Y. Grelet et P. Werquin eds, "XIIIes Journées d'études sur les données longitudinales dans l'analyse du marché du travail", n°15, 'Relief, Echanges, Céreq', juin, pp. 169-183.

J. Ermisch et B. Halpin [2004], "Becoming a homeowner in Britain in the 1990s" dans *Home Ownership and Social Inequality in Comparative Perspective*, K. Kurz and H.-P. Blossfeld, Eds., Social Inequality Series, Stanford University Press.

P. Flatau, M. Forbes, G. Wood, P. Hendershott et L. O'Dwyner [2002], "*Home Ownership and Unemployment: Does the Oswald Thesis Hold for Australian Regions?*" **Working Paper Economics, Murdoch University**, 189.

P. Flatau, M. Forbes, P. Hendershott et G. Wood [2003], "*Homeownership and unemployment: The roles of leverage and public housing*", **NBER Working Paper**, W10021, octobre.

Y. Fondeur [1999], "*Le déclassement à l'embauche*". Tech. rep., Rapport réalisé pour le Commissariat Général au Plan.

G. Forgeot et J. Gautié [1997], "*Insertion professionnelle des jeunes et processus de déclassement*", **Économie et Statistique**, 304-305(3/4), pp. 53–74.

B. Galtier [1999], "*Les temps partiels : entre emplois choisis et emplois "faute de mieux" "*", **Économie et Statistique**, 321-322(1/2), pp. 57–77.

J. Garcia et J. Hernandez [2004], “User Cost Changes, Unemployment and Home-ownership : Evidence from Spain”, **Urban Studies**, 41(3), pp. 563–578.

H. Garner-Moyer [2003], “Discrimination et emploi : revue de la littérature”, Document d’étude 69, DARES.

J-F. Giret [2005], “Quand les jeunes s’estiment déclassés”, dans *Des formations pour quels emplois*, J.-F. Giret, A. Lopez, et J. Rose, Eds., La Découverte, pp. 275–288.

J-F Giret, E. Nauze-Fichet et M. Tomasini [2006], “Le déclassement des jeunes sur le marché du travail”, **Données sociales**, 307–314.

L. Gobillon [2001], “Emploi, logement et mobilité résidentielle”, **Economie et Statistique**, 349-350(9/10), pp. 77–98.

R. Green et P. Hendershott [2001], “Home-ownership and unemployment in the US”, **Urban Studies**, 38(9), pp. 1509–1520.

P. Gregg, S. Machin et A. Manning [2004], “Mobility and Joblessness”, dans *Seeking a Premier Economy : The Economic Effects of British Economic Reforms 1098-200*, D. Card, R. Blundell et R. Freeman, eds, NBER Comparative Labor Market Series, University of Chicago Press.

N. Havet et G. Lacroix [2003], “Career starts and the male-female wage gap”, **Cahier de la série scientifique du Cirano**, 2003s-55 , septembre.

A. Henley [1998], “Residential mobility, housing equity and the labour market”, **The Economic Journal**, 108(447), mars, pp. 414–427.

W. Johnson [1978], “The Theory of Job Shopping”, **Quarterly Journal of Economics** 92(2), 261–278.

B. Jovanovic. [1979], “Job Matching and the Theory of Turnover”, **Journal of Political Economy** 87(5), 972–980.

A. Laferrère [2005], “Quitter le nid : entre forces centripètes et centrifuges”, **Economie et Statistique**, 381-382, octobre, pp. 147–175.

D. Le Blanc [2000], “*L’impact des contraintes d’emprunt sur l’accès à la propriété*”, Document de travail, DSDS, INSEE F2005.

G. Maddala [1983], *Limited Dependent and Qualitative Variables in Econometrics*. Cambridge University Press, 1983.

D. Meurs et S. Ponthieux [2000], “*Une mesure de la discrimination dans l’écart de salaire entre hommes et femmes*”, **Économie et Statistique**, 337-338(7/8), pp. 135–158.

D. Meurs et S. Ponthieux [2006], “*L’écart des salaires entre les femmes et les hommes peut-il encore baisser ?*”, **Economie et Statistique**, 398-399, pp. 99–129.

C. Minodier [2006], “*Changer de logement dans le même environnement*”, In *Données sociales 2006*, La documentation française, Paris, pp. 515–523.

J-R. Munch, M. Rosholm et M. Svarer [2006], “*Are Home Owners Really More Employed?*”, **The Economic Journal**, 116(514), pp. 991-1013.

J-R. Munch, M. Rosholm et M. Svarer [2008], “*Homeownership, Job duration and Wages*”, **Journal of Urban Economics**, 63(1), pp. 130-145.

E. Nauze-Fichet et M. Tomasini [2002], “*Diplôme et insertion sur le marché du travail : approches socioprofessionnelle et salariale du déclassement*”, **Economie et Statistique**, 354, pp. 21–48.

E. Nauze-Fichet et M. Tomasini [2006], “*Parcours des jeunes à la sortie du système éducatif et déclassement salarial*”, **Economie et Statistique**, 388-389, juin, pp. 57–83.

S. Nickell et R. Layard [1999], “*Labor market institutions and economic performance*”, in *Handbook of Labour Economics*, O. Ashenfelter and D. Card, Eds., vol. 3, pp. 3029–3084.

S. Nickell, L. Nunziata et W. Ochel [2005], “*Unemployment in the OECD since the 1960s. What do we know?*”, **The Economic Journal**, 11, pp. 1-27.

A. Oswald [1996], “*A conjecture on the explanation for high unemployment in the*

industrialised nations: part I”, **University of Warwick Economic Research Papers**, 475.

A. Oswald [1998], “*The missing piece of unemployment puzzle*”, **CEPR Workshop on Unemployment Dynamics**.

M. Partridge et D. Rickman [1997], “*The Dispersion of US State Unemployment Rates : The Role of Market and Non-Market Equilibrium Factors*”, **Regional Studies : The Journal of the Regional Studies Association**, 31(14), pp. 593–606.

J. Pehkonen [1999], “Unemployment and Home-Ownership”, **Applied Economics Letters**, 6, pp. 263–265.

J. Robst, R. Deitz et K. McGoldrick [1999], “*Income variability, uncertainty, and housing tenure choice*”, **Regional Science and Urban Economics**, 29, pp. 219–229.

M. Rosholm et M. Svarer [2004], “*Endogenous wage dispersion in a search-matching model*”, **Labour Economics**, 11(5), pp. 623–645.

L. Smith, K. Rosen et G. Fallis [1988], “*Recent developments in economic models of housing markets*”, **Journal of Economic Literature** , 26, mars, pp. 29–64.

A. Tanay et P-A. Audirac [2001], “*La difficile situation des salariés étrangers*”, **Problèmes économiques**, 2695, pp. 9-12.

M. van Leuvensteijn et P. Koning [2004], “*The effect of home-ownership on labor mobility in the Netherlands*”, **Journal of Urban Economics**, 55(3), mai, pp. 580–596.

A. van Vuuren [2005], “*The relationship between expectations of labor market status, homeownership and the duration of unemployment*”, mimeo, août.

A. van Vuuren et M. van Leuvensteijn [2007], “*The impact of Homeownership on Unemployment in the Netherlands*”, **CPB Discussion Paper**, 86, 53 pages.