



HAL
open science

Statut résidentiel, mobilité et marché du travail : analyses empiriques et théoriques

Faouzi Sellem

► **To cite this version:**

Faouzi Sellem. Statut résidentiel, mobilité et marché du travail : analyses empiriques et théoriques. Economies et finances. Université du Maine, 2012. Français. NNT : 2012LEMA2002 . tel-00753388

HAL Id: tel-00753388

<https://theses.hal.science/tel-00753388>

Submitted on 19 Nov 2012

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.

UNIVERSITÉ DU MAINE
FACULTÉ DE DROIT, DES SCIENCES ÉCONOMIQUES ET DE
GESTION

ÉCOLE DOCTORALE : DROIT, ÉCONOMIE-GESTION, SOCIÉTÉS ET TERRITOIRES

Année 2012

Numéro attribué par la bibliothèque

|||||

THÈSE

Pour obtenir le grade de
Docteur de l'Université du Maine
Discipline : Sciences Économiques

Présentée et soutenue publiquement par

FAOUZI SELLEM

Le 26/09/2012

**STATUT RÉSIDENTIEL, MOBILITÉ ET MARCHÉ DU
TRAVAIL : ANALYSES EMPIRIQUES ET THÉORIQUES**

JURY

DIRECTEUR DE THÈSE
M. François Langot

Professeur à l'Université du Maine

CO-DIRECTEUR DE THÈSE
Mme Salima Bouayad-Agha

Maître de conférences à l'Université du Maine

RAPPORTEURS
M. Yannick L'Horty
Mme Elena Stancanelli

Professeur à l'Université de Paris-Est
Chargée de recherche, THEMA-CNRS

EXAMINATEURS
M. Laurent Gobillon
M. Antoine Terracol
Mme Thepthida Sopraseuth
M. Arnaud Chéron

Chargé de recherche, INED
Maître de conférences à l'Université de Paris I
Professeur à l'Université du Maine
Professeur à l'Université du Maine

L'Université du Maine n'entend donner aucune approbation ou improbation aux opinions émises dans cette thèse. Ces opinions doivent être considérées comme propres à leur auteur.

Remerciements

La rédaction d'une thèse est un exercice solitaire qui ne serait rendue possible sans le soutien de plusieurs personnes.

Je tiens tout d'abord à exprimer ma reconnaissance envers mes directeurs de thèse Salima Bouayad-Agha et François Langot. Je les remercie pour leur disponibilité, leurs encouragements et leurs précieux conseils qu'ils m'ont donnés tout au long de cette thèse.

Je tiens à remercier Elena Stancanelli, Yannick L'Horty, Laurent Gobillon, Antoine Terracol, Arnaud Chéron et Thepthida Sopraseuth d'avoir accepté de lire ce travail et de prendre part au jury.

Je voudrais remercier tous les membres du GAINS : Arnaud Chéron, Ahmed Tritah, Stéphane Adjemian, Nicolas Le Pape, Meglena Jeleva, Pierre-Jean Messe, Jean-Pascal Gayant, Eva Moreno-Galbis, Jonathan Vaksmann, Yves Zenou ainsi que Sébastien Ménard pour sa collaboration au sein de mes articles.

Je voudrais remercier tous les doctorants du GAINS et en particulier Aymen Esselmi, Sarah Le Duigou, Kevin Popperl et Kai Zhao.

Je souhaiterais donner un coup de chapeau particulier à Benoît, Audrey, Camus pour avoir survécu à la lecture des versions préliminaires de cette thèse.

Merci enfin et surtout à ma famille, sans qui je ne serais pas là. Merci à mes parents qui m'ont toujours soutenu et réconforté dans les moments de doutes.

Et bien sûr, merci à tous ceux que j'oublie. Qu'ils voient en ces quelques mots le signe de ma reconnaissance.

Table des matières

Introduction générale	1
1 Statut résidentiel, mobilité et marché du travail : une revue de la littérature	11
1.1 Introduction	12
1.2 Accession à la propriété et politiques du logement dans les pays de l'OCDE	15
1.2.1 Evolution du statut résidentiel en France	18
1.3 Conséquences économiques des modes d'occupation du logement .	19
1.3.1 La propriété immobilière tend à réduire la mobilité	19
1.3.2 Qu'en est-il de la mobilité des locataires de logements sociaux?	22
1.4 Statut résidentiel et marché du travail	23
1.4.1 Quelques faits stylisés	23
1.4.2 <i>Hypothèse d'Oswald</i> sur données macroéconomiques	24
1.4.3 Approches théoriques du lien entre statut résidentiel et marché du travail	26
1.4.4 Modèle de recherche d'emploi avec coûts de mobilité exogènes	27

1.4.5	Un exemple d'extension du modèle de recherche d'emploi avec coûts de mobilité	32
1.4.6	Une approche alternative permettant d'identifier le lien entre statut résidentiel et marché du travail	34
1.4.7	Du modèle théorique au modèle de durée	41
1.4.8	Les études empiriques	47
1.5	Conclusion du chapitre	59
2	Statut résidentiel, durée de chômage et mobilité résidentielle	61
2.1	Introduction	62
2.2	Panel Européen des Ménages et définition de l'échantillon d'étude	63
2.2.1	Panel Européen des Ménages	63
2.2.2	Présentation de l'échantillon et analyse descriptive	65
2.2.3	Analyse non-paramétrique de la fonction de survie	69
2.3	Propriété immobilière et durée de chômage	73
2.3.1	Modélisation semi-paramétrique	75
2.3.2	Variables explicatives et identification	83
2.4	Résultats des estimations	84
2.5	Propriété immobilière, durée de chômage et mobilité résidentielle .	95
2.5.1	Modélisation semi-paramétrique	96
2.5.2	Résultats des estimations	101
2.6	Conclusion du chapitre	109
3	Statut résidentiel, contrainte financière, épargne de précaution et durée de chômage	111
3.1	Introduction	112
3.2	Présentation de l'échantillon et analyse descriptive	113
3.2.1	Analyse non-paramétrique de la fonction de survie	116

3.3	Statut résidentiel, contrainte financière et durée de chômage . . .	117
3.3.1	Modèle semi-paramétrique simple	118
3.3.2	Modèle semi-paramétrique joint	120
3.3.3	Variables explicatives et identification	123
3.4	Résultats des estimations	124
3.4.1	Résultats du modèle semi-paramétrique simple	124
3.4.2	Résultats du modèle semi-paramétrique joint	125
3.5	Statut résidentiel, épargne de précaution et durée de chômage . .	131
3.5.1	Présentation de l'échantillon d'étude et analyse descriptive	132
3.5.2	Analyse non-paramétrique de la fonction de survie	135
3.5.3	Modélisation semi-paramétrique jointe	137
3.6	Résultats	140
3.7	Conclusion du chapitre	145
4	Statut résidentiel et retour à l'emploi dans un modèle à agents	
	hétérogènes : effet mobilité ou effet richesse ?	147
4.1	Introduction	148
4.2	Présentation du modèle	150
4.2.1	Les préférences des agents	151
4.2.2	Statut résidentiel, coûts de mobilité et de transaction . . .	152
4.2.3	Risques sur le marché du travail	153
4.2.4	Revenus des ménages, comportement d'épargne et contrainte d'endettement	154
4.2.5	Règles de décision des agents	158
4.2.6	L'effort de recherche optimal	160
4.2.7	L'équilibre stationnaire de l'économie	161
4.2.8	Le bien-être de l'économie	162
4.3	Calibration	163

4.4	Mobilité résidentielle et retour à l'emploi	166
4.4.1	Accession à la propriété et retour à l'emploi	166
4.4.2	Résultats des politiques économiques	177
4.5	Analyse de bien-être	186
4.6	Conclusion du chapitre	187
	Conclusion générale	191
	Bibliographie générale	195
	A Annexe du chapitre 1	207
A.1	Statique comparative des conditions d'équilibre du modèle	207
	B Annexe du chapitre 2	211
	C Annexe des chapitres 2 et 3 : Les modèles de durée	215
C.1	Préliminaires : fonction de survie, fonction de hasard et censure	215
C.2	Censures	219
C.2.1	Censures à gauche	219
C.2.2	Censures à droite	219
C.2.3	Les dépendances de durée	221
C.3	Estimation des modèles de durée	221
C.3.1	Approche non-paramétrique	221
C.3.2	Approche paramétrique	223
C.3.3	Approche semi-paramétrique	224
C.3.4	Hétérogénéité inobservée	226
C.3.5	Modèles de hasard proportionnel mélangé « <i>Mixed Proportional Hazard</i> (MPH)»	228
C.3.6	Choix d'une distribution mélangeante	229

D Annexe du chapitre 4	233
D.1 Les équations de Bellman	233
D.1.1 L'effort de recherche optimal	235
D.1.2 Élasticités des politiques économiques	235

Introduction générale

Dans la plupart des pays de l'OCDE, les politiques du logement ont joué un rôle essentiel dans l'évolution de la part de ménages propriétaires de leur résidence principale¹. Par exemple, la France n'a pas hésité à innover dans ce domaine. En effet, de multiples dispositifs en faveur de l'accession à la propriété ont été créés par les gouvernements successifs afin de favoriser l'accès au logement pour les ménages aux revenus modestes². Sans oublier d'autres moyens qui ont été mis en place dans le but d'aider les primo-accédants à faire face à leurs charges de remboursement³. Cependant, malgré les efforts déployés par les gouvernements, le taux de propriétaires n'a guère évolué depuis 1984. A cette époque, 50,7% des ménages étaient propriétaires de leur résidence principale tandis qu'en 2011, ils sont 58% (Andrews et *al.*, 2011). Ainsi, le taux de propriétaires occupants en France reste en dessous de la moyenne européenne qui est de 66%. De ce fait, la

1. On peut classer les pays selon leur pourcentage de logements occupés par leur propriétaire en 2009 : 1. Grèce : 87% ; 2. Espagne : 80.6% ; 3. Irlande : 79.5% ; 4. Portugal : 76% ; 5. Italie : 71.4% ; 6. Royaume-Uni : 70% ; 7. Australie : 69.8% ; 8. États-Unis : 68% ; 9. Canada : 68% ; 10. Belgique : 68% ; 11. Nouvelle-Zélande : 67% ; 12. Norvège : 63% ; 13. Japon : 62% ; 14. Finlande : 59% ; 15. Autriche : 59% ; 16. France : 58% ; 17. Suède : 56% ; 18. Pays-Bas : 53% ; 19. Danemark : 49% ; 20. Allemagne : 43%.

2. Voir Louvot et Runavot (2001) pour un historique de la politique du logement en France.

3. Par exemple, aides personnelles au remboursement, primes distribuées sous diverses formes, partage de la propriété avec un organisme social, démembrement de propriété ou accès à des crédits bonifiés ou hors marché.

réforme de 2011 avait pour but de simplifier les douze dispositifs déjà existants⁴ et à être plus efficace concernant le dispositif d’accession à la propriété pour soutenir davantage les ménages qui en ont le plus besoin.

La littérature récente essaie de savoir si ces politiques publiques, visant à créer des “*nations de propriétaires*”, pouvaient également être un moteur de développement économique. En outre, elle cherche à analyser les liens entre les choix résidentiels et les comportements des individus sur le marché du travail.

Propriété immobilière et taux de chômage : *l’hypothèse d’Oswald*

Ce débat précurseur a été initié par les travaux d’Oswald (1996, 1998, 1999). Ce fut le premier à s’intéresser aux interactions entre les marchés du logement et du travail; et plus précisément, à l’impact de la propriété immobilière sur le chômage. A partir de données agrégées pour différents pays de l’OCDE, Oswald (1996,1998) met en exergue une corrélation positive entre le taux de propriétaires et le taux de chômage. Il souligne qu’une augmentation de 10% du taux de propriétaires ferait augmenter le taux de chômage d’environ 1% à 2%. Pour Oswald (1999) cette externalité négative de la part de propriétaires sur le taux de chômage s’explique essentiellement par des coûts de mobilité plus importants pour les propriétaires, qui de ce fait seraient, lorsqu’ils sont au chômage, moins efficaces dans leur recherche d’emploi. Ainsi, *toutes choses égales par ailleurs*, lorsque le nombre de propriétaires augmente, leur mobilité résidentielle étant moins élevée que celle des locataires, cela se traduit par une hausse du taux de chômage *via* une baisse des appariements entre demandeurs d’emploi et emplois vacants.

4. Il existe avant la réforme 12 mesures d’aides directes ou indirectes pour soutenir l’accession à la propriété, dont 5 principales (le prêt à taux zéro, l’épargne logement, le pass-foncier, le crédit d’impôt sur les intérêts d’emprunt immobilier, les aides personnelles au logement pour l’accession).

Hypothèse d'Oswald, contradiction et dépassement

Au-delà du premier mécanisme avancé par Oswald (1999), les travaux empiriques récents réalisés sur des données agrégées réfutent cette hypothèse simple et mettent en évidence une corrélation négative entre le taux de chômage et le taux de propriétaires occupants (Garcia et Hernandez, 2004 ; Coulson et Fisher, 2009). De même, les travaux empiriques réalisés sur des données individuelles, et notamment ceux soucieux de tenir compte de l'endogénéité du statut résidentiel, plaident pour une réfutation de cette hypothèse. Par exemple, Flatau et *al.* (2003) pour l'Australie et Coulson et Fisher (2008, 2009) pour les États-Unis montrent que, la probabilité d'être au chômage est négativement corrélée au statut de propriétaires.

Propriété immobilière et performance du marché du travail

Dans ce courant de la littérature économique sur les interactions entre les marchés du travail et du logement, quelques études empiriques plus récentes se sont intéressées au lien entre propriété immobilière, durée d'emploi et transitions professionnelles [voir par exemple, van Leuvensteijn et Koning (2004) pour les Pays-Bas ; Munch et *al.* (2008) pour le Danemark ; de Graaff et van Leuvensteijn (2007) pour un groupe de pays européens et Battu et *al.* (2008) pour le Royaume-Uni]. Elles cherchent ainsi à vérifier empiriquement si pour les individus en emploi, la propriété immobilière diminue bien les risques de chômage, les transitions emploi-emploi ou les transitions vers l'inactivité. Les résultats de ces études concluent globalement à des durées d'emploi plus longues pour les propriétaires, associées à des mobilités professionnelles moins fréquentes. Elles mettent également en évidence un risque de chômage plus faible pour les propriétaires réfutant ainsi *l'hypothèse d'Oswald*.

De nombreux travaux fondés sur des données individuelles ont tenté également de tester *l'hypothèse d'Oswald* et, plus précisément l'impact du statut résidentiel sur la durée du chômage. Toutefois, ces travaux apportent des résultats très controversés⁵ sur le sens de la liaison entre statut résidentiel et durées du chômage. Par exemple, Brunet et Lesueur (2004) ; Brunet, Clark et Lesueur (2007) pour la France, et Green et Hendershott (2001) pour les États-Unis confirment plutôt *l'hypothèse d'Oswald*, en mettant en évidence une corrélation positive entre le statut de propriétaire et la durée des épisodes de chômage ; alors que Goss et Phillips (1997), Coulson et Fisher (2002) pour les États-Unis, et Flatau et *al.*(2003) pour l'Australie l'infirmen : la durée des épisodes de chômage est plus courte pour les propriétaires que pour les locataires.

Suite à ces contradictions observées au niveau microéconomique, d'autres études empiriques se sont intéressées au lien entre propriété immobilière, durée de chômage et mobilité résidentielle. A l'aide de modèles de durée sophistiqués tenant compte conjointement de l'endogénéité du statut résidentiel et de l'hétérogénéité inobservée, Munch et *al.* (2006) pour le Danemark et van Vuuren et van Leuvensteijn (2007) pour les Pays-Bas montrent que les propriétaires ont des durées de chômage plus faibles que celles des locataires. Néanmoins, ces auteurs confirment également la faible mobilité des propriétaires par rapport aux locataires⁶. Cela s'expliquerait par le fait que les propriétaires doivent faire face à des coûts de mobilité élevés⁷ lorsqu'ils acceptent un emploi engendrant une mobilité résidentielle (Andrews et *al.*, 2011). De fait, l'étude de van Ommeren et

5. Ces contradictions sont liées essentiellement aux méthodes économétriques employées par les auteurs afin de résoudre ou non le problème de l'endogénéité du statut résidentiel, cela sera développé au sein du chapitre 1.

6. Il convient de noter que d'autres études empiriques confirment également la faible mobilité des propriétaires par rapport aux locataires (voir par exemple, Hammnett, 1991 ; Rohe et Stewart 1996 ; South et Deane, 1993 ; Henley, 1998 ; Gobillon, 2001 ; Debrand et Taffin, 2005).

7. Commissions des agents immobiliers, frais d'enregistrement et de mutation, etc.

van Leuvensteijn (2005) pour un certain nombre de pays⁸, montre que de forts coûts de transaction créent des effets de blocage (“*lock-in*”) et limitent la mobilité des propriétaires. Selon cette étude, une réduction des coûts de transaction de 1% accroîtrait la mobilité des propriétaires de 8%.

Récemment, Munch et *al.* (2006) proposent un modèle de recherche d’emploi prenant en compte les coûts de mobilité des propriétaires. L’économie du modèle est composée de deux marchés du travail (local et non-local), et la distribution des offres de salaire dans laquelle sont tirées les propositions d’emploi faites aux chômeurs (propriétaires ou locataires) est identique. Les auteurs montrent alors que le salaire de réservation des propriétaires sur le marché du travail local est inférieur à celui des locataires. Cependant, le salaire de réservation des propriétaires s’établit à un niveau supérieur à celui des locataires lorsque le retour à l’emploi est associé à une mobilité résidentielle. En d’autres termes, les exigences salariales des propriétaires pour des emplois locaux sont moins fortes à cause des coûts liés à l’achat et à la vente de leur logement. Le modèle de Munch et *al.* (2006) prédit un taux de retour à l’emploi des propriétaires moins important que celui des locataires lorsque celui-ci s’accompagne d’une mobilité résidentielle et plus important sur le marché du travail local. Cependant, l’effet du statut résidentiel sur le taux global de retour à l’emploi reste indéterminé. Rouwendal et Nijkamp (2006) affinent le modèle de Munch et *al.* (2006), en supposant que le taux d’arrivée des offres d’emploi est une fonction croissante de l’intensité de recherche qui est une activité coûteuse et à coût marginal croissant. Le modèle de Rouwendal et Nijkamp (2006) prédit un taux d’arrivée des offres locales à l’équilibre élevé. En tenant compte de leurs coûts de mobilité résidentielle élevés, les propriétaires au chômage préfèrent concentrer leur recherche d’emploi à proxi-

8. Allemagne, Belgique, Danemark, France, Pays-Bas et l’Ukraine.

mité de leur logement en augmentant leur effort de recherche sur le marché du travail local. Cependant, la hiérarchie des taux d'arrivée des offres sur le marché du travail non-local entre propriétaires et locataires reste indéterminée.

Par ailleurs, ces travaux théoriques semblent ignorer l'effet de richesse pouvant affecter le comportement de recherche des propriétaires et rendre ces derniers plus sélectifs à l'égard des offres d'emploi qu'ils reçoivent. En effet, de nombreux travaux ont mis en avant l'effet négatif de la richesse sur le taux de retour à l'emploi : les ménages possédant un stock d'actifs financiers important peuvent lisser plus facilement leur consommation et rester au chômage plus longtemps. En utilisant des données anglaises, Stancanelli (1999) montre que le niveau de richesse réduit significativement la probabilité de retour à l'emploi. Selon Boemen et Stancanelli (2001), le salaire de réservation d'un chômeur est d'autant plus élevé que son patrimoine est important. Algan et *al.* (2003) confirment ce résultat à partir de données françaises en montrant que les ménages possédant un stock d'actifs financiers restent plus longtemps au chômage. Le faible taux de retour à l'emploi des propriétaires peut donc être la conséquence d'un effet richesse. En effet, les propriétaires de plein droit n'ont plus de mensualités à payer, ce qui réduit leur contrainte financière et leur permet ainsi de rester au chômage plus longtemps. Ce mécanisme est confirmé par le fait que les propriétaires accédants ont des taux de sortie du chômage plus élevés que les locataires (Flatau et *al.*, 2003 ; Brunet, Clark et Lesueur, 2007).

D'une manière plus générale, l'accès au crédit immobilier, la fiscalité sur le logement, l'offre de logements ou le montant des loyers sont susceptibles d'influencer la mobilité résidentielle et les décisions des propriétaires en matière de recherche d'emploi. De fait, les récentes estimations de l'OCDE montrent que

les différences de mobilité résidentielle entre pays sont associées aux politiques publiques (Caldera Sánchez et Andrews, 2011). Dans cette perspective, la mobilité résidentielle serait d'autant plus élevée que l'accès au crédit immobilier est plus facile, que les coûts de transaction sont faibles, que l'offre de logements est plus élastique, que les réglementations sur le contrôle des loyers et sur les relations locataires-propriétaires sont plus souples. Néanmoins, lorsque ces réglementations sont trop restrictives, elles peuvent nuire aux performances du marché du travail.

L'objet de cette thèse est une investigation microéconométrique et théorique de l'influence de la propriété immobilière sur les performances du marché du travail en France. Sur le plan empirique, il s'agit de voir d'une part dans quelle mesure les choix du statut résidentiel influencent la durée de chômage ainsi que la mobilité résidentielle des chômeurs ; puis, d'autre part, quel est l'effet des contraintes financières liées au logement en lien avec l'effet de richesse sur le comportement de recherche d'emploi. D'un point de vue théorique, il s'agit de mieux appréhender les raisons pour lesquelles les propriétaires présentent des faibles taux de retour à l'emploi. S'agit-il d'un effet lié aux coûts de mobilité ou bien d'un effet de richesse ? En d'autres termes, peut-on attribuer à la fiscalité, qu'il faudrait alors réformer, la corrélation positive entre le taux de propriétaires et le taux de chômage ?

Plan de la thèse et principaux résultats

La thèse s'articule autour de quatre chapitres. Le premier chapitre présente une synthèse de la littérature récente s'intéressant à l'influence du statut résidentiel sur les performances du marché du travail. Dans un premier temps, nous étudierons l'évolution de l'accession à la propriété dans la plupart des pays de l'OCDE ainsi que les principales politiques du logement dans ces pays. Dans un

second temps, nous présenterons les conséquences socio-économiques du statut résidentiel. Enfin, nous nous pencherons sur les contributions théoriques et empiriques ayant étudié l'impact du statut résidentiel sur les différents aspects du marché du travail.

Le deuxième chapitre s'inscrira dans la lignée des travaux récents (Munch et *al.*, 2006 ; Battu et *al.*, 2008 et van Vuuren 2009) qui cherchent à tester empiriquement *l'hypothèse d'Oswald*, selon laquelle la propriété immobilière augmenterait la durée de chômage des individus ayant opté pour ce mode résidentiel et limiterait la flexibilité du marché du travail. Après la présentation générale de données françaises issues du *Panel Européen des Ménages*, nous proposerons deux contributions à la littérature sur le sujet. La première visera à analyser le lien entre durée de chômage et propriété immobilière. La seconde analysera les liens entre durée de chômage, mobilité résidentielle et propriété immobilière. Les principaux résultats indiquent que le statut de propriétaire est corrélé avec une forte probabilité de retour vers l'emploi sur le marché du travail local, mais également corrélé avec une probabilité moindre de retour à l'emploi lorsque celui-ci s'accompagne d'une mobilité résidentielle. Ainsi, les prédictions théoriques avancées par Oswald (1999) ne sont que partiellement vérifiées dans le cas français.

Le troisième chapitre s'inscrira dans la continuité du chapitre 2. Nous développerons des modèles de durée en temps discret permettant de distinguer les propriétaires avec ou sans emprunt immobilier. La démarche économétrique adoptée permettra, d'une part de mieux appréhender les facteurs qui expliquent les choix du statut résidentiel, et, d'autre part, de saisir les facteurs expliquant le comportement de retour à l'emploi des propriétaires contraints financièrement ou non. Finalement, il sera ainsi possible d'identifier et de corriger le biais d'en-

dogénéité. Nos résultats empiriques suggèrent que les accédants à la propriété sont caractérisés par des durées de chômage plus courtes que celles des locataires, tandis que les propriétaires de plein droit possédant un stock d'actifs financiers élevé restent plus longtemps au chômage. Ce phénomène semble être en adéquation avec les prédictions de certains modèles de recherche d'emploi selon lesquels l'épargne permet aux individus d'être plus sélectifs dans leur recherche d'emploi (Danfort, 1979 ; Lentz et Tranaes, 2001 ; Algan *et al.*, 2003 ; Ménard, 2006).

Le quatrième chapitre visera à analyser les effets du statut résidentiel et des politiques publiques sur les taux de retour à l'emploi, en prenant en compte les coûts de mobilité et le niveau de richesse des individus. Dans ce but, nous utiliserons un modèle à agents hétérogènes dans la lignée des travaux de Aiyagari (1994) et Hugett (1997). Nous considérons une économie composée de deux villes. A chaque période, les individus peuvent choisir *(i)* d'être propriétaire ou locataire dans une de ces deux villes, *(ii)* leur niveau optimal d'épargne afin de se protéger des risques de baisse de leur revenu, *(iii)* leur niveau optimal d'effort pour conserver leur emploi ou en trouver un. Cette approche nous permet alors d'analyser les conséquences des politiques économiques sur la constitution du patrimoine immobilier (le nombre de propriétaires dans l'économie) ainsi que sur la mobilité des individus. Les principaux résultats révèlent que le taux de retour à l'emploi le plus élevé est celui des accédants à la propriété suivis des locataires et des propriétaires de plein droit. D'autre part, il apparaît clairement que le taux de retour à l'emploi diminue avec le niveau de richesse des individus, car une fois l'emprunt lié à leur résidence principale intégralement remboursé, ces agents ne sont plus contraints financièrement. Par conséquent, les chômeurs propriétaires qui possèdent un stock d'actifs financiers élevé recherchent moins activement un emploi et sont plus sélectifs à l'égard des offres d'emploi éloignées de leur logement. Il apparaît également que les coûts de mobilité élevés diminuent bien la

mobilité des individus qu'ils soient propriétaires ou locataires. Une baisse de ces coûts encourage les ménages à rechercher et accepter des emplois ailleurs que dans leur ville de résidence. Cependant, il apparaît que ce comportement a peu de conséquences sur la durée moyenne des épisodes de chômage. Nos résultats suggèrent que la différence de durée de chômage entre propriétaires et locataires s'explique davantage par un effet richesse que par un effet lié aux coûts de mobilité. Enfin, une baisse du nombre de propriétaires ne conduit pas nécessairement à une baisse du taux de chômage.

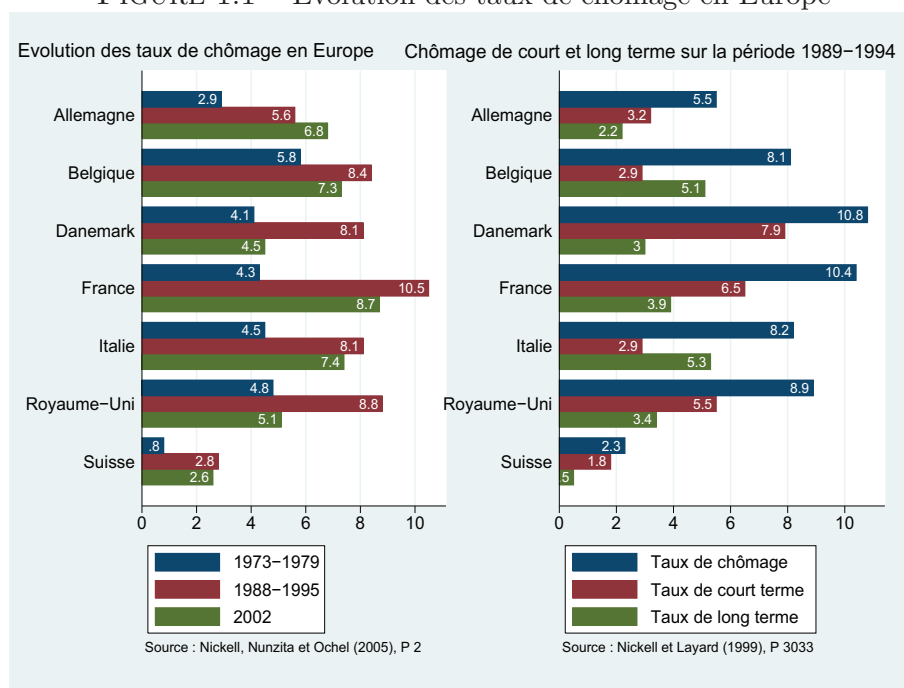
Chapitre **1**

Statut résidentiel, mobilité et marché
du travail : une revue de la littérature

1.1 Introduction

Depuis la fin des années soixante-dix, une tendance à la hausse du chômage a été observée dans la plupart des pays européens. Cela a eu pour conséquence d'engendrer une dégradation de la situation sur le marché du travail qui s'accompagne par un développement du chômage de longue durée. Les Figures ci-dessous mettent en évidence cette constatation.

FIGURE 1.1 – Evolution des taux de chômage en Europe



Ces dernières années, plusieurs contributions se sont intéressées au lien existant entre institutions du marché du travail et performances économiques. Ces études tentent de donner des fondements théoriques à la hausse du chômage d'équilibre. Par exemple, selon Bentolila et Bertola (1990), les coûts de licenciement expliquent en partie la dynamique du taux de chômage en Europe¹. Pour

1. Voir également les travaux de Mortensen et Pissarides (1994), Millard (1996) et Cahuc et Zylberberg (1999).

leur part, Ljungqvist et Sargent (1998) attribuent les différences entre les États-Unis et l'Europe aux systèmes d'assurance chômage. Selon eux, le niveau et la durée de versement des indemnités chômage en Europe seraient responsables du chômage de longue durée et d'une dépréciation du capital humain des chômeurs européens. Pour Nickell (1997), c'est le mode de négociations salariales qui explique une part importante du taux de chômage d'équilibre. Évidemment, il existe d'autres explications du taux de chômage d'équilibre parmi lesquelles la mobilité des travailleurs, les politiques en matière de formation ou encore les politiques actives du marché du travail. Aucune de ces explications n'est exclusive. Selon Oswald (1996,1998), un taux de chômage élevé serait lié à l'augmentation de la proportion de propriétaires. Cette hypothèse d'une relation fonctionnelle positive entre la part de propriétaires occupants et le taux de chômage est avancée comme l'une des explications potentielles des disparités internationales ou interrégionales de taux de chômage, en Europe et aux États-Unis. A partir de données agrégées, Oswald (1996,1998), montre pour différents pays de l'OCDE, qu'une augmentation de 10% du taux de propriétaires ferait augmenter le taux de chômage d'environ 2%.

Si ce résultat s'avérait exact, l'augmentation de la propriété immobilière en Europe après la seconde guerre mondiale serait un déterminant non négligeable du taux de chômage dans les économies développées. Cette corrélation a suscité la curiosité de plusieurs économistes et fut étudiée par la suite dans plusieurs travaux économétriques. A titre d'exemple, Nickell et Layard (1999) montrent, à partir de données agrégées pour vingt pays de l'OCDE, qu'une variation positive de 10% de la part de propriétaires occupants se traduirait par une hausse du taux de chômage comprise entre 1% et 1.5%.

Hypothèse d'Oswald

Oswald (1999) avance cinq mécanismes explicatifs de cette forte corrélation entre le chômage et la propriété immobilière. Tous ceux-ci sont liés à la baisse de la mobilité résidentielle, à l'accession à la propriété ainsi qu'à l'inefficacité du marché du travail.

Le premier mécanisme défini par Oswald (1999) concerne l'effet direct des coûts de mobilité élevés des propriétaires. Compte tenu de tous les règlements fiscaux et des frais de notaire, les propriétaires sont moins susceptibles que les locataires à migrer vers de nouvel endroit pour y accepter un nouvel emploi. Par conséquent, la recherche d'emploi des propriétaires serait concentrée sur des zones géographiques moins étendues que celle des locataires.

Le deuxième mécanisme se base sur le fait que lorsque les marchés du logement sont dominés par une proportion élevée de propriétaires, les marchés locatifs sont plus tendus. Il est donc plus difficile pour les demandeurs d'emploi (notamment les plus jeunes) sans apports financiers de trouver un logement approprié proche de leurs emplois souhaités.

Le troisième mécanisme proposé par Oswald (1999) est en fait une conséquence indirecte du premier : dans une société à faible mobilité résidentielle, l'appariement sur le marché du travail est moins efficace, les travailleurs acceptent des emplois peu adaptés à leurs compétences, ce qui diminue la productivité et les salaires.

Le quatrième mécanisme indique que les propriétaires sont plus susceptibles d'empêcher les entreprises de s'installer dans des zones résidentielles que les locataires, principalement parce que leurs incitations à former des groupes de pression politiques sont plus fortes.

Enfin, Oswald (1999) mentionne que les propriétaires ont tendance à accepter des distances domicile-emploi plus longues par rapport aux locataires. C'est

probablement ce qui conduit à davantage de congestion sur la route et dans les transports en commun, induisant un effet néfaste pour l'économie en général et entraînant des appariements moins efficaces.

Ce qui est en jeu ici, ce sont donc les relations entre la situation vis-à-vis du marché du travail, le statut résidentiel et la mobilité des individus.

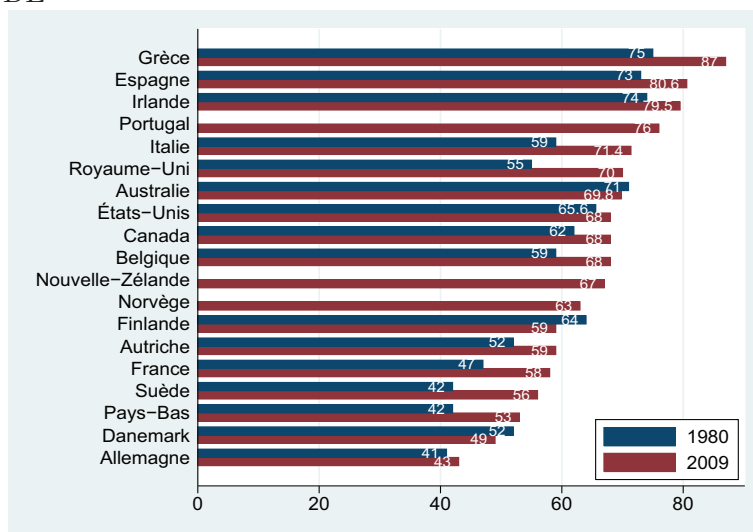
Dans ce chapitre, nous proposerons une revue de littérature qui s'organise comme suit ; dans un premier temps, nous rappellerons quelques faits stylisés concernant l'évolution de l'accession à la propriété dans la plupart des pays de l'OCDE et les principales politiques du logement dans ces pays. Dans un second temps, nous étudierons les conséquences socio-économiques du statut résidentiel en s'inspirant des travaux de Dietz et Haurin (2003). Ensuite, nous présenterons les contributions théoriques et empiriques ayant étudié l'impact du statut résidentiel sur les différents aspects du marché du travail.

1.2 Accession à la propriété et politiques du logement dans les pays de l'OCDE

Dans la plupart des pays de l'OCDE, une augmentation importante de la part de propriétaires occupants a été observée au cours des dernières décennies. Cette évolution s'avère particulièrement prononcée au Royaume-Uni, en Italie, en Espagne, en Belgique, et aux Pays-Bas. A partir de la Figure 1.2, on peut distinguer trois groupes de pays. Tout d'abord, ceux où la proportion de propriétaires occupants est supérieure à 70% (les pays d'Europe du Sud et l'Irlande). Ensuite, une deuxième catégorie comprend la majorité des pays anglophones, mais également la Belgique, la Norvège et la Nouvelle-Zélande, où cette proportion s'établit en moyenne entre 60% et 70%. Finalement, les États où la part de propriétaires

occupants est inférieure à 60% ; à savoir, certains pays d'Europe continentale et la plupart des pays nordiques, qui se caractérisent en général par un parc locatif social important.

FIGURE 1.2 – Proportion de logements occupés par leurs propriétaires dans certains pays de l'OCDE



Source : Perspectives de l'emploi de l'OCDE (2005) ; Andrews, Caldera Sánchez et Johansson (2011)

Il convient de noter que les marchés du logement dépendent largement du contexte historique et institutionnel de chaque pays. Toutefois, les politiques du logement ont joué un rôle déterminant dans l'évolution de l'accession à la propriété dans la plupart des pays de l'OCDE. En effet, les systèmes d'imposition et d'aides financières ont soutenu l'accession à la propriété et freiné le développement du marché locatif de par leurs effets sur l'offre et la demande de logements (Cf. Tableau 1.1). Les aides à l'accession à la propriété sont souvent justifiées par la nature spécifique du logement et les différentes externalités positives pour la société², en particulier la réduction de la criminalité, le développement du capital social dans les quartiers résidentiels ainsi que des effets bénéfiques sur l'éducation

2. Voir, par exemple, Dietz et Haurin (2003) pour une revue de littérature sur le sujet.

1.2. ACCESSION À LA PROPRIÉTÉ ET POLITIQUES DU LOGEMENT DANS LES PAYS DE L'OCDE

des enfants. En outre, dans plusieurs pays, les aides au logement sont considérées aussi comme un moyen pour soutenir le secteur du bâtiment et/ou l'ensemble de l'activité économique.

TABLE 1.1 – Politiques d'incitations à l'accession à la propriété dans certains pays de l'OCDE

	Incitations fiscales et financières en faveur de la propriété	Évolution des allègements fiscaux en faveur de la propriété ou de la location
Australie	Positives	En augmentation
Autriche	Positives	En diminution
Belgique	Très positives	Constants
Danemark	Positives	En diminution
Finlande	Neutres	Constants
France	Positives	En diminution
Allemagne	Découragé	En diminution
Grèce	Positives	En diminution
Italie	Très positives	En diminution
Pays-Bas	Très positives	En diminution
Espagne	Positives	En diminution
Suède	Neutres	En diminution
Royaume-Uni	Très positives	En diminution
États-Unis	Très positives	En augmentation

Source : Perspectives de l'emploi de l'OCDE (2005)

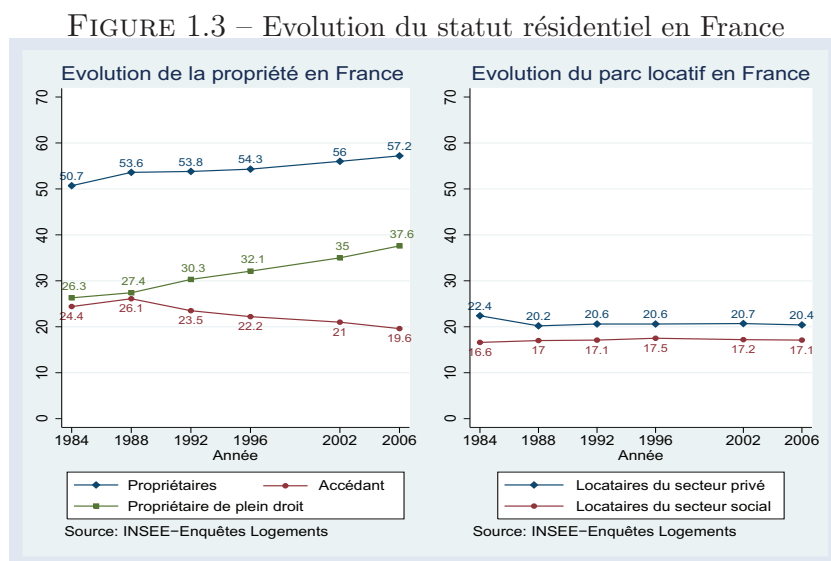
Il existe diverses formes de mesures favorisant l'accession à la propriété dans la plupart des pays de l'OCDE. Tout d'abord, la principale incitation fiscale que l'on retrouve est la capacité pour les ménages de déduire de leur revenu imposable tout ou partie des intérêts qu'ils paient sur leur emprunt. Ensuite, une seconde incitation fiscale vise à exempter de l'impôt sur les plus-values les ventes de logements occupés par leurs propriétaires, mais sous certaines conditions de durée d'occupation et dans la limite de certains plafonds (Catte et *al.*, 2004). Finalement, les revenus des loyers imputés provenant de la propriété immobilière ne sont pas imposés³. En matière d'aides financières, les bonifications de taux d'intérêt hypothécaires constituent le type d'aides le plus courant, mais leur accès

3. Il convient de noter que seuls la Belgique, la Norvège, les Pays-Bas et la Suède taxent les loyers imputés.

est souvent limité aux acheteurs de logements neufs, aux jeunes et/ou aux primo-accédants.

1.2.1 Evolution du statut résidentiel en France

Les statistiques et les données utilisées pour l'analyse qui suit sont issues des enquêtes *Logement* (1984-2006) réalisées par l'Institut National de la Statistique et des Études Économiques (INSEE).



En 1984, 50,7% des ménages étaient propriétaires de leur résidence principale ; en 2006 ils sont 57,2% (Cf.Figure 1.3). Les propriétaires de plein droit (c'est-à-dire les propriétaires qui n'ont pas ou plus d'emprunt immobilier à rembourser) sont de plus en plus nombreux, et leur part a augmenté de 11 points entre 1984 et 2006, passant de 26,3% à 37,6%. En 2006, le secteur locatif représente 11,5 millions de logements, soit 37,5% des résidences principales : 6,5 millions des ménages sont logés dans le secteur locatif privé et 5 millions sont locataires dans le secteur social. Depuis 2002, la part des accédants à la propriété demeure stable,

malgré les mesures d'aides directes ou indirectes visant à soutenir l'accession à la propriété.

Globalement, le taux de propriétaires occupants est passé de 57,2 % en 2006 à 58% aujourd'hui (Andrews et *al.*, 2011). Ainsi, le taux de propriétaires occupants en France reste en dessous de la moyenne européenne. De fait, la réforme de 2011, présente quatre enjeux principaux : s'adapter à la réalité des marchés du logement ; tendre vers la moyenne européenne qui est de 66% de propriétaires ; favoriser la maîtrise des dépenses publiques et l'efficacité économique ; favoriser les parcours résidentiels.

1.3 Conséquences économiques des modes d'occupation du logement

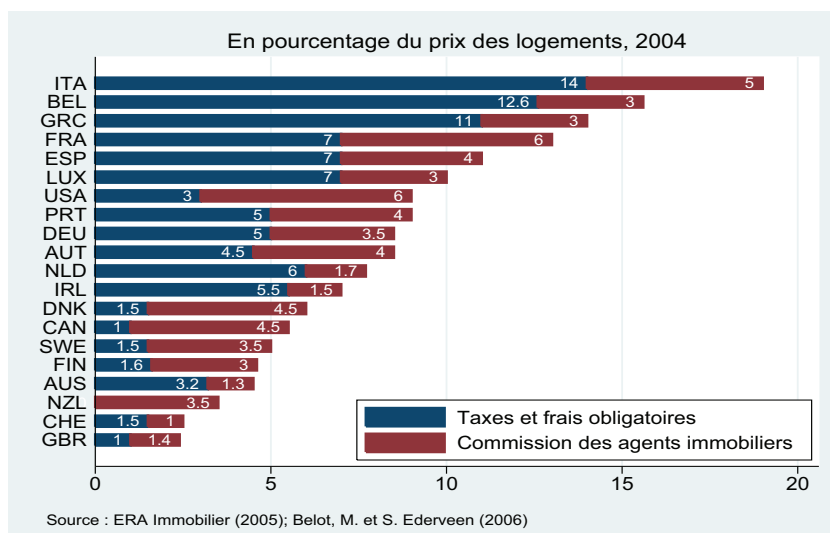
Dans cette section, nous allons tout d'abord étudier l'impact du statut résidentiel sur la mobilité des individus. Ensuite, nous allons examiner les politiques publiques susceptibles d'avoir une influence sur la mobilité des propriétaires et des locataires.

1.3.1 La propriété immobilière tend à réduire la mobilité

Comme nous l'avons déjà mentionné, les politiques du logement ont joué un rôle essentiel dans l'évolution de l'accession à la propriété dans la plupart des pays de l'OCDE. Cependant, la propriété immobilière est souvent citée par plusieurs économistes comme étant un obstacle à la mobilité résidentielle et professionnelle des individus. Cette intuition a été confirmée par plusieurs études empiriques pour un certain nombre de pays. Par exemple, les travaux de Hammnett (1991), Henley (1998) pour le Royaume-Uni ; Rohe et Stewart (1996), South et Deane (1993) pour les États-Unis ; Gobillon (2001), Debrand et Taffin (2005) pour la France,

mettent en évidence une corrélation négative entre la propriété immobilière et la mobilité résidentielle ou géographique. Les coûts de transaction élevés sont souvent cités comme étant l'une des causes de cette mobilité réduite. La figure 1.4 définit l'ampleur de ces coûts dans certains pays de l'OCDE.

FIGURE 1.4 – Coûts de transaction sur le marché du logement dans certains pays de l'OCDE



En France, les coûts de transaction représentent 6,5% à 7% de la valeur du logement si la vente est directe (1% à 1,5% de rémunération du notaire, 5,1% de droit de mutation et environ 500 euros pour les diagnostics techniques obligatoires) et de 11 à 13% si la vente du logement est assurée par une agence immobilière. Cependant, hors commission des agents immobiliers, les coûts de transaction en France sont très élevés par rapport aux autres pays de l'OCDE (par exemple, l'Angleterre, l'Australie, la Finlande, etc.). Ainsi, ces coûts placent la France au quatrième rang derrière la Grèce (11%), la Belgique (12,6%) et enfin l'Italie (14%). La conclusion qu'on en retire, à partir de ces observations, est que les coûts de transaction dans la plupart des pays de l'OCDE dépassent largement ceux liés à la location et, par conséquent, constituent une entrave à la mobilité des

propriétaires. De fait, les études récentes de Caldera Sánchez et Andrews (2011) et de van Ommeren et van Leuvensteijn (2005) confirment l'existence d'une corrélation négative entre les coûts de transaction et la mobilité des propriétaires. van Ommeren et van Leuvensteijn (2005) montrent pour un certain nombre de pays européens⁴ que la mobilité résidentielle diminue de 8% pour une augmentation de 1% des coûts de transaction.

Il existe également d'autres facteurs susceptibles d'expliquer la mobilité réduite des propriétaires. Tout d'abord, il y a l'effet de verrouillage du crédit (*mortgage lock-in*). Hendershott et Hu (1981) mettent en avant le fait que les propriétaires pourraient décider de retarder leur déménagement si les taux d'intérêt du crédit augmentent par rapport à leur taux de prêt actuel (dans le cas d'un taux fixe). Ce phénomène de verrouillage de crédit a été prouvé empiriquement par Quigley (1987) à partir de données américaines⁵.

La mobilité des propriétaires peut également être entravée par la *negative equity*⁶. Si les prix des biens immobiliers venaient à diminuer sensiblement dans une région en récession économique, les ménages propriétaires dont l'actif est devenu négatif ne seraient pas en mesure de rembourser leurs crédits hypothécaires en vue de déménager vers une région plus prospère ou pourraient ne pas être disposés à vendre leur logement à perte. Henley (1998) montre qu'au début des années 90, les ménages propriétaires au Royaume-Uni qui ont dû faire face à une "*negative equity*" sont devenus moins mobiles. Caldera Sánchez et Andrews (2011) souligne qu'entre 2005 et 2009, la mobilité résidentielle a diminué davantage dans

4. Allemagne, Belgique, Danemark, France et Pays-Bas.

5. *Panel Study of Income Dynamics, 1979-1981*

6. La "*negative equity*" est un terme très employé dans les pays anglo-saxons ou en Allemagne, et désigne une situation peu enviable des ménages qui se retrouvent avec un bien immobilier dont la valeur est inférieure au capital restant dû à la banque.

les États américains qui ont connu une plus forte augmentation de la part des ménages propriétaires possédant un patrimoine négatif.

Henley (1998) avance un troisième facteur permettant d'expliquer la moindre mobilité des propriétaires. L'auteur souligne que des régions dynamiques ayant des taux de propriétaires occupants élevés pourraient avoir des marchés du logement très tendus. Il est donc plus difficile pour des ménages propriétaires habitants une région austère de déménager vers une région plus dynamique étant donné que l'offre de logements y est davantage rigide et, subséquemment, où les prix immobiliers y sont plus élevés.

1.3.2 Qu'en est-il de la mobilité des locataires de logements sociaux ?

Certaines études empiriques constatent également que la location d'un logement public réduit la mobilité par rapport à la location d'un logement privé, mais moins que la propriété. Gobillon (2001) montre, à partir de données françaises, que les locataires du secteur social ont une probabilité à migrer plus élevée (6%) que celle des propriétaires (1.35%), mais elle est inférieure à celle des locataires du secteur privé. Oswald et *al.* (2001) constatent à partir de données anglaises que les locataires de logements privés sont les plus susceptibles de déménager pour des raisons professionnelles que les locataires de logements publics. Barceló (2003) confirme ce résultat pour un certain nombre de pays européens, Flatau et *al.* (2003) pour l'Australie et Debrand et Taffin (2006) pour la France. À l'évidence, pour le locataire d'un logement social, changer de lieu de résidence peut entraîner la perte de l'accès au logement social, ce qui réduit sensiblement les avantages associés à un nouvel emploi dans une autre région. De fait, les loyers de secteur social sont généralement inférieurs à ceux du secteur privé et l'offre

de logements sociaux est en générale limitée (Munch et *al.* 2005). Cependant, le logement social peut avoir des effets positifs sur la mobilité résidentielle et le retour à l'emploi des locataires. D'une part, une offre de logements plus importante permet aux individus de se loger plus facilement. Autrement dit, il est plus facile d'accepter un emploi et de déménager dans une autre ville lorsqu'on peut s'y loger facilement. D'autre part, un individu dont le loyer est bas est moins contraint financièrement et acceptera donc plus facilement un emploi à bas salaire (Ménard et Sellem, 2010).

L'ensemble des explications avancées lors de la section précédente met en exergue que la mobilité résidentielle a de fortes chances d'être entravée par la situation du marché du logement et par les politiques liées à celui-ci. La plupart des politiques européennes du logement ne prennent pas en considération les différentes interactions entre le marché du logement et les autres secteurs de l'économie. Plus récemment, la crise des *subprimes* aux États-Unis n'est pas sans nous rappeler les liens étroits existants entre le marché immobilier et les autres compartiments de l'économie. Ce qui signifie que les répercussions du fonctionnement du marché du logement sur le marché du travail sont rarement prises en compte, tant au niveau national qu'au niveau européen.

1.4 Statut résidentiel et marché du travail

1.4.1 Quelques faits stylisés

Le lien entre le statut résidentiel, la mobilité et les performances sur le marché du travail est basé sur un certain nombre de faits stylisés comme le souligne Oswald (1999). La plupart de ces faits stylisés peuvent être aisément déduits des sections précédentes :

1. Il existe une corrélation positive entre taux de chômage et taux de propriété

immobilière.

2. La plupart des différences inter-pays en termes de taux de chômage peuvent être attribuées aux variations du chômage de long terme et une grande partie de l'augmentation du chômage européen peut être imputée à un accroissement de la durée de chômage.
3. Les propriétaires sont caractérisés par des durées de chômage plus longues que celles des locataires, mais également par une faible mobilité résidentielle.
4. Les coûts de transaction dans la majorité des pays de l'OCDE dépassent largement ceux liés à la location et, par conséquent, constituent une entrave à la mobilité résidentielle et à la flexibilité du marché du travail.

Dans ce qui suit, nous nous intéresserons aux travaux macroéconomiques qui cherchent à tester la validité de la relation entre taux de chômage et taux de propriétaires.

1.4.2 *Hypothèse d'Oswald* sur données macroéconomiques

Les contributions d'Oswald (1996,1998,1999) sont à l'origine d'autres études empiriques additionnelles portant sur des données agrégées et/ou régionales. Par exemple, Pehkonen (1999), à partir de données régionales finlandaises, trouve qu'une augmentation de 10% du taux de propriétaires ferait augmenter le taux de chômage d'environ 2%. Cette conclusion est assez proche de celle à laquelle aboutissent Nickell et Layard (1999). Les auteurs montrent, à partir de données agrégées pour vingt pays de l'OCDE, qu'une variation positive 10% de la proportion de propriétaires dans l'économie se traduit par une hausse du taux de chômage comprise entre 1% et 1.5%. En tenant compte de plusieurs variables institutionnelles du marché du travail (politique active du marché du travail, pouvoir des syndicats, indice de protection d'emploi, durée des allocations chômage, etc.), Belot et Van Ours (2001) confirment pour les pays de l'OCDE que la proportion

de propriétaires dans l'économie exerce un effet positif sur le taux de chômage. Toutefois, les études empiriques les plus récentes qui cherchent à tenir compte du problème d'endogénéité associé à la relation entre taux de chômage et propriété immobilière plaident pour une réfutation de *l'hypothèse d'Oswald*.

Garcia-Hernandez (2004) et Coulson-Fisher (2009) proposent une méthodologie économétrique alternative pour tester la validité de *l'hypothèse d'Oswald*. Contrairement aux travaux empiriques précédents, les auteurs adoptent une modélisation d'équations simultanées où les variables endogènes sont le taux de chômage et le taux de propriété immobilière. A partir de données régionales espagnoles et en tenant compte de plusieurs variables explicatives dans chaque équation, Garcia et Hernandez (2004) mettent en évidence une corrélation négative entre le taux de chômage et le taux de propriétaires. Ils montrent en effet qu'une augmentation de 10% du taux de propriétaires au niveau provincial serait associée à une diminution du taux de chômage d'environ 2,2%. Coulson et Fisher (2009) remettent aussi en cause *l'hypothèse d'Oswald* à partir d'estimations menées sur des données américaines. Ils montrent qu'une augmentation de 10% du taux de propriétaires réduit le taux de chômage au niveau de l'état d'environ 11%.

Par ailleurs, Green-Hendershott (2001) et Brunet-Lesueur (2004) émettent quelques doutes sur la robustesse des résultats obtenus par Oswald (1996,1998). Les auteurs soulignent en effet que les études empiriques utilisant des données agrégées ne permettent pas d'offrir une méthode de réfutation robuste aux mécanismes microéconomiques sous-jacents à *l'hypothèse d'Oswald* et cela pour plusieurs raisons : (i) les conditions d'agrégation restrictives qui doivent être satisfaites dans le but que les résultats agrégés soient le reflet de l'hétérogénéité des comportements individuels et (ii) l'éventuel biais de sélection : l'existence d'une règle de sélection non ignorable dans le choix du statut résidentiel des individus ne peut pas être contrôlée sur des données agrégées. Ainsi, le recours aux données indi-

viduelles semble à privilégier puisqu'il offre la possibilité de prendre en compte l'hétérogénéité des comportements individuels et il permet un traitement adéquat de ces problèmes (nous reviendrons sur ces points en détails dans la section 1.4.8).

1.4.3 Approches théoriques du lien entre statut résidentiel et marché du travail

Ces dernières années, quelques études théoriques basées sur des modèles de recherche d'emploi se sont attachées à analyser les effets du statut résidentiel sur le marché du travail. Dans cette section, nous allons donc présenter plusieurs modèles théoriques de recherche d'emploi afin de mieux appréhender le lien entre statut résidentiel, durée de chômage et mobilité résidentielle.

1.4.3.1 La théorie de la recherche d'emploi : rappels

La théorie de recherche d'emploi (*job search*) est développée dans les années soixante-dix par McCall (1970) et par Mortensen (1970). Selon cette approche, les chômeurs ne connaissent pas parfaitement toutes les informations sur les emplois et les salaires disponibles sur le marché du travail. Par conséquent, un chômeur poursuit sa recherche d'emploi tant qu'il espère améliorer ses gains. La durée de recherche dépend alors de ses préférences et des perspectives de revenu sur le marché du travail. La théorie de recherche d'emploi s'avère donc très pertinente pour appréhender les comportements individuels de recherche d'emploi dans un environnement où l'information est imparfaite. Elle permet également de mesurer partiellement les effets de politiques publiques sur la durée de chômage.

Dans le modèle élémentaire de recherche séquentielle (McCall, 1970 et Mortensen, 1970), le chômeur reçoit des offres d'emploi à chaque période avec une probabilité constante q . Ces offres sont caractérisées par leur salaire w qui est tiré aléatoirement dans une distribution de fonction de répartition F , connue à

l'avance par le chômeur. A chaque période, l'individu reçoit une indemnisation b s'il est au chômage. Il peut refuser ou accepter une offre d'emploi, mais ne peut pas revenir sur sa décision antérieure. Le chômeur établit à chaque période un arbitrage entre le gain actualisé de l'acceptation de l'emploi $V^e(\omega)$ au salaire proposé sur une durée de vie infinie et le gain espéré de la poursuite de la recherche V^U . L'égalisation de ces deux valeurs actualisées permet de déterminer le salaire de réservation ω^* qui rend indifférent le chômeur entre continuer la recherche ou accepter l'emploi. La recherche est donc stoppée lorsqu'une offre d'emploi est proposée au chômeur pour un salaire supérieur ou égal au salaire de réservation. Dans ce cadre théorique, le taux de sortie du chômage correspond à la probabilité de recevoir une offre multipliée par la probabilité que celle-ci soit acceptable. Ce taux est donc égal à $q[1 - F(\omega^*)]$. On peut alors déduire que la durée moyenne de chômage égale à $\frac{1}{q[1 - F(\omega^*)]}$ est d'autant plus longue que le salaire de réservation est élevé.

Par ailleurs, les chômeurs peuvent être différenciés selon leur statut résidentiel. De plus, ils peuvent également avoir des coûts de mobilité différents. Dans cette perspective, on peut déterminer des stratégies de réserves différentes selon la localisation géographique et le statut résidentiel des chômeurs. L'étude théorique de Munch et *al.* (2006) s'inscrit dans cette lignée de modèles partiels.

1.4.4 Modèle de recherche d'emploi avec coûts de mobilité exogènes

Munch et *al.* (2006) ont récemment proposé un modèle de recherche d'emploi, afin d'étudier les effets du statut résidentiel sur la probabilité de retour à l'emploi et la mobilité résidentielle. Les auteurs considèrent une économie composée de deux marchés du travail (local et non-local). Les chômeurs peuvent recevoir des offres d'emploi des deux marchés aux taux respectifs q_l et q_n . La distribution des

offres de salaire $F(\omega)$ dans laquelle sont tirées les propositions d'emploi faites aux chômeurs (propriétaires ou locataires) est identique sur les deux marchés du travail. Lorsqu'un individu est un propriétaire et qu'un emploi lui est proposé dans une autre région, il peut choisir de refuser l'emploi, ou bien l'accepter et déménager en supportant un coût de mobilité résidentielle mc (exogène). *A contrario*, le locataire chômeur est supposé parfaitement mobile et ne supporte pas de coût de mobilité ($mc = 0$). Enfin, en cas de rejet d'une offre d'emploi, les individus ne peuvent pas revenir sur leurs décisions antérieures.

Sous ces hypothèses, la fonction valeur associée à l'acceptation d'un emploi au salaire⁷ ω est donnée par $V^e(\omega) = \frac{\omega}{\rho}$ et l'utilité intertemporelle espérée d'un locataire chômeur s'écrit :

$$\rho V^U = b + (q_l + q_n) \int_{\omega^*}^{\bar{\omega}} \left(\frac{\omega}{\rho} - V^U \right) dF(\omega) \quad (1.1)$$

où ρ est le taux d'escompte et b représente le montant des indemnités chômage, constant au cours du temps. Le salaire de réservation est défini par la règle $V^e(\omega^*) = V^U \Leftrightarrow \omega^* = \rho V^U$. Comme nous l'avons déjà mentionné, le locataire chômeur ne supporte pas des coûts de mobilité en cas de déménagement. Par conséquent, il est indifférent à la localisation des offres d'emploi, et son salaire de réservation est le même sur les deux marchés :

$$\omega^* = b + \frac{q_l + q_n}{\rho} \int_{\omega^*}^{\bar{\omega}} (\omega - \omega^*) dF(\omega) \quad (1.2)$$

En revanche, le propriétaire va adopter deux différentes stratégies de réserve qui vont dépendre de la localisation géographique de l'emploi. L'utilité inter-

7. Il convient de noter que les emplois sont supposés de durée de vie infinie et la possibilité de recherche d'emploi par les employés est ignorée dans ce modèle.

temporelle espérée d'un propriétaire au chômage s'écrit alors :

$$\rho \tilde{V}^U = b + q_l \int_{\omega_l^*}^{\bar{\omega}} \left(\frac{\omega}{\rho} - \tilde{V}^U \right) dF(\omega) + q_n \int_{\omega_n^*}^{\bar{\omega}} \left(\frac{\omega}{\rho} - mc - \tilde{V}^U \right) dF(\omega) \quad (1.3)$$

Le salaire de réservation d'un propriétaire sur le marché du travail local est défini par $\omega_l^* = \rho \tilde{V}^U$, tandis que celui sur le marché non-local est défini par : $\omega_n^* = \rho \tilde{V}^U + \rho mc$.

Afin de déterminer l'effet du statut résidentiel sur les taux de retour à l'emploi, nous devons comparer ω^* à ω_l^* et ω_n^* . Le salaire de réservation d'un propriétaire sur le marché du travail local ω_l^* peut se réécrire :

$$\omega_l^* = b + \frac{q_l}{\rho} \int_{\omega_l^*}^{\bar{\omega}} (\omega - \omega_l^*) dF(\omega) + \frac{q_n}{\rho} \int_{\omega_n^*}^{\bar{\omega}} [\omega - (\omega_l^* + \rho mc)] dF(\omega) \quad (1.4)$$

On en déduit que :

$$\begin{aligned} \omega^* - \omega_l^* = \frac{q_l + q_n}{\rho} \left[\int_{\omega^*}^{\bar{\omega}} (\omega - \omega^*) dF(\omega) - \int_{\omega_l^*}^{\bar{\omega}} (\omega - \omega_l^*) dF(\omega) \right] + \\ \frac{q_n}{\rho} \int_{\omega_l^*}^{\omega_n^*} (\omega - \omega_l^*) dF(\omega) + mcq_n [1 - F(\omega_n^*)] \end{aligned} \quad (1.5)$$

Si on suppose que $\omega_l^* \geq \omega^*$, le membre à gauche de l'égalité est négatif. Par conséquent, il y a contradiction avec le membre de droit de l'égalité qui est nécessairement positif, nous avons donc $\omega_l^* < \omega^*$.

Le salaire de réservation d'un propriétaire sur le marché du travail non-local ω_n^* peut se réécrire :

$$\omega_n^* = \rho mc + b + \frac{q_l}{\rho} \int_{\omega_l^*}^{\bar{\omega}} (\omega - (\omega_l^* - \rho mc)) dF(\omega) + \frac{q_n}{\rho} \int_{\omega_n^*}^{\bar{\omega}} (\omega - \omega_n^*) dF(\omega) \quad (1.6)$$

En considérant le signe de $\omega_n^* - \omega^*$:

$$\omega_n^* - \omega^* = \rho mc + \frac{q_l + q_n}{\rho} \left[\int_{\omega_n^*}^{\bar{\omega}} (\omega - \omega_n^*) dF(\omega) - \int_{\omega_l^*}^{\bar{\omega}} (\omega - \omega^*) dF(\omega) \right] + \frac{q_l}{\rho} \int_{\omega_l^*}^{\omega_n^*} (\omega - \omega_l^*) dF(\omega) + mcq_l [1 - F(\omega_l^*)] \quad (1.7)$$

Si on suppose que $\omega_n^* \leq \omega^*$, on obtient de même incompatibilité avec l'expression de droite de l'égalité, donc $\omega_n^* > \omega^*$.

La hiérarchie des salaires de réservation est :

$$\omega_l^* < \omega^* < \omega_n^* \quad (1.8)$$

Ces résultats indiquent donc que le salaire de réservation des propriétaires sur le marché du travail local est inférieur à celui des locataires. Cependant, le salaire de réservation des propriétaires s'établit à un niveau supérieur à celui des locataires lorsque le retour à l'emploi est associé à une mobilité résidentielle. En d'autres termes, les exigences salariales des propriétaires pour des emplois locaux sont moins fortes à cause des coûts de mobilité très élevés.

Dans ce type de modèle, le taux instantané de sortie du chômage λ_k (i.e., taux de hasard) est le produit de la probabilité de recevoir une offre q_k et la probabilité que cette offre soit assortie d'un salaire supérieur ou égal au salaire de réservation $[1 - F(\omega_k)]$.

Pour les locataires, on a :

$$\lambda_l = q_l [1 - F(\omega^*)] \quad \text{et} \quad \lambda_n = q_n [1 - F(\omega^*)]$$

où λ_l (respectivement λ_n) est le taux instantané de sortie du chômage sur le marché du travail local (respectivement non-local).

Si on suppose que la durée moyenne du chômage, noté T_k , suit une loi exponentielle de paramètre $q_k[1 - F(\omega_k)]$. On peut donc déduire que :

$$T_l = \frac{1}{\lambda_l} = \frac{1}{q_l[1-F(\omega_l^*)]}, \quad T_n = \frac{1}{\lambda_n} = \frac{1}{q_n[1-F(\omega_n^*)]} \quad \text{et}$$

$$T = \frac{1}{\lambda_l + \lambda_n} = \frac{1}{q_l[1-F(\omega_l^*)] + q_n[1-F(\omega_n^*)]}$$

De même, pour les propriétaires, on a :

$$\tilde{\lambda}_l = q_l[1 - F(\omega_l^*)] \quad \text{et} \quad \tilde{\lambda}_n = q_n[1 - F(\omega_n^*)]$$

$$\tilde{T}_l = \frac{1}{\tilde{\lambda}_l} = \frac{1}{q_l[1-F(\omega_l^*)]}, \quad \tilde{T}_n = \frac{1}{\tilde{\lambda}_n} = \frac{1}{q_n[1-F(\omega_n^*)]} \quad \text{et}$$

$$\tilde{T} = \frac{1}{\tilde{\lambda}_l + \tilde{\lambda}_n} = \frac{1}{q_l[1-F(\omega_l^*)] + q_n[1-F(\omega_n^*)]}$$

Munch et *al.*(2006) supposent que les propriétaires au chômage devraient avoir des taux de transition vers les emplois locaux plus élevés que les locataires, mais des probabilités de transition plus faibles vers les emplois non-locaux. Cela signifie que $\tilde{\lambda}_l > \lambda_l$ et $\tilde{\lambda}_n < \lambda_n$.

Pour que *l'hypothèse d'Oswald* soit vérifiée dans tel modèle, il faudrait par exemple que le taux global de sortie du chômage soit plus élevé pour les locataires que pour les propriétaires. Cela signifie que $\lambda_l + \lambda_n > \tilde{\lambda}_l + \tilde{\lambda}_n \Rightarrow$

$$\tilde{T} = \frac{1}{q_l[1 - F(\omega_l^*)] + q_n[1 - F(\omega_n^*)]} > T = \frac{1}{(q_l + q_n)[1 - F(\omega^*)]} \quad (1.9)$$

Toutefois, selon les propriétés d'équilibre du modèle, il est facile de remarquer que la validation de cette affirmation dépend d'une part, de la taille relative de q_l et q_n et, d'autre part, de la taille relative de $F(\omega_l^*) - F(\omega^*)$ et $F(\omega_n^*) - F(\omega^*)$. Par conséquent, l'effet net du statut résidentiel sur le taux global de retour à l'emploi est ambigu et reste une question à trancher empiriquement.

Dans ce qui suit, nous allons développer plusieurs extensions du modèle de Munch et *al.* (2006) afin de mieux appréhender le lien existant entre statut résidentiel, durée de chômage et mobilité résidentielle.

1.4.5 Un exemple d’extension du modèle de recherche d’emploi avec coûts de mobilité

L’hypothèse centrale du modèle de Munch et *al.* (2006) repose sur le fait que le statut résidentiel est exogène. On peut raisonnablement penser que cette hypothèse est trop restrictive et peu conforme à la réalité. En effet, cette approche est critiquée dans la revue de littérature sur les tests empiriques. Essayons de donner des fondements théoriques à cette critique. Si on suppose que mc est distribué sur un support $[mc^-; mc^+]$ suivant une cumulative $H(mc)$. Nous allons alors montrer que cette hypothèse ne permet pas d’expliquer le lien entre statut résidentiel et retour à l’emploi.

On suppose qu’il existe un individu “pivot”, dont la caractéristique est \widehat{mc} déterminant le nombre de propriétaires $H(\widehat{mc})$. Tout ceux pour qui les coûts de mobilité sont trop importants, restent locataire. La valeur \widehat{mc} est donnée par $V^U = \widetilde{V}^U(\widehat{mc})$, soit

$$(P/L) \quad (q_l + q_n) \int_{\omega^*}^{\bar{\omega}} \left(\frac{\omega}{\rho} - V^U \right) dF(\omega) = q_l \int_{\omega_l^*}^{\bar{\omega}} \left(\frac{\omega}{\rho} - \widetilde{V}^U(\widehat{mc}) \right) dF(\omega) \\ + q_n \int_{\omega_n^*}^{\bar{\omega}} \left(\frac{\omega}{\rho} - \widehat{mc} - \widetilde{V}^U(\widehat{mc}) \right) dF(\omega)$$

$$(P/L) \quad (q_l + q_n) \int_{\omega^*}^{\bar{\omega}} \left(\frac{\omega}{\rho} - V^U \right) dF(\omega) = q_l \int_{\omega_l^*}^{\bar{\omega}} \left(\frac{\omega}{\rho} - V^U \right) dF(\omega) \\ + q_n \int_{\omega_n^*}^{\bar{\omega}} \left(\frac{\omega}{\rho} - \widehat{mc} - V^U \right) dF(\omega)$$

Les salaires de réservation vérifient :

$$\text{Pour le locataire : } V^e(\omega^*) = V^U \Leftrightarrow \omega^* = \rho V^U$$

$$\text{Pour le propriétaire : } V_l^e(\omega_l^*) = \tilde{V}^U(mc) \Leftrightarrow \omega_l^* = \rho \tilde{V}^U(mc) \text{ et } V_n^e(\omega_n^*) = \tilde{V}^U(mc) + mc \Leftrightarrow \omega_n^* = \rho \tilde{V}^U(mc) + \rho mc$$

1.4.5.1 Propriétés

R1 Pour $mc = \widehat{mc}$, on a $V^U = \tilde{V}^U(\widehat{mc})$ et donc $\omega^* = \omega_l^*$.

\Rightarrow Pour l'individu "marginal", on ne retrouve plus le résultat de Munch et *al.* (2006) indiquant que les propriétaires acceptent des salaires "locaux" plus faibles que les locataires $\omega_l^* < \omega^*$.

R2 Pour le salaire "national", on a pour $mc = \widehat{mc}$ une solution qui doit vérifier : $\omega_n^* = \rho V^U + \rho \widehat{mc}$.

\Rightarrow On retrouve le résultat de Munch et *al.* (2006) indiquant que $\omega_n^* > \omega^*$, si $mc > 0$.

1.4.5.2 Analyse

L'équation d'arbitrage sur le choix de devenir propriétaire (P/L) implique, sachant que $\omega^* = \omega_l^*$ en $mc = \widehat{mc}$:

$$\begin{aligned} \int_{\omega^*}^{\bar{\omega}} \left(\frac{\omega}{\rho} - V^U \right) dF(\omega) &= \int_{\omega_n^*}^{\bar{\omega}} \left(\frac{\omega}{\rho} - \widehat{mc} - V^U \right) dF(\omega) \\ \widehat{mc} \int_{\omega_n^*}^{\bar{\omega}} dF(\omega) &= \int_{\omega_n^*}^{\bar{\omega}} \left(\frac{\omega}{\rho} - V^U \right) dF(\omega) - \int_{\omega^*}^{\bar{\omega}} \left(\frac{\omega}{\rho} - V^U \right) dF(\omega) \\ \Rightarrow \widehat{mc} &= \frac{\int_{\omega_n^*}^{\bar{\omega}} \left(\frac{\omega}{\rho} - V^U \right) dF(\omega) - \int_{\omega^*}^{\bar{\omega}} \left(\frac{\omega}{\rho} - V^U \right) dF(\omega)}{\int_{\omega_n^*}^{\bar{\omega}} dF(\omega)} \end{aligned} \quad (1.10)$$

Comme, via **R2** on a $\omega_n^* > \omega^*$, on en déduit $\widehat{mc} \leq 0$.

Mais, en résolvant les fonctions valeurs (intégration par partie), on déduit que cette dernière équation peut se réduire à

$$\int_{\omega_n^*}^{\bar{\omega}} (1 - F(\omega)) d\omega = \int_{\omega^*}^{\bar{\omega}} (1 - F(\omega)) d\omega \quad (1.11)$$

et donc $\omega_n^* = \omega^*$. L'unique solution au problème est alors $\widehat{mc} = 0$. Le propriétaire "marginal" a donc un coût net de mobilité, net des gains issus du plaisir de jouir du bien unique (unicité liée à la caractéristique géographique de son bien), qui est nul.

Si $mc > \widehat{mc} = 0$, alors les coûts nets des bénéfices liés à la propriété ne peuvent être compensés par le marché du travail.

Si $mc < \widehat{mc} = 0$, alors il y a des bénéfices nets des coûts liés à la propriété. Dans ce cas, pour les individus propriétaires, on a $\omega_n^* < \omega^*$ car $mc < 0$.

En résumé, ce modèle ne permet pas d'identifier le lien entre statut résidentiel et retour à l'emploi. En effet, les propriétés d'équilibre du modèle ne sont pas validées. Par conséquent, il faut introduire un autre mécanisme susceptible d'expliquer le lien entre statut résidentiel et marché du travail.

1.4.6 Une approche alternative permettant d'identifier le lien entre statut résidentiel et marché du travail

Il existe de nombreuses possibilités d'extensions du modèle de recherche d'emploi que nous venons de présenter. Celle que nous allons étudier maintenant consiste à introduire une préférence pour la propriété dans le modèle de recherche d'emploi développé par Munch et *al.*(2006).

On suppose que la préférence pour la propriété, noté θ , est distribuée sur un support $[\theta^-; \theta^+]$ suivant une cumulative $H(\theta)$. mc est fixe et identique pour tous les agents. Il existe alors un individu “pivot”, dont la caractéristique est $\hat{\theta}$ déterminant le nombre de propriétaires $1 - H(\hat{\theta})$. Tout ceux pour qui l'utilité de la propriété est faible, restent locataire.

La valeur $\hat{\theta}$ est donnée par $V^U = \tilde{V}^U(\hat{\theta})$, soit

$$\begin{aligned}
 (P/L) \quad (q_l + q_n) \int_{\omega^*}^{\bar{\omega}} \left(\frac{\omega}{\rho} - V^U \right) dF(\omega) &= \hat{\theta} + q_l \int_{\omega_l^*}^{\bar{\omega}} \left(\frac{\omega}{\rho} - \tilde{V}^U(\hat{\theta}) \right) dF(\omega) \\
 &\quad + q_n \int_{\omega_n^*}^{\bar{\omega}} \left(\frac{\omega}{\rho} - mc - \tilde{V}^U(\hat{\theta}) \right) dF(\omega) \\
 &= \hat{\theta} + q_l \int_{\omega_l^*}^{\bar{\omega}} \left(\frac{\omega}{\rho} - V^U \right) dF(\omega) \quad (1.12) \\
 &\quad + q_n \int_{\omega_n^*}^{\bar{\omega}} \left(\frac{\omega}{\rho} - mc - V^U \right) dF(\omega)
 \end{aligned}$$

Les salaires de réservation vérifient :

$$\text{Pour le locataire : } V^e(\omega^*) = V^U \Leftrightarrow \omega^* = \rho V^U$$

$$\text{Pour le propriétaire : } V_l^e(\omega_l^*, \theta) = \tilde{V}^U(\theta) \Leftrightarrow \omega_l^* + \theta = \rho \tilde{V}^U(\theta) \text{ et } V_n^e(\omega_n^*, \theta) = \tilde{V}^U(\theta) + mc \Leftrightarrow \omega_n^* + \theta = \rho \tilde{V}^U(\theta) + \rho mc$$

1.4.6.1 Propriétés

R1 Pour $\theta = \hat{\theta}$, on a $V^U = \tilde{V}^U(\hat{\theta})$ et donc $\omega^* = \omega_l^* + \theta \Rightarrow \omega^* > \omega_l^*$.

\Rightarrow Pour l'individu “marginal”, on retrouve le résultat de Munch et *al.* (2006) indiquant que les propriétaires acceptent des salaires “locaux” plus faibles que les locataires $\omega_l^* < \omega^*$.

R2 Pour le salaire “national”, on a pour $\theta = \hat{\theta}$ une solution qui doit vérifier : $\omega_n^* + \hat{\theta} = \rho V^U + \rho mc$. Comme on a $\omega^* = \rho V^U$, on déduit que $\omega_n^* + \hat{\theta} = \omega^* + \rho mc$ soit $\hat{\theta} = \omega^* - \omega_n^* + \rho mc$.

\Rightarrow On retrouve le résultat de Munch et *al.* (2006) : $\omega_n^* > \omega^*$, si $\hat{\theta} - \rho mc < 0$.

1.4.6.2 Analyse

L'équation d'arbitrage sur le choix de devenir propriétaire (P/L) implique, sachant que $\omega^* = \omega_l^*$ en $\theta = \hat{\theta}$:

$$q_n \int_{\omega^*}^{\bar{\omega}} \left(\frac{\omega}{\rho} - V^U \right) dF(\omega) = \hat{\theta} + q_n \int_{\omega_n^*}^{\bar{\omega}} \left(\frac{\omega + \hat{\theta}}{\rho} - mc - V^U \right) dF(\omega)$$

$$\begin{aligned} \hat{\theta} - q_n mc \int_{\omega_n^*}^{\bar{\omega}} dF(\omega) &= q_n \left[\int_{\omega^*}^{\bar{\omega}} \left(\frac{\omega + \hat{\theta}}{\rho} - V^U \right) dF(\omega) \right. \\ &\quad \left. - \int_{\omega_n^*}^{\bar{\omega}} \left(\frac{\omega + \hat{\theta}}{\rho} - V^U \right) dF(\omega) \right] \end{aligned}$$

On en déduit

$$\hat{\theta} = \frac{q_n}{\rho} \left[\int_{\omega^*}^{\bar{\omega}} (1 - F(\omega)) d\omega - \int_{\omega_n^*}^{\bar{\omega}} (1 - F(\omega)) d\omega \right] \quad (1.13)$$

Comme, via **R2** on a $\omega_n^* + \hat{\theta} = \omega^* + \rho mc$, on en déduit

$$\begin{aligned} \hat{\theta} &= \frac{q_n}{\rho} \left[\int_{\omega^*}^{\bar{\omega}} (1 - F(\omega)) d\omega - \int_{\omega^* + \rho mc - \hat{\theta}}^{\bar{\omega}} (1 - F(\omega)) d\omega \right] \\ &= \frac{q_n}{\rho} \int_{\omega^*}^{\omega^* + \rho mc - \hat{\theta}} (1 - F(\omega)) d\omega \end{aligned} \quad (1.14)$$

Si $\omega_n^* > \omega^*$, i.e., $\hat{\theta} - \rho mc < 0$.

Pour résoudre, il suffit alors de déterminer ω^* . Ce salaire de réservation est donné par

$$\omega^* = b + \frac{q_l + q_n}{\rho} \int_{\omega^*}^{\bar{\omega}} (1 - F(\omega)) d\omega \quad (1.15)$$

Si $\theta > \hat{\theta}$, alors la préférence pour la propriété fait plus que compenser les coûts

de mobilité liés au marché du travail : on préfère être propriétaire.

Si $\theta < \widehat{\theta}$, alors il y a des coûts nets liés à la propriété : on préfère être locataire.

Quel est le salaire de réservation pour un individu caractérisé par $\theta > \widehat{\theta}$? Les salaires de réservation sont donnés par $\omega_l^* + \theta = \rho \widetilde{V}^U(\theta)$ et $\omega_n^* + \theta = \rho \widetilde{V}^U(\theta) + \rho mc$, donc

$$\begin{aligned} \omega_l^* &= b + q_l \int_{\omega_l^*}^{\bar{\omega}} \left(\frac{\omega + \theta}{\rho} - \widetilde{V}^U(\theta) \right) dF(\omega) \\ &\quad + q_n \int_{\omega_n^*}^{\bar{\omega}} \left(\frac{\omega + \theta}{\rho} - mc - \widetilde{V}^U(\theta) \right) dF(\omega) \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \omega_n^* - \rho mc &= b + q_l \int_{\omega_l^*}^{\bar{\omega}} \left(\frac{\omega + \theta}{\rho} - \widetilde{V}^U(\theta) \right) dF(\omega) \\ &\quad + q_n \int_{\omega_n^*}^{\bar{\omega}} \left(\frac{\omega + \theta}{\rho} - mc - \widetilde{V}^U(\theta) \right) dF(\omega) \end{aligned}$$

Ce qui donne $\omega_l^* = \omega_n^* - \rho mc, \forall \theta$: l'écart de salaire ne dépend pas de la préférence pour la propriété. De plus, on a

$$\omega_l^* = b + \frac{q_l}{\rho} \int_{\omega_l^*}^{\bar{\omega}} (1 - F(\omega)) d\omega + \frac{q_n}{\rho} \int_{\omega_n^*}^{\bar{\omega}} (1 - F(\omega)) d\omega \quad (1.16)$$

$$\omega_n^* - \rho mc = b + \frac{q_l}{\rho} \int_{\omega_l^*}^{\bar{\omega}} (1 - F(\omega)) d\omega + \frac{q_n}{\rho} \int_{\omega_n^*}^{\bar{\omega}} (1 - F(\omega)) d\omega \quad (1.17)$$

qui montrent que la solution de ce système donnant le couple $\{\omega_l^*; \omega_n^*\}$ est indépendante de θ : comme les agents sont propriétaires au chômage, le salaire de réserve n'est pas affecté par le surplus lié à la propriété.

1.4.6.3 Les implications fortes

1. Les salaires de réservation des locataires et des propriétaires diffèrent : ils n'auront pas les mêmes durée de chômage.
2. Cette différence est uniquement liée à mc .
3. Il existe une répartition d'équilibre entre locataires et propriétaire. Elle dépend des exogènes $\{\rho, mc, q_n, F(w)\}$, mais également de l'endogène ω^* .
Ainsi, on a

$$\hat{\theta} = \Theta(b, \rho, mc, q_l, q_n, F(w))$$

i.e., la probabilité d'être propriétaire dépend fortement des paramètres du marché du travail.

1.4.6.4 Hasard théorique, fonction de survie et statut résidentiel

Si on suppose que la durée de chômage T suit une loi exponentielle. Le taux de hasard global ($\lambda^r(t)$ pour $r = L; P$) est constant et donné donc par

$$\begin{aligned} \lambda^L(t) &= \lambda_l^L(t) + \lambda_n^L(t) = q_l(1 - F(\omega^*)) + q_n(1 - F(\omega^*)) \\ &= (q_l + q_n)(1 - F(\omega^*)) \end{aligned} \tag{1.18}$$

$$\lambda^P(t) = \lambda_l^P(t) + \lambda_n^P(t) = q_l(1 - F(\omega_l^*)) + q_n(1 - F(\omega_n^*)) \tag{1.19}$$

d'où les fonctions de survie "globales" :

$$\begin{aligned} S^L(t) &= S_l^L(t)S_n^L(t) = \exp[-q_l(1 - F(\omega^*))t] \exp[-q_n(1 - F(\omega^*))t] \\ &= \exp\left[-[(q_l + q_n)(1 - F(\omega^*))]t\right] \end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
 S^P(t) &= S_l^P(t)S_n^P(t) = \exp \left[-q_l(1 - F(\omega_l^*))t \right] \exp \left[-q_n(1 - F(\omega_n^*))t \right] \\
 &= \exp \left[- \left\{ q_l(1 - F(\omega_l^*)) + q_n(1 - F(\omega_n^*)) \right\} t \right]
 \end{aligned}$$

Le choix du statut résidentiel est donné par :

$$\text{Prob(Proprio)} = \text{Prob}(z=1) = 1 - H(\hat{\theta}) \quad (1.20)$$

$$\text{Prob(Loc)} = \text{Prob}(z=0) = H(\hat{\theta}) \quad (1.21)$$

$$\hat{\theta} = \Theta(b, \rho, mc, q_l, q_n, F(w)) \quad (1.22)$$

1.4.6.5 Statique comparative des conditions d'équilibre du modèle

A partir des équations (1.15),(1.16),(1.17),(1.18) et (1.19), il est possible d'étudier la sensibilité des salaires de réservation et des taux de sortie du chômage aux paramètres d'intérêt du modèle. Les propriétés de statique comparative des conditions d'équilibre du modèle sont résumées dans le tableau 1.2 (voir l'annexe A.1 pour plus de détails).

D'une manière générale, il apparaît qu'une hausse des allocations chômage (b) augmente les salaires de réservation des locataires et des propriétaires, mais on constate également qu'une telle hausse tend à diminuer les taux de hasard globaux. Ce résultat provient du fait que des indemnités plus généreuses améliorent l'utilité inter-temporelle des chômeurs, ce qui se traduit par des salaires de réservation plus élevés. En outre, l'écart entre la valeur de l'emploi et celle du chômage diminue. On peut donc s'attendre à ce qu'une hausse de b se traduit par une augmentation de la durée moyenne passée au chômage.

Selon ce modèle canonique de recherche d'emploi, on constate qu'une augmen-

TABLE 1.2 – Propriétés de statique comparative des conditions d'équilibre du modèle

Variables	Paramètres d'intérêt				
	b	ρ	mc	q_l	q_n
Salaires de réservation du locataire (ω^*)	+	-		+	+
Taux de hasard global du locataire λ^L	-	+		+ -	+ -
Salaire de réservation local du propriétaire (ω_l^*)	+	-	-	+	+
Salaire de réservation non-local du propriétaire (ω_n^*)	+	+ -	+	+	+
Taux de hasard global du propriétaire λ^P	-	+ -	+ -	+ -	+ -

tation du taux de préférence pour le présent (ρ) réduit le salaire de réservation des locataires. Par conséquent, la baisse du salaire de réservation tend à augmenter la probabilité de retour à l'emploi. Par ailleurs, l'augmentation du taux de préférence pour le présent réduit le salaire de réservation des propriétaires sur le marché du travail local, mais on constate également qu'une telle hausse exerce un effet ambigu sur le salaire de réservation des propriétaires lorsque le retour à l'emploi est associé à une mobilité résidentielle. L'effet net d'une augmentation de ρ sur la probabilité de retour à l'emploi reste donc indéterminé.

Une augmentation des coûts de mobilité (mc) tend à réduire d'une part, le salaire de réservation des propriétaires sur le marché du travail local et, d'autre part, cette même hausse tend à accroître leur salaire de réservation sur le marché du travail distant. Par conséquent, il en résulte un accroissement du taux de hasard local et une baisse du taux de hasard non-local. Cependant, il apparaît que l'effet net d'une hausse de mc sur le taux de hasard global reste indéterminé.

Enfin, une hausse des taux d'arrivée des offres (q_l et q_n) exerce ici un effet ambigu sur les taux de hasard globaux. A l'effet direct positif se superpose en réalité deux effets indirects de sens opposés. L'accroissement des fréquences d'arrivée des offres rend les chômeurs plus exigeants, ce qui contribue à une augmentation des salaires de réservation sur les deux marchés. On doit néanmoins noter que si les salaires de réservation sont moins sensibles aux modifications des taux d'arrivée des offres (q_l et q_n), la durée moyenne du chômage décroît avec ceux derniers.

L'ensemble de ces prédictions d'équilibre délivrées par la statique comparative de ce modèle canonique de recherche peuvent faire l'objet d'une confirmation ou d'une réfutation économétrique en mobilisant l'économétrie des modèles de durée.

1.4.7 Du modèle théorique au modèle de durée

L'objet de cette section est de redéfinir les hypothèses de base du modèle du recherche d'emploi présenté dans la section précédente en terme de durée passée dans l'état de chômage.

Soit T une variable aléatoire positive, qui représente la durée de chômage connue par un individu avant d'obtenir un emploi et par t ses réalisations ($0 \leq t < \infty$). On note f la fonction de densité de T et F sa fonction de répartition. On s'intéresse maintenant au couple des variables aléatoires (T, K) où K représente les alternatives de sortie du chômage ($K = l$ si le retour à l'emploi se produit sur le marché du travail local, et $K = n$ si le retour à l'emploi est associé à une mobilité résidentielle). La fonction de hasard spécifique à la destination k est définie par :

$$\lambda_k(t) = \lim_{dt \rightarrow 0} \frac{Pr(t \leq T < t + dt, K = k \mid T \geq t)}{dt}, \quad k = l, n$$

On suppose en outre, à l'instar de Kalbfleisch et Prentice (1980), Blank (1989), Munch et *al.*(2006) que les différentes destinations sont indépendantes. Nous considérons ainsi que l'on observe pour chaque individu la durée $T = \min\{T_l, T_n, T_c\}$, où T_c correspond à un épisode de chômage censuré à droite.

La fonction de hasard spécifique à la destination k peut être définie de la manière suivante :

$$\lambda_k(t) = \lim_{dt \rightarrow 0} \frac{Pr(t \leq T_k < t + dt \mid T_k \geq t)}{dt}, \quad k = l, n$$

Sous ces conditions, la fonction de hasard "globale" ($\lambda(t)$) est la somme des taux de risque latent vers les différentes destinations possibles :

$$\lambda(t) = \lim_{dt \rightarrow 0} \frac{Pr(t \leq T < t + dt \mid T \geq t)}{dt} = \sum_{k=l,n} \lambda_k(t)$$

On peut déduire la fonction de survie "globale" en fonction du risque cumulé grâce aux relations

$$\begin{aligned} S(t) &= \exp\left(-\int_0^t \lambda(\tau) d\tau\right) \\ &= \exp\left(-\int_0^t [\lambda_l(\tau) + \lambda_n(\tau)] d\tau\right) \\ &= \exp\left(-\int_0^t \lambda_l(\tau) d\tau\right) \exp\left(-\int_0^t \lambda_n(\tau) d\tau\right) \\ &= S_l(t) S_n(t) = \prod_{k=l,n} S_k(t) \end{aligned}$$

La fonction de densité spécifique à la destination k ($k = l, n$) est définie comme étant :

$$\begin{aligned} f_k(t) &= \lambda_k(t) \exp\left[-\int_0^t \sum_{k=l,n} \lambda_k(\tau) d\tau\right] \\ &= \lambda_k(t) S(t) \end{aligned}$$

Dans le cadre du modèle théorique présenté dans la section 1.4.6 , la fonction de hasard spécifique à la destination k est constante. En effet on a :

$$\lambda_k(t) = q_k[1 - F(\omega_k^*)], \quad k = l, n \quad (1.23)$$

La fonction de sous-densité de la durée de recherche T associée à la destination k est définie par

$$\begin{aligned} f_k(t) &= \lambda_k(t)S(t), \quad k = l, n \\ &= \left[q_k[1 - F(\omega_k^*)] \right] \exp \left[- \left\{ \sum_{k=l,n} q_k[1 - F(\omega_k^*)] \right\} t \right] \end{aligned}$$

La probabilité d'une issue de type k (i.e., la probabilité marginale de la destination k) est égale :

$$\pi_k = Prob(K = k) = \int_0^\infty f_k(t)dt = \frac{q_k[1 - F(\omega_k^*)]}{\sum_{k=l,n} q_k[1 - F(\omega_k^*)]} = \frac{\lambda_k(t)}{\lambda(t)}, \quad k = l, n$$

Cette probabilité ne dépend pas de T . Sa forme est caractéristique d'un modèle à risques concurrents proportionnels⁸.

On suppose donc que les transitions sur le marché du travail sont représentées par un modèle de hasards proportionnels mélangés à risques concurrents (*competing-risks mixed proportional hazard model*) avec deux sorties du chômage possibles : un nouvel emploi sur le marché local (l), un nouvel emploi sur le marché non-local impliquant une mobilité résidentielle (n). Celles-ci sont conjointement estimées par maximum de vraisemblance à information complète (c'est-à-dire en une étape) avec la probabilité d'être propriétaire modélisée par un logit. Plus

8. Voir par exemple, Heckman et Flinn (1982) ou Fougère (1989) pour plus de détails.

précisément, le cadre formel de la spécification économétrique est :

$$\lambda_k(t) \equiv \lambda_k(t|\mathbf{x}, \mathbf{z}, \nu_k) = \lambda_{k0}(t) \exp(\beta'_k \mathbf{x} + \delta_k \mathbf{z} + \nu_k), \quad k = l, n \quad (1.24)$$

$$P(\mathbf{z} = 1|\mathbf{x}, \nu_h) = \frac{\exp(\beta'_h \mathbf{x} + \nu_h)}{1 + \exp(\beta'_h \mathbf{x} + \nu_h)} \quad (1.25)$$

où $\lambda_{k0}(t)$ ⁹ est le hasard de base permettant de capturer la dépendance temporelle de l'intensité de transition vers l'état k , \mathbf{x} représente un vecteur de caractéristiques observables, \mathbf{z} est une variable indicatrice qui vaut 1 si le chômeur est propriétaire de son logement et 0 s'il en est locataire. ν_k et ν_h sont les termes d'hétérogénéité inobservée modélisés non paramétriquement par des points de masse.

Plusieurs raisons permettent de justifier la modélisation de la durée de chômage à l'aide de la fonction de risque : (i) le lien à la théorie de recherche séquentielle d'un emploi, (ii) le problème des données censurées, (iii) la dépendance de durée, (iv) les phénomènes d'hétérogénéité et d'endogénéité du statut résidentiel.

L'utilisation de la probabilité conditionnelle de sortie du chômage (i.e., la fonction de hasard) correspond bien à la représentation théorique qui a été présentée dans la section précédente. En effet, le modèle de recherche séquentielle repose sur l'idée qu'un chômeur est confronté à une offre d'emploi qu'il choisit d'accepter ou de refuser. Si, après avoir comparé cette offre d'emploi à son salaire de réservation, le chômeur décide de la refuser, il prolonge donc sa période de recherche d'emploi d'une période supplémentaire par exemple une semaine. Une nouvelle possibilité de sortir du chômage ne sera possible qu'après une semaine. On est donc bien dans le cas d'une suite de probabilités conditionnelles. On pourrait alors se demander quelle est la probabilité de sortie du chômage étant donné que l'individu

9. La fonction de risque de base $\lambda_{k0}(t) = \theta_{k0}(t, 0)$ définit la distribution des durées de chômage pour les individus dont les covariables sont nulles $x = 0$ et $\mathbf{z} = 0$. Il est possible d'imposer une forme paramétrique à cette fonction (Exponentielle, Weibull, Log logistique, Log Normale,...)

a connu une période de chômage d'une semaine, deux semaines, etc. C'est avec la fonction de hasard qu'on peut répondre à ces questions. Cependant, il convient de noter que la distribution des salaires de réserve des chômeurs n'est généralement pas observable. Cette difficulté peut-être contournée si l'on considère que toute offre d'emploi dont la rémunération est supérieure ou égale au salaire de réserve doit se traduire par un retour à l'emploi. Plusieurs travaux montrent effectivement que la première offre d'emploi reçue est la plus souvent acceptée. Le salaire de réservation est donc très proche de la borne inférieure de la distribution des salaires (Devine, 1988, Wolpin, 1987 et Van Den Berg, 1990). Il en résulte que la probabilité instantanée de sortie du chômage, soit $q[1 - F(\omega^*)]$ dans le modèle partiel et donc la durée moyenne du chômage $T = \frac{1}{q[1 - F(\omega^*)]}$, vont dépendre avant tout de la probabilité d'obtenir une offre puisque $F(\omega^*)$ est très proche de 0.

La deuxième raison pour laquelle il est préférable de modéliser la durée de chômage à l'aide de la fonction de hasard est due à une caractéristique fondamentale des données de durée : *les censures*. Certaines personnes peuvent en effet sortir du champ de l'enquête avant que celle-ci prenne fin, dans ce cas, la durée de chômage à la fin de la période d'observation de l'enquête n'est pas connue avec exactitude. Ceci peut être dû à divers faits tels que les refus de réponse, les décès et les déménagements. La présence de censure peut conduire à sous-estimer la durée moyenne des épisodes de chômage des individus. Les modèles de durée permettent de contrôler les données censurées en ayant recours à la méthode du maximum de vraisemblance. Cette méthode utilise les données de manière différente selon que l'épisode de chômage est ou non censuré. Ainsi, quand la durée de chômage est censurée à droite, le taux de hasard est évalué à travers la fonction de survie qui représente la probabilité que l'individu soit toujours au chômage après t unité de temps. Par contre, lorsque l'épisode de chômage est complet, la contribution à la vraisemblance se fait à l'aide de la fonction de risque. Cette der-

nière représente la probabilité de sortir du chômage dans un très petit intervalle de temps après t , sachant que l'on était chômeur en t .

Une troisième raison est liée à la dépendance d'état et aux phénomènes d'hétérogénéité. En effet, les individus n'ont pas tous les mêmes chances de sortir du chômage. Par exemple, les chômeurs de longue durée ont moins de chances d'obtenir une offre d'emploi. Ce phénomène est connu sous le nom de dépendance temporelle (ou dépendance d'état). Pissarides (1992) propose un modèle dans lequel la perte de capital humain durant la période de chômage explique la baisse du taux de sortie du chômage des agents. Pour Blanchard et Diamond (1994), la dépendance d'état s'explique par le fait que les firmes préfèrent embaucher les individus ayant connu les périodes de chômage les plus courtes. Ainsi, plus la durée passée dans l'état de chômage se prolonge, plus les chances de sortir de cet état diminuent.

Plusieurs facteurs peuvent également influencer la probabilité instantanée de sortie du chômage. Toutefois, il est possible qu'on ne puisse pas observer, ou mesurer, certaines de ces variables et donc l'incidence qu'elles ont sur la fonction de hasard. En effet, la motivation et les aptitudes intrinsèques ne sont que quelques exemples de variables d'hétérogénéité non observée qui peuvent caractériser les individus d'une population. Selon Heckman et Singer (1984), Kiefer (1988) et Blank (1989), l'omission de l'hétérogénéité existante entre les individus induit forcément à un biais de dépendance temporelle négative du taux de sortie du chômage. Ce biais renvoie au phénomène "*mover-stayer*". Le principe serait qu'il existe au moins deux types de sous-populations ayant des risques de sortie du chômage contrastés. Les personnes ayant les probabilités de sortie les plus élevées sortent rapidement de l'état de chômage (*mover*), tandis que les autres restent dans l'ensemble soumis au risque (*stayer*). Le problème réside dans le fait que l'on ne peut pas distinguer ces deux sous-populations à partir de critères obser-

vables ; l'agrégation des caractéristiques observées ou non crée une dépendance temporelle négative du risque. Un tri s'opère au cours du temps, éliminant de la population soumise au risque, la sous-population ayant les chances de sortie les plus élevées. De ce fait, il résulte que le risque de la population observée tend vers le risque le plus faible et que les individus ont de moins en moins de chance de sortir de chômage. Il est donc nécessaire de contrôler l'hétérogénéité individuelle tant observée que non observée.

Enfin, une quatrième raison comme le suggère la théorie présentée dans la section précédente est liée à l'endogénéité du statut résidentiel. En effet, si la probabilité d'être propriétaire peut s'expliquer par des variables observables (par exemple, âge, sexe, nationalité, structure familiale, revenus des ménages, taille de l'agglomération, niveau d'épargne...), d'autres variables non observables sont probablement corrélées avec celles qui affectent les taux de sortie du chômage (par exemple les coûts de mobilité, la préférence pour le présent, etc.).

Dans ce qui suit, nous nous intéresserons aux études empiriques cherchant à évaluer l'impact du statut résidentiel sur la probabilité d'être au chômage. Puis, nous présenterons les résultats des études empiriques utilisant la spécification économétrique développée dans la section précédente afin d'évaluer l'impact du statut résidentiel sur la durée d'emploi et sur la durée de chômage.

1.4.8 Les études empiriques

Les travaux empiriques réalisés sur des données individuelles ont fait suite aux contributions d'Oswald (1996, 1998, 1999). Un certain nombre d'entre eux se sont intéressés au lien existant entre le statut résidentiel et la probabilité de chômage et une grande part d'entre eux ont cherché à étudier l'impact du statut résidentiel sur la durée de chômage. Par ailleurs, les travaux empiriques les plus

récents, soucieux de tenir compte de l'hétérogénéité inobservée et du caractère endogène des décisions concernant le choix du statut résidentiel, plaident pour une réfutation de *l'hypothèse d'Oswald*.

1.4.8.1 L'impact du statut résidentiel sur la probabilité d'être au chômage

Le tableau 1.3 synthétise les résultats des études empiriques qui cherchent à étudier l'impact du statut résidentiel sur la probabilité d'être au chômage. A partir de données anglaises, Arulampalam, Booth et Taylor (2000) montrent que la probabilité d'être au chômage est négativement corrélée au statut de propriétaire. Coulson et Fisher (2002) retrouvent le même résultat à partir de données américaines. Cependant, ces études empiriques considèrent le choix du statut résidentiel comme une variable exogène dans leurs modélisations. C'est pourquoi, Coulson et Fisher (2009) raffinent leur étude précédente et réfutent statistiquement l'exogénéité de la variable représentant la propriété immobilière. Leurs résultats révèlent que le coefficient associé à la propriété immobilière, une fois celle-ci instrumentée, reste significatif et négatif. De même, Flatau et *al.* (2003) s'intéressent au problème d'endogénéité du statut résidentiel. Ils montrent, à partir de données australiennes que la propriété immobilière exerce un impact négatif sur la probabilité d'être au chômage dans les deux versions (avec ou sans instruments).

De façon générale, les études empiriques mentionnées ci-dessus suggèrent que les propriétaires ont une probabilité d'être au chômage plus faible que celle des locataires. Cependant, les résultats de ces études mériteraient d'être confirmés par des estimations économétriques plus sophistiquées qui permettent de tenir compte conjointement de l'hétérogénéité non observée et du problème d'endogénéité ainsi que de la dimension temporelle des parcours professionnels des individus.

TABLE 1.3 – Études empiriques de l'impact du statut résidentielle sur la probabilité d'être au chômage

Études	Basse de données	Pays	Principaux résultats	Observations
Arulampalam, Booth et Taylor (2000)	British Household Panel Survey (1991-1995)	Royaume-Uni	La propriété immobilière est négativement corrélée à la probabilité d'être au chômage.	Modèle probit à effets aléatoires contrôle de l'hétérogénéité inobservée. Pas de contrôle pour l'endogénéité du statut résidentiel.
Coulson et Fisher(2002)	Current Population Survey (2000)	États-Unis	La propriété immobilière réduit la probabilité d'être au chômage.	Modèle probit sur données transversales Pas de contrôle de l'hétérogénéité inobservée. Pas de contrôle pour l'endogénéité du statut résidentiel.
Flatau et <i>al.</i> (2003)	Survey of Income and Housing Costs (1994-1997)	Australie	Le statut de propriétaire exerce un impact négatif sur la probabilité d'être au chômage dans les deux versions (sans ou avec instruments)	Modèles probit sur données transversales, sans et avec instruments. Instruments : âge et revenu.
Coulson et Fisher(2009)	Current Population Survey (2005)	États-Unis	Le statut de propriétaire exerce un impact négatif sur la probabilité d'être au chômage dans la version instrumentée.	Modèles probit sur données transversales, sans et avec instruments. Instruments : types de logement, nombre d'enfants dans le ménage, nombre de personnes dans le ménage

1.4.8.2 Durée d'emploi et transitions professionnelles

Ces dernières années se sont développées quelques études empiriques sur le lien existant entre propriété immobilière, mobilités professionnelles et risques de chômage. Elles cherchent à vérifier empiriquement si pour les individus en emploi, la propriété immobilière diminue bien les risques de chômage, les transitions emploi-emploi ou les transitions vers l'inactivité. Notons également qu'elles se basent sur des modèles de hasards proportionnels mélangés à risques concurrents identiques à ceux décrits par les équations (1.24) et (1.25).

A partir de données hollandaises¹⁰, et en estimant un modèle de durée avec trois sorties d'emplois possibles (un nouvel emploi, le chômage et l'inactivité) van Vuuren et Koning (2004), montrent que la propriété immobilière réduit les transitions d'emplois vers le chômage d'environ 31,2%, mais n'exerce aucun effet statistiquement significatif sur les transitions d'emplois à emplois ou sur les sorties vers l'inactivité. de Graaff et van Leuvensteijn (2007) adoptent la même estimation économétrique sur les données du *Panel Européen des Ménages* pour un groupe de pays européens. Ils trouvent globalement que le statut de propriétaire réduit les transitions entre emplois d'environ 19,5%, les risques de chômage de 31,3% et les risques d'inactivité de 7,2%. De plus, de Graaff et van Leuvensteijn (2007) refont les estimations économétriques pour chaque pays pris séparément et confirment les résultats précédents, à l'exception de la Grèce et de la Finlande. Ils montrent notamment que l'effet négatif de la propriété immobilière sur les transitions d'emplois à emplois est particulièrement plus marqué au Luxembourg, aux Pays Bas, au Portugal, au Royaume-Uni et en France. Cependant, cet effet négatif serait relativement faible pour les pays Nordiques (Danemark, Finlande).

Dans leur contribution à la revue de littérature récente, Munch et *al.* (2008) examinent plus en détail les transitions emploi-emploi en distinguant celles ayant

10. *Income Panel Research (1989-1998)*

lieu sur le marché du travail local de celles sur le marché national, associées à une mobilité résidentielle. Munch et *al.* (2008) estiment un modèle de durée à risques concurrents avec trois sorties d'emplois possibles : un emploi local, un emploi distant et le chômage. Ils montrent, à partir de données danoises, que le statut de propriétaire exerce un effet négatif sur les taux de transition emploi-emploi avec ou sans mobilité résidentielle et sur les risques de chômage. Selon leurs résultats, la propriété immobilière diminuerait les transitions emploi-emploi avec ou sans mobilité résidentielle respectivement de 14% et 4%. Elle diminuerait également les transitions emploi-chômage d'environ 4%.

Battu et *al.* (2008) font également la distinction entre marché local et marché non-local afin d'étudier l'impact des modes d'occupation du logement sur la durée d'emploi et sur la mobilité professionnelle des individus. A travers l'estimation économétrique d'un modèle de durée¹¹, à partir de données britanniques¹², Battu et *al.* (2008) montrent que le statut de propriétaire exerce un effet négatif sur les transitions d'emplois sur le marché du travail non-local. En revanche, ils ne trouvent aucun effet statistiquement significatif de statut de propriétaires sur les transitions d'emplois sur le marché du travail local.

En résumé, les études empiriques récentes concluent globalement à des durées d'emploi plus longues pour les propriétaires, associées à des mobilités professionnelles moins fréquentes. Elles mettent aussi en évidence un risque de chômage plus faible pour les propriétaires.

11. Les auteurs estiment un modèle de durée à hasards proportionnels mélangés à risques concurrents avec deux sorties d'emplois possibles : un nouvel emploi sans mobilité résidentielle et un nouvel emploi avec mobilité résidentielle.

12. *British Household Panel Survey pour la période 1991-2003*

1.4.8.3 L'impact du statut résidentiel sur la durée des épisodes de chômage

Les études empiriques qui s'intéressent à l'impact du statut résidentiel sur la durée des épisodes de chômage sont plus nombreuses et aboutissent à des résultats très contradictoires¹³, néanmoins, certaines controverses s'estompent lorsque les problèmes d'hétérogénéité inobservée et d'endogénéité sont correctement traités par la méthode du maximum de vraisemblance à information complète (c'est-à-dire en une seule étape).

Études avec correction de l'endogénéité du statut résidentiel en deux étapes

Goss et Phillips (1997) furent les premiers à tester l'impact du statut résidentiel sur la durée de chômage en utilisant des données américaines (*Panel Survey of Income Dynamics, 1986*). Dans le but de contrôler l'endogénéité du statut résidentiel, les auteurs adoptent une méthode d'estimation par variables instrumentales en deux étapes : cette approche consiste à estimer dans une première étape une équation du statut résidentiel par un modèle probit et dans une seconde étape à introduire la probabilité prédite à la place du statut résidentiel réel comme variable explicative dans le modèle de durée. Les résultats obtenus par le biais d'un modèle de durée fondé sur une distribution de type Weibull indiquent que les propriétaires ont des durées de chômage plus courtes que celles des locataires.

Coulson et Fisher (2002) utilisent aussi des données américaines (*Panel Survey of Income Dynamics, 1993*) afin d'analyser l'effet du statut résidentiel sur la probabilité de retour à l'emploi. Leurs résultats issus d'une estimation en temps continu selon une distribution Weibull, permettent de conclure que les propriétaires au chômage trouvent plus rapidement un emploi que les locataires, réfutant ainsi *l'hypothèse d'Oswald*. Cependant, Brunet et Lesueur (2004) émettent quelques réserves sur la robustesse des résultats obtenus par Coulson et Fisher

13. Ces contradictions sont pour l'essentiel attribuées au traitement ou non de l'endogénéité du statut résidentiel.

(2002) puisque ces derniers ne tiennent compte ni de l'endogénéité du statut résidentiel, ni de la présence d'hétérogénéité inobservée.

Green et Hendershott (2001) testent également sur des données américaines¹⁴ la validité de *l'hypothèse d'Oswald*. Pour contrôler l'endogénéité du statut résidentiel, les auteurs utilisent une méthode d'estimation par variables instrumentales en deux étapes. Les résultats obtenus par le biais d'un modèle de durée fondé sur une distribution de type Weibull¹⁵, permettent de conclure que les propriétaires ont des durées de chômage plus longues que celles des locataires.

Brunet et Lesueur (2004) utilisent aussi une méthode d'estimation par variables instrumentales en deux étapes. Les auteurs montrent, à partir de données françaises¹⁶ que le statut de propriétaire exerce un effet positif sur la durée des épisodes de chômage. Bien que la spécification économétrique¹⁷ adoptée par Brunet et Lesueur (2004) soit différente de celle de Green et Hendershott (2001), leurs premiers résultats obtenus sur des données françaises ne réfutent pas *l'hypothèse d'Oswald*.

Par ailleurs, l'ensemble des travaux empiriques précédemment cités limite l'endogénéité du mode d'occupation du logement à un choix binaire (propriétaires versus locataires), ce qui ne permet pas d'isoler l'effet spécifique des contraintes financières des accédants à la propriété. On peut penser en effet que les pro-

14. *Panel Survey of Income Dynamics de 1988-1999*

15. Il convient de noter que l'estimation de Green et Hendershott (2001) ne tient pas compte de la présence d'hétérogénéité inobservable.

16. Trois sources de données sont utilisées : des données individuelles provenant de l'enquête *Trajectoire des d'Emploi-Marché Local du Travail* (TDE-MLT) réalisée par la DRAES, des informations sur le coût du logement (INSEE et chambres de notaires d'Ile-de-France et de province) et des données du recensement de population de 1999 et recensements communaux de 1988 et de 1998 effectués par l'INSEE.

17. La méthode économétrique adoptée par Brunet et Lesueur (2004) est directement inspirée de l'approche d'Heckman-Robb (1985) face au problème d'autosélection. La spécification retenue dans leur étude est un modèle de durée log-normal avec correction de l'hétérogénéité inobservable par la loi gamma.

priétaires effectuant des remboursements d'emprunts liés à l'acquisition de leur résidence principale peuvent avoir un comportement de recherche d'emploi différent de celui des propriétaires de plein droit.

Distinction entre propriétaires accédants et non accédants

Flatau et *al.* (2003) sont les premiers, à notre connaissance, à s'intéresser à l'impact des modes d'occupation du logement sur la durée de chômage. Contrairement aux études précédentes, les auteurs adoptent une approche semi-paramétrique (*modèle de Cox*). Pour contrôler l'endogénéité des modes d'occupation du logement, les auteurs utilisent une méthode d'estimation par variables instrumentales en deux étapes. Tout d'abord, ils estiment une équation de sélection du type logit multinomial pour les cinq modes retenus¹⁸, ensuite, les probabilités estimées des différents types du statut résidentiel sont introduites dans l'équation de durée de chômage. Les résultats obtenus à partir de données australiennes¹⁹ mettent en évidence une absence d'effet significatif du statut de propriétaire de plein droit, mais aussi une sortie plus rapide du chômage des accédants (rejet de *l'hypothèse d'Oswald*). Il apparaît également que les locataires du secteur public sortent moins rapidement du chômage que les locataires du secteur privé.

Brunet et *al.*(2007) raffinent leur étude empirique précédente et proposent une analyse comparée sur des données françaises et britanniques²⁰ de l'influence des modes d'occupation du logement sur la durée des épisodes de chômage. Pour contrôler l'endogénéité des modes d'occupation du logement, les auteurs utilisent également une méthode d'estimation en deux étapes²¹. Les résultats obtenus sur

18. Propriétaire, accédant à la propriété, locataire du secteur public, locataire du secteur privé et logés à titre gratuit

19. *Survey of Income and Housing Costs (1994-1997)*

20. Les données mobilisées dans le cas britannique sont extraites des 14 vagues du *British Household Panel Survey* couvrant la période 1991-2004, alors que les données françaises sont issues des 7 vagues du *Panel Européen des Ménages* couvrant la période 1994-2001.

21. Tout d'abord, les modes d'occupation du logement sont estimés par une équation de sélection du type logit multinomial. Ensuite, les probabilités estimées des cinq modes d'occupation ont été introduites à côté d'autres caractéristiques observables dans l'estimation d'un modèle

les données françaises et anglaises indiquent d'une part, que les propriétaires non accédants sont caractérisés par les durées de chômage les plus longues et, d'autre part, que les accédants à la propriété sont caractérisés par les durées de chômage les plus courtes. Au Royaume-Uni, ce sont plutôt les locataires du secteur social qui enregistrent les durées de chômage les plus longues, tandis qu'aucune différence en terme de durée de chômage entre locataires du secteur social et locataires du secteur privé n'est mise en évidence en France.

L'ensemble des études présentées jusqu'ici aboutisse à des résultats très controversés quant à l'effet de la propriété immobilière sur la probabilité de retour à l'emploi. Il convient de noter également que la comparaison entre ces études reste très délicate puisqu'elles diffèrent par les techniques de correction utilisées ou non afin de tenir compte de l'endogénéité du statut résidentiel.

Critiques vis-à-vis de Coulson et Fisher (2002) et Brunet et Lesueur (2004)

Munch et *al.* (2003, 2006) insistent sur le fait que de ne pas contrôler l'endogénéité du statut résidentiel conduit nécessairement à des estimations biaisées. En effet, considérer une variable exogène représentant le mode d'occupation du logement dans l'équation de durée du chômage est insuffisant pour évaluer son impact sur la probabilité de retour à l'emploi. Les caractéristiques individuelles inobservables influençant le choix d'être propriétaire sont probablement corrélées avec celles jouant sur les durées de chômage. Il est donc raisonnable de considérer que les choix du statut résidentiel, de l'emploi et du lieu de résidence sont les fruits de décisions simultanées qui doivent être prises en compte lors de l'estimation d'un modèle pour expliquer les durées de chômage.

Munch et *al.* (2003, 2006) soulignent également que l'utilisation d'une méthode d'estimation par variables instrumentales en deux étapes ne permet pas de

log-normal avec correction d'hétérogénéité non observée par la loi Gamma.

corriger le problème d'endogénéité de façon rigoureuse²². Notons aussi que l'inconvénient majeur de cette méthode est d'être complètement paramétrique. En d'autres termes, la probabilité de sortie du chômage tout comme les termes d'hétérogénéité inobservée suivent des lois de distribution prédéterminées par l'économètre, choix pour lequel en cas d'erreur les estimateurs sont biaisés à cause d'une sur-paramétrisation du modèle (Heckman et Singer, 1984).

1.4.8.4 Durée des épisodes de chômage et mobilité

Face aux résultats très controversés obtenus sur des données individuelles, d'autres études empiriques plus récentes et plus robustes se sont intéressées au lien existant entre statut résidentiel, durée de chômage et mobilité [Munch et *al.* (2006), Barceló (2006), van Vuuren et *al.* (2007), Battu et *al.* (2008)]. Ces études sont basées sur une méthodologie identique qui consiste à estimer des modèles de durée en temps discret, en distinguant les retours à l'emploi sur les marchés du travail local et non-local, conjointement au choix du statut résidentiel. Plus précisément, les modèles de durée estimés par ces études sont identiques à ceux décrits par les équations (1.24) et (1.25). Par rapport aux travaux empiriques précédents, cette modélisation jointe permettra en premier lieu de mieux comprendre les facteurs qui expliquent le choix du statut résidentiel. Elle permettra en deuxième lieu, et de manière simultanée, de saisir les facteurs expliquant les comportements des retours à l'emploi avec ou sans mobilité résidentielle. Finalement, elle permettra de mieux éviter les biais d'endogénéité auxquels ont fait face certaines études antérieures. Le tableau 1.4 propose une synthèse des principaux résultats de ces études récentes.

²². Brunet et Lesueur (2004) reconnaissent d'ailleurs dans leur article que leur technique ne permet probablement pas de corriger le biais d'endogénéité de façon rigoureuse.

TABLE 1.4 – Statut résidentiel, durée de chômage et mobilité résidentielle

Études	Données	Pays	Principaux résultats
Munch et <i>al.</i> (2006)	Donnée administratives(10% de la population) 1997-2000	Denemark	Le statut de propriétaire exerce un effet négatif et significatif sur la probabilité instantanée de sortie du chômage avec mobilité. Un effet positif et significatif du statut de propriétaire sur la probabilité de retour à l'emploi sur le marché local.
Barceló (2006)	Panel Européen des Ménages 1994-1997	Allemagne, Espagne, France, Italie, Royaume-Uni	La propriété immobilière réduit significativement le taux de sortie du chômage sur le marché non-local. Pas de différence statistiquement significative entre propriétaires et locataires sur le marché du travail local.
van Vuuren et van Leuvensteijn (2007)	Donnée administratives(1% de la population active), 1989-2000	Pays-Bas	Le statut de propriétaire n'exerce pas d'effet significatif sur la probabilité de retour à l'emploi avec mobilité. Un effet positif et significatif du statut de propriétaire sur la probabilité de retour à l'emploi sur le marché du travail local.
Battu et <i>al.</i> (2008)	British Household Panel Survey 1991-2003	Royaume-Uni	Le statut de propriétaire n'exerce pas d'effet significatif sur la probabilité instantanée de sortie du chômage avec ou sans mobilité.

L'étude de Barceló (2006) pour un groupe de pays européens et l'étude de Munch et *al.* (2006) pour le Danemark, montrent que le statut de propriétaire réduit significativement les taux de sortie du chômage vers les emplois non-locaux. Cependant l'étude de Battu et *al.* (2008) réalisée sur des données britanniques, conduit à un résultat différent car aucun lien statistiquement significatif n'est établi entre le statut de propriétaire et la probabilité de retour à l'emploi sur le marché non-local. Cette conclusion est similaire à celle à laquelle aboutissent van Vuuren et Leuvensteijn (2007) dans une étude sur données des Pays-Bas. Concernant les retours à l'emploi sur le marché du travail local, les propriétaires au Danemark et aux Pays-Bas, semblent avoir des durées de chômage plus faibles que celles des locataires (Munch et *al.*, 2006 ; van Vuuren et van Leuvensteijn, 2007), tandis qu'aucune différence en terme de durée de chômage entre propriétaires et locataires n'est mise en évidence globalement dans le groupe de pays (Allemagne, Danemark, Espagne, France, Italie) étudiés par Barceló (2006) et au Royaume-Uni selon Battu et *al.* (2008).

Quels enseignements peut-on tirer des résultats de la littérature empirique récente ?

Les études empiriques récentes mettent en évidence que la compréhension de l'impact du statut résidentiel sur la probabilité de retour à l'emploi ne peut se faire qu'au prix d'analyses économétriques sophistiquées permettant d'une part, de tenir compte conjointement de l'endogénéité du statut résidentiel et de l'hétérogénéité inobservée et, d'autre part, de distinguer les retours à l'emploi avec ou sans mobilité résidentielle. Il convient de mentionner que même s'il est loin d'exister un parfait consensus sur la validation de *l'hypothèse d'Oswald*, il semble néanmoins se dégager des dernières études empiriques que les propriétaires chômeurs sont plus réticents à accepter un emploi impliquant une mobilité résidentielle. Ce résultat semble être en adéquation avec les prédictions des modèles

de recherche d'emploi : des coûts de mobilité élevés associés à la propriété immobilière découragent l'acceptation d'une offre d'emploi impliquant une mobilité résidentielle. En effet, le propriétaire chômeur compare le salaire proposé net des coûts de mobilité à son salaire de réservation. Des coûts trop importants tendent à rendre ce dernier supérieur au salaire net proposé. Dans de telles conditions, le propriétaire chômeur n'a aucune incitation financière à la reprise d'emploi et il va alors restreindre son horizon spatial de recherche à proximité de son logement.

1.5 Conclusion du chapitre

Dans ce chapitre, nous avons vu qu'il existe des liens étroits entre les modes d'occupation du logement, la mobilité résidentielle et la performance du marché du travail.

A ce sujet, une partie de la littérature économique s'est essentiellement intéressée à l'impact du statut résidentiel sur le chômage. Elle souligne qu'il existe une corrélation positive entre le taux de propriétaires et le taux de chômage. Cette hypothèse connue dans la littérature sous le nom *d'hypothèse d'Oswald*, met en avant le fait que lorsque les pays dans lesquels le taux de propriétaires occupants est élevé, le taux de chômage serait plus important. Cette hypothèse fut dans un premier temps confirmée par plusieurs travaux empiriques fondés sur des données agrégées. *A contrario*, d'autres études macroéconomiques ont mises en doute ou contredit cette hypothèse. De même, les travaux empiriques réalisés sur des données individuelles, et plus particulièrement, ceux soucieux de tenir compte conjointement de l'hétérogénéité inobservable et de l'endogénéité du statut résidentiel plaident pour une réfutation de plus en plus forte de *l'hypothèse d'Oswald*. Leurs résultats mettent en évidence une position relativement plus favorable des propriétaires sur le marché du travail, que ce soit face au risque de chômage ou

bien en terme de stabilité dans l'emploi.

Face aux résultats très controversés obtenus sur des données agrégées, d'autres études empiriques se sont intéressées au lien existant entre statut résidentiel, durée de chômage et mobilité résidentielle. Elles suggèrent que la compréhension des mécanismes microéconomiques sous-jacents ne peut se faire qu'au prix d'une analyse économétrique sophistiquée permettant d'une part, de tenir compte conjointement de l'endogénéité du statut résidentiel et de l'hétérogénéité inobservée et, d'autre part, de distinguer les retours à l'emploi avec ou sans mobilité résidentielle. Il apparaît également d'après les prédictions des modèles de recherche d'emploi que les propriétaires chômeurs ont moins tendance à retourner à l'emploi *via* une mobilité résidentielle. Des coûts de transaction élevés associés à la propriété immobilière sont l'une des causes de cette mobilité réduite. De fait, une part importante des coûts de mobilité des propriétaires en France et dans la plupart des pays de l'OCDE est d'ordre institutionnel. Il s'agit, pour l'essentiel, des taxes supportées par les ménages lors de l'acquisition d'un nouveau logement. Ces coûts favoriseraient une plus grande stabilité résidentielle influençant le choix du lieu de travail et affectant donc le comportement de recherche d'emploi des propriétaires.

Chapitre 2

Statut résidentiel, durée de chômage et
mobilité résidentielle

2.1 Introduction

Ce chapitre cherche à tester, à partir des données françaises, *l'hypothèse d'Oswald* selon laquelle les propriétaires sont caractérisés par des durées de chômage plus longues que celles des locataires, mais aussi par une faible mobilité résidentielle.

Comme nous l'avons vu dans le premier chapitre, les travaux empiriques cherchant à tester *l'hypothèse d'Oswald* sur des données individuelles restent à ce jour très controversés et, plus particulièrement, ceux concernant l'impact du statut résidentiel sur la durée des épisodes du chômage. Ceci s'explique essentiellement par les techniques adoptées par les auteurs afin de corriger ou non l'endogénéité du statut résidentiel. De ce fait, les travaux empiriques récents (Munch et *al.*, 2006 ; Barceló, 2006 ; van Vuuren et *al.*, 2007 ; Battu et *al.*, 2008 ; van Vuuren, 2009) nous enseignent du point de vue technique la nécessité de tenir compte conjointement de l'hétérogénéité inobservée et de l'endogénéité du statut résidentiel. De plus, il convient de noter que même si les arguments théoriques concernant la faible mobilité résidentielle des propriétaires demeurent les plus convaincants, ils mériteraient d'être validés empiriquement. C'est la raison pour laquelle nous proposons de mettre en place tout d'abord une estimation conjointe du statut résidentiel et du taux de sortie de chômage, puis nous distinguons les retours à l'emploi selon qu'ils impliquent ou non une mobilité résidentielle. Notre approche économétrique est très proche de celle proposée par Munch et *al.* (2006), Barceló(2006), van Vuuren et van Leuvensteijn (2007), Battu et *al.* (2008) et van Vuuren (2009). Il sera ainsi possible de comparer nos résultats économétriques avec ceux obtenus pour le Danemark, le Royaume-Uni, les Pays-Bas et certains autres pays européens.

Ce chapitre est organisé comme suit. La section 2 présente les données françaises du *Panel Européen des Ménages*. La section 3 détaille la méthode économétrique et les résultats de l'estimation de l'effet du statut résidentiel sur la probabilité de retour à l'emploi. Enfin la section 4 s'intéresse à ce même effet en distinguant les retours à l'emploi selon qu'ils s'accompagnent ou non d'une mobilité résidentielle.

2.2 Panel Européen des Ménages et définition de l'échantillon d'étude

2.2.1 Panel Européen des Ménages

Le *Panel Européen des Ménages* (*European Community Household Panel*) est une enquête communautaire harmonisée, instaurée par Eurostat en 1994, dont les deux objectifs majeurs sont à la fois de suivre les dynamiques d'emploi et de revenus, mais également de fournir des données transversales et longitudinales comparables sur les conditions de vie des individus et des ménages dans les douze pays membres de l'Union européenne¹. La collecte et la mise en forme des données sont assurées par chaque pays membre.

Les données utilisées dans cette thèse proviennent des fichiers français du *Panel Européen des Ménages*² couvrant la période allant de 1994 à 2000. Cette

1. Allemagne, Belgique, Danemark, Espagne, France, Grèce, Irlande, Italie, Luxembourg, Pays-Bas, Portugal, Royaume-Uni.

2. Cette enquête est composée d'un questionnaire "*ménage*" et des questionnaires individuels auxquels sont attachés des calendriers "*d'activité*" et "*revenus*". Le questionnaire "*ménage*" a pour but de présenter la composition du ménage et les caractéristiques liées au logement. Le questionnaire "*individuel*" de ce panel permet de détailler les caractéristiques de chacun des membres du ménage âgés de dix-sept ans et plus au moment de l'enquête. En particulier la position sur le marché du travail est observée mois par mois, grâce à des calendriers rétrospectifs complexes et détaillés. Le calendrier de la première vague porte sur la période de janvier 1993

enquête a la particularité d'être un panel d'individus : ceux-ci composant les ménages tirés lors de la première vague (1994) forment l'échantillon de base du panel. Ils sont appelés "*individus-panel*" et sont réinterrogés chaque année et même en cas de déménagement, sauf s'ils ne sortent pas du champ du panel (en cas de déménagement à l'étranger, ou en institution, c'est-à-dire dans des hôpitaux, prisons, etc.)³. En outre, cette enquête permet de décrire au mieux statistiquement les trajectoires d'activités et les chroniques de revenus ainsi que les différents modes d'occupation du logement des "*individus-panel*" les plus mobiles. Cette particularité de panel européen permet de limiter le biais potentiel lié à l'utilisation d'un sous-échantillon d'individus n'ayant jamais déménagé, ce que ne permet pas, par exemple, l'Enquête Emploi (Breuil-Genier et *al.*,2000).

La première vague de cette enquête, conduite à l'automne 1994, a permis d'interroger près de 18.915 individus (au sein de 7344 ménages), dont 14.524 adultes âgés de 17 ans ou plus, et donc susceptibles de répondre au questionnaire individuel. Parmi eux, 14.332 individus ont acceptés de répondre, et 194 ont refusé. Cela signifie donc que la non-réponse au sein des ménages répondants est faible (1,3%). En 1995, tous les individus des ménages ayant répondu en 1994 devaient être réinterrogés. Les personnes ayant 17 ans dans l'année devaient également répondre à un questionnaire individuel. Le tableau 2.1 donne le nombre de ménages, d'adultes et d'enfants répondant à chaque vague d'enquête, ainsi que le taux d'attrition entre chaque vague.

à octobre 1994. Les calendriers des vagues suivantes décrivent les différents types de statut d'activité des individus d'octobre de l'année $t - 1$ à décembre de l'année t . Dans le calendrier "*revenus*" sont détaillés les différents revenus perçus par l'intéressé.

3. En cas de déménagement ou de changement de composition du ménage (par exemple divorce) et si l'individu panel est retrouvé, l'ensemble des membres du nouveau ménage sont également interrogés dans le cadre de l'enquête.

TABLE 2.1 – Les répondants au Panel Européen

	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000
Nombre de ménages	7344	6722	6601	6180	5876	5606	5345
Nombre d'adultes	14332	12.992	12533	11476	10703	10096	9466
Nombre d'enfants	4391	3958	3770	3409	3154	2889	2654
Taux d'attrition ^a en%	.	9,4	3,5	8,4	6,7	5,7	6,3

^ale taux d'attrition retenu est défini comme l'écart à 1 du rapport entre le nombre d'adultes panel répondant en vague n et le nombre d'adultes panel répondant en vague $n - 1$.

Dans la sous-section suivante, nous présentons l'échantillon retenu pour notre analyse économétrique, les statistiques descriptives des individus aux chômage, ainsi que les caractéristiques des épisodes de chômage.

2.2.2 Présentation de l'échantillon et analyse descriptive

Les données utilisées dans cette étude sont issues de l'échantillon de la version française du *Panel Européen des Ménages* (vagues 1 à 7). Cependant, en raison du manque d'informations sur les codes associés aux départements à partir de la sixième vague, seuls les cinq premières vagues de cette enquête ont été utilisées dans le cadre de notre étude empirique. En outre, compte tenu des nécessités de l'analyse économétrique, nous restreignons la base de données aux "*individus panel*" âgés de dix-sept à soixante ans. Nous excluons également de la base de données les individus chômeurs considérés comme "*logés à titre gratuit*"⁴ vivant encore au domicile parental.

2.2.2.1 Statistiques descriptives des individus aux chômage

On constate que plus de 55% des chômeurs considérés bénéficient d'indemnités de chômage. Leur formation initiale correspond pour près de 42% d'entre eux à un diplôme technique alors qu'ils ne sont plus que 14% à être diplômés de l'enseignement supérieur. L'âge moyen est de 32,7 ans pour un échantillon constitué en

4. Les chômeurs "*logés à titre gratuit*" représentent environ 4.49% (127 personnes) de l'échantillon retenu pour notre étude empirique.

grande majorité d'individus de nationalité française (91,20%). Les couples avec enfants sont les plus nombreux (58%) suivis par les couples sans enfants (17,7%).

En ce qui concerne le statut résidentiel, 48% des individus enquêtés sont propriétaires, 33% d'entre eux effectuant des remboursements d'emprunts liés à leur résidence principale⁵. Les locataires représentent plus de la moitié de l'échantillon (52%).

On note que la majorité des individus de l'échantillon sont localisés dans des unités urbaine de petite taille (55,2%), dans des unités urbaine plus de cent mille d'habitants (30%) ou dans l'agglomération parisienne(14,7%). A ce niveau, les propriétaires se différencient des locataires par leur plus grande tendance à résider dans des communes rurale. Enfin, la structure par âge est très différenciée en fonction du choix de statut résidentiel car (59%) des propriétaires ont plus de 30 ans, tandis qu'on observe l'inverse pour 56,8% des locataires. Ces statistiques descriptives sont synthétisées dans le tableau 2.2.

2.2.2.2 Caractéristiques des épisodes de chômage

C'est à partir des calendriers d'activité que nous avons retracé l'historique mensuel des individus sur le marché du travail. Après élimination des épisodes de chômage censurés à gauche⁶, il reste 4727 épisodes de chômage, dont 3205 (soit 67,80%) débouchent sur une sortie vers l'emploi, et 1522 (soit 32,20%) sont censurés à droite⁷. On constate que plus d'un cinquième des épisodes de chômage qui se terminent par un retour à l'emploi sont associés à une mobilité résidentielle, mais le clivage entre propriétaires et locataires est notamment marqué : seuls 9,55% des retours à l'emploi effectués par les propriétaires sont concernés, contre 35,3%

5. Il convient de noter que les emprunts liés à la résidence principale peuvent en effet correspondre aussi bien à l'acquisition du logement qu'à des gros travaux.

6. Voir Kalbfleisch et Prentice (1980), Cox et Oakes (1985), Kiefer (1988) pour un exposé détaillé des méthodes d'analyse des données de durées.

7. A l'instar de Munch et al. (2006), Battu et al. (2008), et van Vuuren (2009), les sorties vers l'inactivité sont considérées comme censurées.

2.2. PANEL EUROPÉEN DES MÉNAGES ET DÉFINITION DE L'ÉCHANTILLON D'ÉTUDE

pour les locataires (Cf. Tableau 2.3). Il convient de noter que les changements des modes d'occupation du logement sont très peu fréquents (3,11%).

TABLE 2.2 – Caractéristiques moyennes des individus au chômage.

Variabiles indicatrices	Propriétaires	Locataires	Total
Statut résidentiel	0.480	0.520	-
Emprunt en cours	0.330	-	0.330
Femme	0.525	0.492	0.508
Nationalité Française	0.946	0.879	0.912
Indemnités chômage	0.551	0.554	0.553
Remboursement des prêts	0.424	0.527	0.477
Structure familiale			
Personne seule	0.033	0.156	0.096
Couple sans enfants	0.155	0.198	0.177
Couple avec enfants	0.681	0.485	0.580
Famille monoparentale	0.070	0.109	0.090
Autre type de ménage	0.061	0.053	0.057
Âge			
17-30 ans	0.410	0.568	0.491
30-45 ans	0.314	0.314	0.314
45-50 ans	0.096	0.044	0.070
50-60 ans	0.180	0.074	0.125
Diplôme			
Aucun diplôme	0.033	0.039	0.036
Etudes générales	0.392	0.404	0.398
Etudes techniques	0.418	0.424	0.421
Etudes supérieures	0.158	0.133	0.145
Taille d'unité urbaine			
Commune rurale	0.356	0.125	0.238
Moins de 20 000 habitants	0.169	0.166	0.167
Entre 20 000 et 100 000 habitants	0.124	0.170	0.147
Plus de 100 000 habitants	0.248	0.350	0.300
Agglomération parisienne	0.104	0.188	0.147
Nombre d'individus	1197	1259	2456

Source : Panel Européen des Ménages (1994-1998), calculs de l'auteur.

Pour l'échantillon ainsi constitué, on observe un maximum de 11 épisodes de chômage pour une durée moyenne de chômage de 9,65 mois (Cf. Tableau 2.4). Les durées moyennes des propriétaires et des locataires ne sont pas significativement différentes : les propriétaires se situent légèrement au dessus de la moyenne totale (durée moyenne des épisodes de chômage égale à 9,70) alors que les locataires ont une durée moyenne de chômage légèrement supérieure à neuf mois et demi.

TABLE 2.3 – Caractéristiques des épisodes de chômage

	Statut résidentiel			Total en %
	Propriétaires	Locataires	Total	
Durée de chômage en mois				
≤ 3	758	951	1709	36.15
]3 6]	468	486	954	20.18
]6 12]	387	451	838	17.73
]12 24]	350	439	789	16.69
]24 36]	112	142	254	5.37
>36	92	91	183	3.87
Type de sortie				
Censure	661	861	1522	32.20
Sortie vers l'emploi	1506	1699	3205	67.80
<i>Sans mobilité résidentielle</i>	1299	934	2233	47.24
<i>Avec mobilité résidentielle</i>	207	765	972	20.56
Changement de statut résidentiel				
Oui	57	90	147	3.11
Non	2110	2470	4580	96.89
Total	2167	2560	4727	100

Source : Panel Européen des Ménages (1994-1998), calculs de l'auteur.

TABLE 2.4 – Statistiques descriptives des épisodes de chômage

	Moyenne	Min.	Max.	Ec.T.
Nombre d'épisodes de chômage				
Propriétaires	2.85	1	11	2.07
Locataires	2.97	1	10	1.91
Total	2.91	1	11	1.99
Durée du chômage				
Propriétaires	9.70	1	68	11.05
Locataires	9.61	1	69	10.85
Total	9.65	1	69	10.94

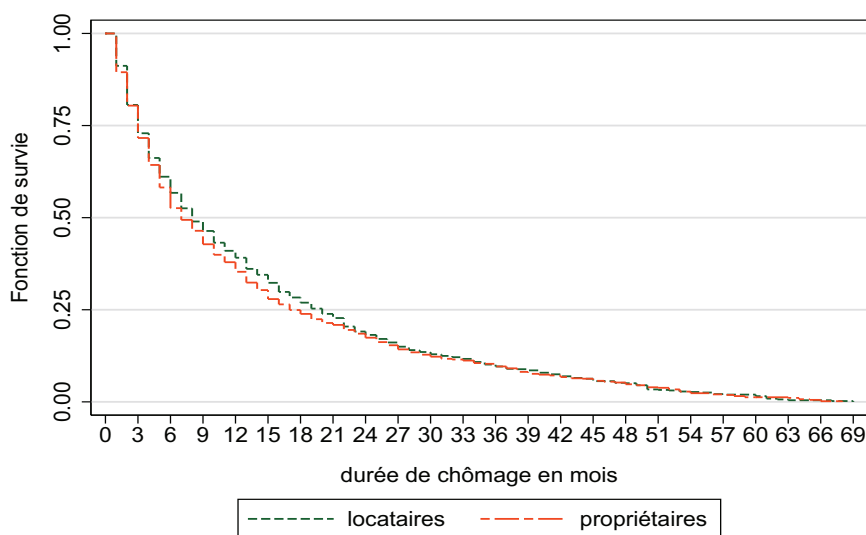
Source : Panel Européen des Ménages (1994-1998), calculs de l'auteur.

2.2.3 Analyse non-paramétrique de la fonction de survie

Une première analyse simple de l'association entre le statut résidentiel et la durée des épisodes de chômage est obtenue en traçant les différentes estimations de Kaplan-Meier⁸ de la fonction de survie selon le mode d'occupation du logement et selon certaines caractéristiques individuelles susceptibles d'influencer de manière significative les durées de chômage.

La figure 2.1 permet de constater, qu'en moyenne et *toutes choses égales par ailleurs*, les durées de chômage sont légèrement plus courtes pour les propriétaires que pour les locataires⁹. Cependant, ce résultat est plus contrasté lorsque l'échantillon d'étude est stratifié à la fois selon les modes d'occupation du logement et selon certaines variables individuelles.

FIGURE 2.1 – Fonctions de survie selon le statut résidentiel.



8. Voir l'annexe C pour plus de détails.

9. Le test de Prentice (1978) et Peto et Peto (1972) confirme que l'écart entre les deux groupes n'est pas statistiquement significatif : on ne rejette pas l'hypothèse d'égalité des fonctions de survie entre propriétaires et locataires.

FIGURE 2.2 – Fonctions de survie selon le statut résidentiel et le remboursement de prêt.

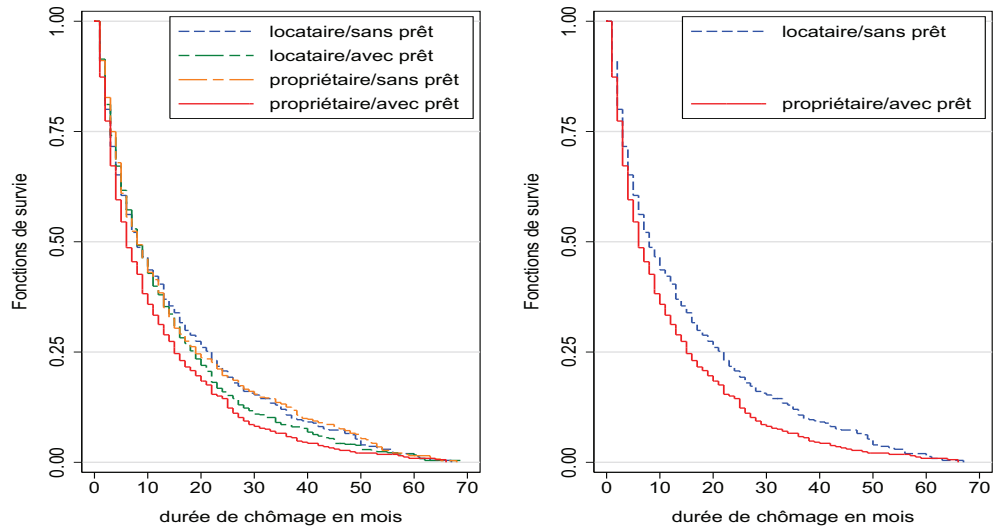
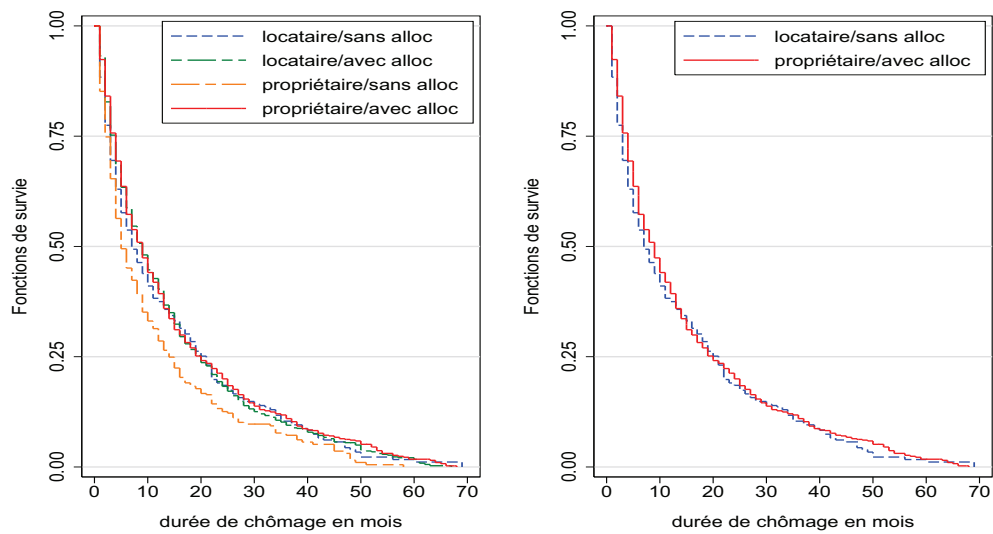
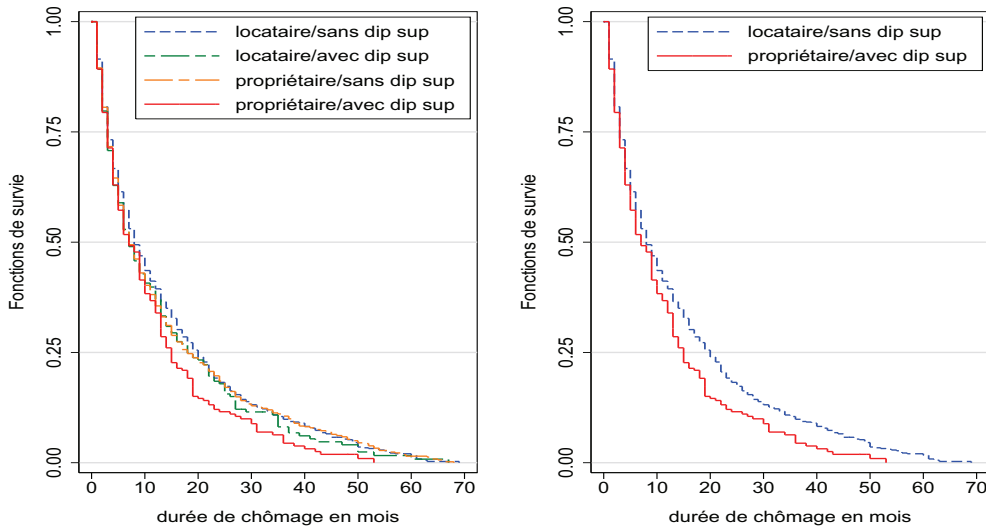


FIGURE 2.3 – Fonctions de survie selon le statut résidentiel et l'allocation chômage.



L'analyse de la première figure 2.2 montre que les propriétaires endettés ont une fonction de survie dans l'état de chômage inférieure à celle des locataires. La deuxième figure 2.2 indique que la durée médiane de chômage des propriétaires remboursant un prêt est de 6 mois, alors que celle des locataires sans prêt est d'environ 9 mois. Cet écart s'accroît lorsque la durée de chômage s'allonge. La Figure 2.3 souligne que la probabilité de survie dépend du fait que les individus perçoivent ou non une allocation chômage. Ainsi, il apparaît que les fonctions de survie des allocataires sont légèrement supérieures à celles des non allocataires. Enfin, les propriétaires ayant effectué des études supérieures ont des durées de chômage plus courtes que celles des locataires (Cf.Figure 2.4)¹⁰.

FIGURE 2.4 – Fonctions de survie selon le statut résidentiel et le niveau d'études.



10. Il convient de noter que ces constats graphiques sont confirmés statistiquement en testant dans chaque cas l'égalité des fonctions de survie par la méthode de Peto-Peto (1972) et Prentice (1978).

FIGURE 2.5 – Fonctions de survie selon le statut résidentiel et le type de sortie du chômage (sans mobilité résidentielle).

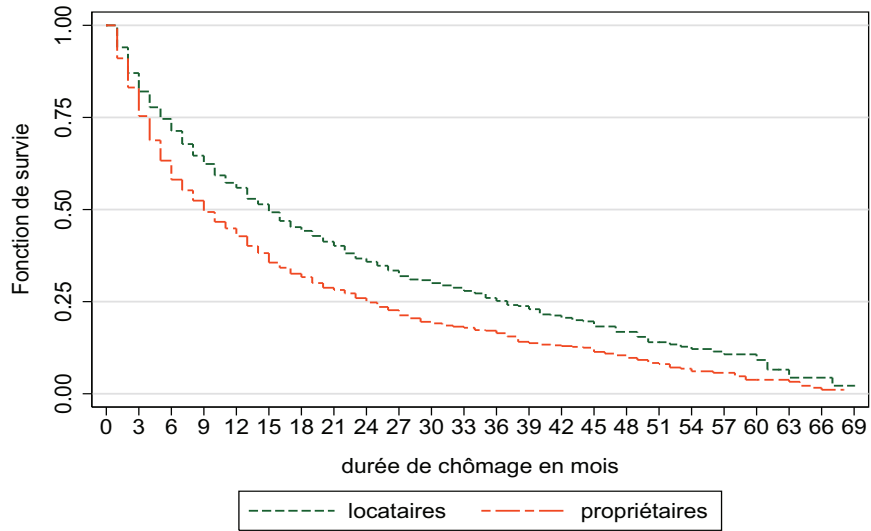
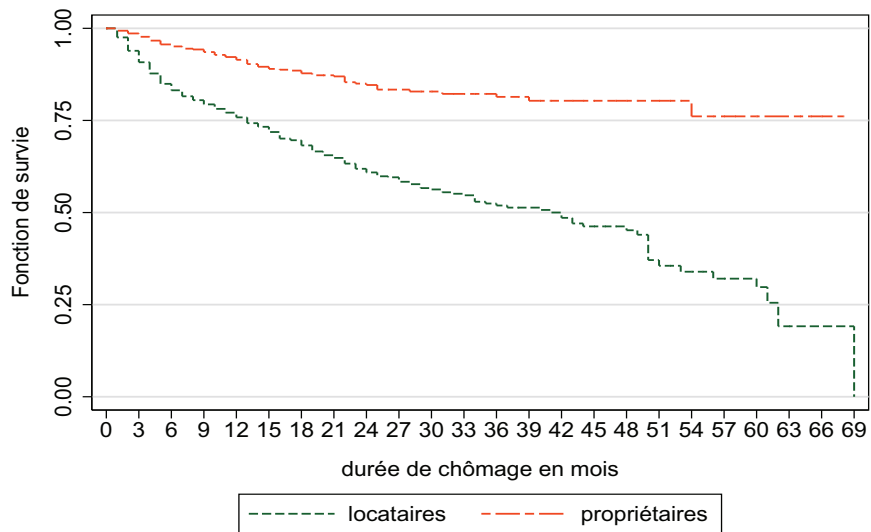


FIGURE 2.6 – Fonctions de survie selon le statut résidentiel et le type de sortie du chômage (avec mobilité résidentielle).



Le résultat est également plus contrasté lorsqu'on distingue les retours à l'emploi avec et sans mobilité résidentielle. Ainsi, la Figure 2.5 permet de constater que la survie dans l'état de chômage des propriétaires est plus courte que celle des locataires si le retour à l'emploi n'implique pas une mobilité résidentielle. En revanche, les propriétaires restent plus longtemps au chômage lorsque le retour à l'emploi est associé à une mobilité résidentielle (Cf. Figure 2.6)¹¹.

L'estimateur de Kaplan-Meier appliqué à un échantillon stratifié permet le plus souvent, dans une première étape, d'apporter un éclairage sur le choix des variables déterminantes dans l'explication des survies dans un état. Cependant, cette approche ne prend pas en compte l'ensemble de l'hétérogénéité observable qui peut également jouer un rôle majeur dans l'analyse des durées de chômage : propriétaires et locataires se distinguent par des caractéristiques individuelles observables qui peuvent influencer la recherche d'emploi et par suite les durées de chômage observées. De plus, les individus qui choisissent d'être propriétaires peuvent avoir des caractéristiques inobservables qui vont aussi affecter leurs épisodes de chômage et leurs choix du lieu de travail. Il est donc nécessaire de contrôler, l'hétérogénéité individuelle (observable ou non) ainsi que l'endogénéité du statut résidentiel par une analyse économétrique.

2.3 Propriété immobilière et durée de chômage

On propose dans cette section une modélisation de l'influence du statut résidentiel sur la durée des épisodes de chômage, afin de tester la première assertion de *l'hypothèse d'Oswald* selon laquelle les propriétaires sont caractérisés par des durées de chômage plus longues que celles des locataires. Notons que cette mo-

11. Ces constats graphiques sont aussi confirmés statistiquement en testant dans chaque cas (sorties vers l'emploi avec mobilité et sorties sans mobilité) l'égalité des fonctions de survie par la méthode de Peto-Peto (1972) et Prentice (1978).

délisation se fera dans le cadre des modèles de durée. Dans l'annexe C, nous présentons plus en détail la méthodologie des modèles de durée, et les expressions mathématiques qui seront utilisées dans ce chapitre et le suivant¹².

Comme nous l'avons vu, la prise en compte d'une variable indicatrice du statut résidentiel comme variable explicative du taux de retour à l'emploi dans le cadre de l'estimation d'un modèle de durée ne peut suffire à tester *l'hypothèse d'Oswald*. D'une part, il faut séparer le véritable impact du statut résidentiel de celui de caractéristiques inobservables qui y seraient corrélées (contrôle de l'hétérogénéité inobservée). D'autre part, les méthodes doivent tenir compte de l'endogénéité du statut résidentiel.

Plutôt que de traiter le biais d'endogénéité par une méthode en deux étapes comme Green et Hendershott (2001) ou Brunet et Lesueur (2007, 2004), les équations de choix du statut résidentiel et de durée sont estimées conjointement comme suggéré par Munch et *al.* (2006)¹³. La spécification d'une distribution jointe des termes d'hétérogénéité inobservée qui affectent le choix du statut résidentiel et le taux de sortie du chômage permet de tenir compte, *via* leur corrélation, des variations simultanées non-observables du choix de devenir propriétaire et des transitions du chômage vers l'emploi.

Dans ce qui suit, nous présentons les modèles de durée développés dans le but de mieux appréhender l'influence du statut résidentiel sur la probabilité de retour à l'emploi. Puis, nous présentons les résultats économétriques obtenus.

12. Le lecteur pourra trouver un exposé complet des modèles de durée et de leurs applications dans de nombreux ouvrages ou articles, dont Heckman et Singer (1986), Lancaster (1990), Neumann (1991), Jenkins (1995), Florens et *al.*(1996), ou encore van den Berg (2001).

13. Principe général également adopté par Battu et *al.* (2008), van Vuuren (2009), Brunet et *al.* (2010) dans des travaux similaires sur l'impact du statut résidentiel sur la durée de chômage ; les techniques d'estimation et les spécifications diffèrent d'un article à un autre.

2.3.1 Modélisation semi-paramétrique

2.3.1.1 Modélisation de la durée du chômage

On commence par spécifier un modèle à hasard proportionnel mélangé (*Mixed Proportional Hazard*). La fonction du hasard au temps t s'écrit :

$$\theta(t|\mathbf{x}, \mathbf{z}, \nu_d) = \theta_0(t) \exp(\beta'_d \mathbf{x} + \delta \mathbf{z} + \nu_d) \quad (2.1)$$

où $\theta_0(t)$ est le hasard de base commun à tous les individus qui ne dépend que du temps t , $\mathbf{x} \equiv x_t$ est un ensemble de caractéristiques observables variant éventuellement avec le temps, β'_d est un vecteur de paramètres à estimer, $\mathbf{z} \equiv z_t$ est une variable indicatrice du statut résidentiel et ν_d est une variable aléatoire indépendante de \mathbf{x} représentant les caractéristiques inobservées affectant le taux de hasard.

On définit la fonction de survie dans l'état de chômage par :

$$S(t|\mathbf{x}, \mathbf{z}, \nu_d) = \exp\left(-\int_0^t \theta(\tau|\mathbf{x}, \mathbf{z}, \nu_d) d\tau\right) \quad (2.2)$$

2.3.1.2 Paramétrisation du modèle

La modélisation du risque de sortie de l'état (ici, l'état de chômage) peut être complètement paramétrique. Cependant, cette approche a deux inconvénients : d'une part, elle ne tient pas compte du fait que les données sont collectées de façon discrète (par exemple, les épisodes de chômage des individus ne sont observés que mois par mois), et d'autre part, elle peut contraindre le taux de sortie du chômage à suivre des lois de distribution prédéterminées par l'économètre. Ainsi, au lieu d'imposer une loi sur le hasard de base, choix pour lequel en cas d'erreur les estimateurs sont biaisés (Ridder, 1987) ; il existe une solution alter-

native qui consiste à considérer que l'état d'un individu n'est observé que dans des intervalles discrets (Jenkins, 1995). L'intervalle I_t est défini par $[t - 1, t]$ où $t = 1, 2, 3, \dots, T$. Si l'agent se déclare chômeur au temps $t - 1$, et employé au temps t , alors on sait qu'il est sorti du chômage durant l'intervalle $[t - 1, t]$. On parle alors de modèle semi-paramétrique. Celui-ci permet de spécifier de manière plus flexible la dépendance temporelle puisque l'on obtient un estimateur du risque sans imposer une loi sur le hasard de base. De plus, cette approche permet de prendre en compte le caractère discret des données et facilite la prise en compte de variables explicatives variant avec le temps.

L'équivalent discret du taux de hasard durant l'intervalle I_t , c'est-à-dire la probabilité que l'épisode du chômage prenne fin entre $t - 1$ et t , sachant qu'il a duré jusqu'en $t - 1$ peut s'écrire :

$$\begin{aligned}
 Pr(T \in [t - 1, t] | T > t - 1, \mathbf{x}, \mathbf{z}, \nu_d) &= 1 - \frac{S(t | \mathbf{x}, \mathbf{z}, \nu_d)}{S(t - 1 | \mathbf{x}, \mathbf{z}, \nu_d)} \\
 &= 1 - \exp \left[- \exp(\beta'_d \mathbf{x} + \delta \mathbf{z} + \nu_d) \int_{t-1}^t \theta_0(\tau) d\tau \right] \\
 &= 1 - \exp \left[- \exp(\beta'_d x_t + \delta z_t + \gamma_t + \nu_d) \right]
 \end{aligned}$$

La fonction du hasard durant l'intervalle I_t est donc :

$$\theta(t | x_t, z_t, \nu_d) = 1 - \exp[- \exp(\beta'_d x_t + \delta z_t + \gamma_t + \nu_d)] \quad (2.3)$$

où $\gamma_t = \ln \left(\int_{t-1}^t \theta_0(\tau) d\tau \right)$. Les termes γ_t correspondent au logarithme du hasard de base intégré sur l'intervalle I_t et sont estimés conjointement aux paramètres du modèle.

L'équivalent discret de la fonction de survie dans l'état de chômage durant l'intervalle I_t est :

$$\begin{aligned}
 S(t|x_t, z_t, \nu_d) &= \prod_{s=1}^t [1 - \theta(s|x_s, z_s, \nu_d)] \\
 &= \prod_{s=1}^t \exp \left[- \exp(\beta'_d x_s + \delta z_s + \gamma_s + \nu_d) \right] \quad (2.4)
 \end{aligned}$$

$$= \exp \left[- \sum_{s=1}^t \exp(\beta'_d x_s + \delta z_s + \gamma_s + \nu_d) \right] \quad (2.5)$$

La fonction de densité durant l'intervalle I_t s'écrit :

$$\begin{aligned}
 f(t|x_t, z_t, \nu_d) &= \theta(t|x_t, z_t, \nu_d) \prod_{s=1}^{t-1} (1 - \theta(s|x_s, z_s, \nu_d)) \\
 &= \left[\frac{\theta(t|x_t, z_t, \nu_d)}{1 - \theta(t|x_t, z_t, \nu_d)} \right] \left[\prod_{s=1}^t (1 - \theta(s|x_s, z_s, \nu_d)) \right] \\
 &= \left[\frac{\theta(t|x_t, z_t, \nu_d)}{1 - \theta(t|x_t, z_t, \nu_d)} \right] \left[S(t|x_t, z_t, \nu_d) \right] \quad (2.6)
 \end{aligned}$$

2.3.1.3 Modélisation du statut résidentiel

Afin de tenir compte d'une éventuelle endogénéité du statut résidentiel (z_t), nous modélisons conjointement le taux de sortie du chômage et la probabilité d'être propriétaire. On suppose à l'instar de Munch et *al.* (2006) que cette probabilité peut être caractérisée par le modèle logit suivant :

$$P(x_t, \nu_h) = P(z_t = 1|x_t, \nu_h) = \frac{\exp(\beta'_h x_t + \nu_h)}{1 + \exp(\beta'_h x_t + \nu_h)} \quad (2.7)$$

$$1 - P(x_t, \nu_h) = P(z_t = 0|x_t, \nu_h) = 1 - P(z_t = 1|x_t, \nu_h) \quad (2.8)$$

avec z_t qui vaut 1 si le chômeur est propriétaire de son logement en t et 0 s'il en est locataire, x_t est un ensemble de caractéristiques observables variant éventuellement avec le temps et identique à celles explicatives des durées de chô-

mage, β'_h est un vecteur de paramètres à estimer, et ν_h est une variable aléatoire indépendante de x_t représentant les caractéristiques inobservées affectant le choix du statut résidentiel.

2.3.1.4 Modélisation jointe et hétérogénéité inobservée

Comme nous l'avons déjà mentionné, plusieurs facteurs peuvent influencer la probabilité de sortie du chômage. Cependant, il est possible qu'on ne puisse pas observer, ou mesurer, certaines de ces variables et donc l'incidence qu'elles ont sur la fonction de risque. En effet, la motivation et les aptitudes intrinsèques ne sont que quelques exemples de variables d'hétérogénéité non observée qui peuvent caractériser les individus d'une population. Selon Lancaster (1979), Heckman et Singer (1984), Kiefer (1988) et Blank (1989), la non prise en compte de l'hétérogénéité existante entre les individus conduit à un biais de dépendance temporelle négative. Ce biais renvoie au phénomène "*mover-stayer*"^{14 15}. L'existence de ce phénomène induit la nécessité de contrôler l'hétérogénéité individuelle tant observée que non observée.

Au-delà de cet aspect, plusieurs études empiriques récentes [Munch et *al.* (2006), Battu et *al.* (2008), van Vuuren (2009), Brunet et *al.* (2010)] confirment l'endogénéité du statut résidentiel. En effet, si la probabilité d'être propriétaire peut s'expliquer par des caractéristiques individuelles observables, d'autres non observables sont potentiellement corrélées avec celles qui affectent le taux de sortie du chômage. Ainsi, nous supposons que toute l'hétérogénéité inobservée est prise en compte par les paramètres ν_d et ν_h , et que leur corrélation reproduit l'ensemble des variations simultanées inexplicables par les caractéristiques individuelles observables entre les décisions de retour à l'emploi et les choix du statut résidentiel.

14. Voir l'annexe C pour plus de détails.

15. C.1

Soit $F(\nu_d, \nu_h)$ la distribution jointe des termes inobservés. Il convient de préciser que les paramètres d'hétérogénéité ν_d et ν_h sont, par définition, inobservés, dans ce cas, nous ne pouvons pas calculer une vraisemblance qui y soit conditionnelle. Il nous faut au contraire calculer une vraisemblance inconditionnelle aux termes d'hétérogénéité non observée. Cette dernière est obtenue en prenant l'espérance de la vraisemblance conditionnelle par rapport à la distribution jointe des inobservables.

La vraisemblance individuelle, conditionnelle à x_t et z_t , mais inconditionnelle aux variables inobservées ν_d et ν_h s'écrit donc :

$$L^i = \int_{\nu_d} \int_{\nu_h} \left\{ \begin{array}{l} [f(t|x_t, z_t, \nu_d)]^{\delta_i} [S(t|x_t, z_t, \nu_d)]^{1-\delta_i} \\ \times [P(x_t, \nu_h)]^{z_{ti}} [1 - P(x_t, \nu_h)]^{1-z_{ti}} \end{array} \right\} dF(\nu_d, \nu_h)$$

$$= \int_{\nu_d} \int_{\nu_h} \left\{ \begin{array}{l} \left[\frac{\theta(t|x_t, z_t, \nu_d)}{1-\theta(t|x_t, z_t, \nu_d)} \right]^{\delta_i} [S(t|x_t, z_t, \nu_d)] \\ \times [P(x_t, \nu_h)]^{z_{ti}} [1 - P(x_t, \nu_h)]^{1-z_{ti}} \end{array} \right\} dF(\nu_d, \nu_h)$$

où δ_i est une variable indicatrice valant 1 si la fin de la période de chômage de l'individu i durant l'intervalle de temps I_t est observée, et 0 sinon.

2.3.1.5 Spécification de la distribution jointe

Un individu peut connaître plusieurs durées consécutives et des individus très différents peuvent partager la même hétérogénéité non observée : on parle alors de strate ou de groupe. La structure très souple de l'hétérogénéité non observée dans une spécification non-paramétrique permet d'estimer l'appartenance à un groupe plutôt que de la spécifier *ex-ante*. Heckman et Singer (1984) proposent un estimateur non-paramétrique du maximum de vraisemblance qui suppose une

distribution mélangeante discrète avec des points de masse à estimer¹⁶. La distribution jointe des termes d'hétérogénéité ν_d et ν_h , est supposée être bivariée discrète à 2x2 points de masse. Plus précisément, on note ν_{dm} et ν_{dn} ces points de masse (avec $m = \{1, 2\}$, $n = \{1, 2\}$) et P_{mn} les probabilités qui leur sont associées. Cela permet d'identifier quatre strates d'individus ayant en commun une même hétérogénéité inobservée influençant leur choix de statut résidentiel et la probabilité de retour à l'emploi.

	ν_{h_1}	ν_{h_2}
ν_{d_1}	P_{11}	P_{12}
ν_{d_2}	P_{21}	P_{22}

Les probabilités associées aux différentes combinaisons des termes d'hétérogénéité inobservée sont définies comme :

$$\begin{aligned}
 P_{11} &= Pr(\nu_d = \nu_{d_1}, \nu_h = \nu_{h_1}) & P_{12} &= Pr(\nu_d = \nu_{d_1}, \nu_h = \nu_{h_2}) \\
 P_{21} &= Pr(\nu_d = \nu_{d_2}, \nu_h = \nu_{h_1}) & P_{22} &= Pr(\nu_d = \nu_{d_2}, \nu_h = \nu_{h_2})
 \end{aligned}$$

La covariance entre les deux termes inobservés s'écrit de la manière suivante (Van den Berg et *al.*, 2004 ; Terracol, 2009) :

$$cov(\nu_d, \nu_h) = (P_{11}P_{22} - P_{12}P_{21})(\nu_{d_1} - \nu_{d_2})(\nu_{h_1} - \nu_{h_2})$$

La corrélation entre les deux termes inobservés ν_d et ν_h s'écrit (Belzil, 2001) :

$$\begin{aligned}
 corr(\nu_d, \nu_h) &= \frac{(P_{11}P_{22} - P_{12}P_{21})(\nu_{d_1} - \nu_{d_2})(\nu_{h_1} - \nu_{h_2})}{\sigma_{\nu_d}\sigma_{\nu_h}} \\
 &= \frac{(P_{11}P_{22}) - (P_{12}P_{21})}{\sqrt{(P_{11} + P_{12})(P_{21} + P_{22})(P_{11} + P_{21})(P_{12} + P_{22})}}
 \end{aligned}$$

¹⁶. Voir par exemple Simonnet et Terracol (2010). Cette approche est par ailleurs utilisée dans des travaux similaires aux nôtres (Munch et *al.*, 2006 ; Battu et *al.*, 2008).

Soient L_{mn}^i , (avec $mn \in \{1, 2\} \times \{1, 2\}$) les vraisemblances individuelles, conditionnelles à x_t , z_t et à des valeurs de ν_d et ν_h :

$$L_{11}^i = \left[\frac{\theta(t|x_t, z_t, \nu_{d_1})}{1 - \theta(t|x_t, z_t, \nu_{d_1})} \right]^{\delta_i} \left[S(t|x_t, z_t, \nu_{d_1}) \right] \left[P(x_t, \nu_{h_1})^{z_{ti}} (1 - P(x_t, \nu_{h_1}))^{1-z_{ti}} \right]$$

$$L_{21}^i = \left[\frac{\theta(t|x_t, z_t, \nu_{d_2})}{1 - \theta(t|x_t, z_t, \nu_{d_2})} \right]^{\delta_i} \left[S(t|x_t, z_t, \nu_{d_2}) \right] \left[P(x_t, \nu_{h_1})^{z_{ti}} (1 - P(x_t, \nu_{h_1}))^{1-z_{ti}} \right]$$

$$L_{12}^i = \left[\frac{\theta(t|x_t, z_t, \nu_{d_1})}{1 - \theta(t|x_t, z_t, \nu_{d_1})} \right]^{\delta_i} \left[S(t|x_t, z_t, \nu_{d_1}) \right] \left[P(x_t, \nu_{h_2})^{z_{ti}} (1 - P(x_t, \nu_{h_2}))^{1-z_{ti}} \right]$$

$$L_{22}^i = \left[\frac{\theta(t|x_t, z_t, \nu_{d_2})}{1 - \theta(t|x_t, z_t, \nu_{d_2})} \right]^{\delta_i} \left[S(t|x_t, z_t, \nu_{d_2}) \right] \left[P(x_t, \nu_{h_2})^{z_{ti}} (1 - P(x_t, \nu_{h_2}))^{1-z_{ti}} \right]$$

La fonction de log-vraisemblance de l'échantillon, inconditionnelle aux termes d'hétérogénéité inobservée est donc :

$$\mathcal{L} = \sum_{i=1}^N \ln \left[\sum_{m=1}^2 \sum_{n=1}^2 P_{mn} L_{mn}^i \right] \quad (2.9)$$

En pratique, on retient une spécification logistique pour caractériser les probabilités P_{mn} ¹⁷, et l'un des points de masse associé à l'équation de durée doit être normalisé à zéro (i.e., $\nu_{d_1} = 0$) en raison de la colinéarité avec les termes de hasard de base.

17. $P_{mn} = \frac{\exp(\tilde{p}_{mn})}{\sum_{m=1}^2 \sum_{n=1}^2 \exp(\tilde{p}_{mn})}$, avec $\tilde{p}_{11} = 0$, $-\infty < \tilde{p}_{mn} < +\infty$ et $\sum_{m=1}^2 \sum_{n=1}^2 P_{mn} = 1$.

2.3.1.6 Modèle de durée semi-paramétrique simple

Afin d'évaluer l'impact du biais d'endogénéité sur les paramètres du modèle, nous estimons également un modèle de durée semi-paramétrique avec hétérogénéité inobservée, sans prise en compte de l'équation de statut résidentiel. On suppose en outre, à l'instar d'Heckman et Singer (1984) que le terme d'hétérogénéité inobservée ν_d est distribué selon une loi discrète à deux points de masse ν_{d_1} et ν_{d_2} associés aux probabilités $P_1 = Pr(\nu_d = \nu_{d_1})$ et $P_2 = Pr(\nu_d = \nu_{d_2})$, où $\sum_{m=1}^2 P_m = 1$.

Soient L_m^i , (avec $m \in \{1, 2\}$) les vraisemblances individuelles, conditionnelles à x_t, z_t et à des valeurs de ν_d :

$$\begin{aligned} L_1^i &= \left[f(t|x_t, z_t, \nu_{d_1}) \right]^{\delta_i} \left[S(t|x_t, z_t, \nu_{d_1}) \right]^{1-\delta_i} \\ &= \left[\frac{\theta(t|x_t, z_t, \nu_{d_1})}{1 - \theta(t|x_t, z_t, \nu_{d_1})} \right]^{\delta_i} \left[S(t|x_t, z_t, \nu_{d_1}) \right] \end{aligned} \quad (2.10)$$

$$\begin{aligned} L_2^i &= \left[f(t|x_t, z_t, \nu_{d_2}) \right]^{\delta_i} \left[S(t|x_t, z_t, \nu_{d_2}) \right]^{1-\delta_i} \\ &= \left[\frac{\theta(t|x_t, z_t, \nu_{d_2})}{1 - \theta(t|x_t, z_t, \nu_{d_2})} \right]^{\delta_i} \left[S(t|x_t, z_t, \nu_{d_2}) \right] \end{aligned} \quad (2.11)$$

La fonction de log-vraisemblance de l'échantillon, inconditionnelle aux termes d'hétérogénéité inobservée est donc :

$$\mathcal{L} = \sum_{i=1}^N \ln \left[\sum_{m=1}^2 P_m L_m^i \right] \quad (2.12)$$

Comme précédemment, l'un des points de masse doit être normalisé à zéro (i.e., $\nu_{d_1} = 0$) et l'on retient une spécification logistique pour les probabilités P_m :

$$P_1 = \frac{1}{1 + \exp(\hat{p}_2)} \text{ et } P_2 = \frac{\exp(\hat{p}_2)}{1 + \exp(\hat{p}_2)}.$$

2.3.2 Variables explicatives et identification

Les variables explicatives retenues dans l'équation du choix du statut résidentiel sont relativement identiques à celles utilisées dans des travaux similaires aux nôtres¹⁸ : caractéristiques individuelles (sexe, nationalité, diplôme, classe d'âge, perception d'une allocation chômage) et caractéristiques du ménage (structure familiale, taille de l'unité urbaine de résidence). L'endettement de l'individu est pris en compte *via* le remboursement des achats à crédit ou des prêts (autre que ceux liés à l'achat de logement).

Les équations de durées contiennent également les mêmes variables introduites dans l'équation du choix du statut résidentiel : sexe, nationalité, diplôme, classe d'âge, perception d'une allocation chômage, structure familiale, taille de l'unité urbaine de résidence, remboursement des achats à crédit ou des prêts.

Spécification du hasard de base

La spécification constante par morceaux (en anglais, *piecewise constant*) retenue ici a un hasard de base constant dans les intervalles de temps définis comme suit : $\tilde{\gamma}_1 \times 1_{\{t \leq 3\}}$, $\tilde{\gamma}_2 \times 1_{\{3 < t \leq 6\}}$, $\tilde{\gamma}_3 \times 1_{\{6 < t \leq 12\}}$, $\tilde{\gamma}_4 \times 1_{\{12 < t \leq 24\}}$, $\tilde{\gamma}_5 \times 1_{\{24 < t \leq 36\}}$, $\tilde{\gamma}_6 \times 1_{\{t > 36\}}$, où $1_{\{\}}$ est la fonction indicatrice qui prend la valeur 1 si l'expression entre crochets est vraie, 0 sinon.

A l'instar de Munch et *al.* (2006), Battu et *al.* (2008) et van Vuuren (2009), l'identification de l'effet de la propriété immobilière est assurée ici par les épisodes multiples de chômage. En effet, nos données présentent l'avantage de suivre les individus dans le temps, tant au niveau de leurs transitions sur le marché du travail qu'à celui des changements de mode d'occupation du logement. Ainsi, nous avons des épisodes multiples de chômage pour un même individu et pour

18. Voir, par exemple, Munch et *al.* (2006), Barceló (2006), Battu et *al.* (2008), et van Vuuren (2009).

certaines d'entre eux leur mode d'occupation du logement varie entre ces épisodes (Cf. Tableau 2.3). Sous ces conditions, van den Berg (2001) et Abbring et van den Berg (2003) montrent que l'effet du “*traitement*”, c'est-à-dire ici de la propriété immobilière, est identifié sans avoir à trouver d'instruments.

2.4 Résultats des estimations

Le tableau 2.5 présente les résultats de l'estimation du modèle semi-paramétrique simple¹⁹ (Modèle A) pour lequel le statut résidentiel est considéré comme exogène, et du modèle semi-paramétrique joint²⁰ (Modèle B) permettant de corriger le biais d'endogénéité.

19. La fonction de log-vraisemblance de ce modèle correspond à l'équation 2.12.

20. La fonction de log-vraisemblance de ce modèle correspond à l'équation 2.9.

TABLE 2.5 – Modèles semi-paramétriques

Variable	Modèle A	Modèle B
	Coefficient (Écart type)	Coefficient (Écart type)
Equation de durée		
Dépendance temporelle		
$\tilde{\gamma}_1$	-2.993 ** (0.227)	-3.087 ** (0.217)
$\tilde{\gamma}_2$	-3.027 ** (0.224)	-3.113 ** (0.213)
$\tilde{\gamma}_3$	-3.270 ** (0.219)	-3.345 ** (0.206)
$\tilde{\gamma}_4$	-3.097 ** (0.207)	-3.152 ** (0.192)
$\tilde{\gamma}_5$	-3.005 ** (0.196)	-3.032 ** (0.180)
$\tilde{\gamma}_6$	-2.469 ** (0.182)	-2.480 ** (0.169)
Statut résidentiel(réf : locataire)		
Propriétaire	0.172 ** (0.043)	0.033 (0.083)
Indemnité chômage	-0.169 ** (0.044)	-0.183 ** (0.044)
Femme	-0.220 ** (0.040)	-0.223 ** (0.040)
Français	0.272 ** (0.078)	0.304 ** (0.081)
Remboursement de prêt	0.099 * (0.039)	0.862 ** (0.041)
Structure familiale(réf : personne seule)		
Couple sans enfants	-0.109 (0.080)	-0.096 (0.082)
Couple avec enfants	-0.167 * (0.071)	-0.106 (0.078)
Famille monoparentale	-0.336 ** (0.091)	-0.299 ** (0.095)
Autre type de ménage	-0.240 * (0.103)	-0.185 † (0.108)

Suite page suivante...

...Suite du tableau 2.5

Variable	Coefficient (Écart type)	Coefficient (Écart type)
Âge (réf : moins de 30 ans)		
De 30 à 45 ans	-0.367 ** (0.046)	-0.356 ** (0.047)
De 45 à 50 ans	-0.566 ** (0.080)	-0.515 ** (0.084)
Plus de 50 ans	-1.142 ** (0.086)	-1.111 ** (0.088)
Niveau d'éducation (réf : pas d'études ou générale)		
Technique	0.054 (0.043)	0.055 (0.044)
Supérieure	0.156 ** (0.060)	0.179 ** (0.061)
Taille de l'agglomération (réf : Agglomération parisienne)		
Zone rurale	0.361 ** (0.075)	0.410 ** (0.079)
Moins de 20000 habitants	0.308 ** (0.077)	0.328 ** (0.078)
Entre 20000 et 100000 habitants	0.271 ** (0.078)	0.287 ** (0.079)
Plus de 100000 habitants	0.135 † (0.070)	0.146 * (0.071)
Equation de statut résidentiel		
<i>Probabilité d'être propriétaire</i>		
Indemnité chômage		-0.334 ** (0.099)
Femme		0.105 (0.093)
Français		1.435 ** (0.185)
Remboursement de prêt		-0.862 ** (0.107)

Suite page suivante...

2.4. RÉSULTATS DES ESTIMATIONS

...Suite du tableau 2.5

Variable	Coefficient (Écart type)	Coefficient (Écart type)
Structure familiale (réf : personne seule)		
Couple sans enfants		1.245 ** (0.203)
Couple avec enfants		3.276 ** (0.252)
Famille monoparentale		1.991 ** (0.248)
Autre type de ménage		3.112 ** (0.281)
Âge (réf : moins de 30 ans)		
De 30 à 45 ans		0.589 ** (0.111)
De 45 à 50 ans		2.532 ** (0.298)
Plus de 50 ans		2.885 ** (0.264)
Niveau d'éducation (réf : pas d'études ou générale)		
Technique		0.128 (0.103)
Supérieure		1.013 ** (0.169)
Taille de l'agglomération (réf : Agglomération parisienne)		
Zone rurale		2.399 ** (0.237)
Moins de 20000 habitants		0.814 ** (0.167)
Entre 20000 et 100000 habitants		0.626 ** (0.168)
Plus de 100000 habitants		0.475 ** (0.151)

Suite page suivante...

...Suite du tableau 2.5

Variable	Coefficient (Écart type)	Coefficient (Écart type)
Termes d'hétérogénéité		
ν_{d_2}	0.963 ** (0.185)	1.047 ** (0.175)
ν_{h_1}		-11.484 ** (2.551)
ν_{h_2}		-4.710 ** (0.311)
$P_1 = Pr(\nu_d = \nu_{d_1})$	0.294 ** (0.101)	
$P_2 = Pr(\nu_d = \nu_{d_2})$	0.706 ** (0.101)	
$P_{11} = Pr(\nu_d = \nu_{d_1}, \nu_h = \nu_{h_1})$		0.099 ** (0.032)
$P_{21} = Pr(\nu_d = \nu_{d_2}, \nu_h = \nu_{h_1})$		0.083 * (0.036)
$P_{12} = Pr(\nu_d = \nu_{d_1}, \nu_h = \nu_{h_2})$		0.199 ** (0.061)
$P_{22} = Pr(\nu_d = \nu_{d_2}, \nu_h = \nu_{h_2})$		0.619 ** (0.065)
$corr(\nu_d, \nu_h)$		0.253 * (0.128)
Log-vraisemblance	-11927.006	-14567.366
$\chi^2_{(24)}$	774.35	
$\chi^2_{(41)}$		1223.321
N	45614	45614

Significativité : † : 10% * : 5% ** : 1%

Note : ν_{d_1} est normalisé à 0 en raison de la colinéarité avec les termes $\tilde{\gamma}_s$. Le modèle A correspond à l'estimation simple du taux de risque, et le modèle B à l'estimation conjointe avec l'équation de statut résidentiel.

D'après le tableau 2.5 (modèle A), on constate que les variables explicatives de la durée de chômage présentent les signes attendus. On retrouve également des résultats assez proches de ceux obtenus dans les études empiriques récentes.

Les valeurs négatives des paramètres de la fonction de hasard de base, quelle que soit la période, indiquent que la durée passée au chômage réduit la probabilité d'en sortir. Le fait que la fonction de hasard semble globalement décroissante du temps passé au chômage est un résultat assez standard de la littérature empirique sur les durées de chômage (Han et Hausman, 1990 ; Dormont et *al.*, 2001 ; Munch et *al.*, 2006). "*Cette baisse de la probabilité instantanée de sortie du chômage peut être due à un phénomène de découragement des chômeurs de longue durée ou à l'effet de l'érosion de leur capital humain resté inemployé*" (Terricol, 2004)²¹.

L'âge est également une caractéristique essentielle dans l'explication des durées de chômage. En effet, la probabilité de retour à l'emploi décroît fortement avec l'âge²². Deux phénomènes peuvent expliquer ce résultat. D'une part, le taux d'arrivée des offres d'emploi diminue avec l'âge du chômeur du fait que l'employeur préfère investir dans une main-d'œuvre jeune pour pouvoir en tirer un profit maximal (Van den Berg, 1990 ; Lollivier et Rioux 2002). D'autre part, comme nous l'enseigne la théorie de recherche d'emploi, les chômeurs peuvent réduire leur effort de recherche avec l'âge. Conformément aux résultats obtenus dans la littérature²³, la perception d'une allocation chômage réduit significativement la probabilité instantanée de sortie du chômage d'environ 15.6%²⁴.

Le fait d'être une femme réduit aussi la probabilité de retour à l'emploi²⁵. Cela pourrait s'expliquer par diverses raisons. D'une part, les femmes sont généralement caractérisées par un taux d'arrivée des offres d'emploi plus faible que celui

21. op cit Terricol (2004), p 32

22. Un résultat similaire à Barceló (2006), Munch et *al.* (2006) ou van Vuuren (2009).

23. Voir par exemple, Atkinson et Micklewright (1991), et Cases (1994) pour une revue de la littérature.

24. $1 - \exp(-0.169) = 0.156$

25. Résultat de nouveau similaire à Barceló (2006), Munch et *al.* (2006) ou van Vuuren (2009).

des hommes (Rioux, 2001). D'autre part, elles seraient plus nombreuses à devoir quitter leur emploi pour des raisons familiales telles que la mobilité professionnelle du conjoint ou pendant leurs périodes de grossesses (Dupray et Recotillet, 2009). Ceci contribuerait donc à expliquer pourquoi les femmes sont moins favorisées que les hommes lors de leur réinsertion sur le marché du travail. Quelle que soit la structure familiale du ménage, à l'exception des couples sans enfants, celle-ci exerce un effet négatif et significatif sur la probabilité de retour à l'emploi. L'effet le plus marquant concerne les familles monoparentales, qui voient leur taux de hasard se réduire d'environ 28.54%, suivis par les autres types de familles dont le taux de hasard est réduit de 21.34% et enfin les couples avec enfants dont on note une baisse de 15.38%.

En revanche, on constate que la nationalité française, le remboursement des prêts et la taille de l'agglomération augmentent significativement le taux de hasard²⁶. Enfin, le niveau d'éducation n'exerce un effet significatif que pour les individus ayant effectué des études supérieures, mais les coefficients indiquent néanmoins une augmentation de la probabilité de retour à l'emploi avec le niveau de formation. Ce phénomène peut s'expliquer en partie par le fait que les employeurs ne connaissent pas les capacités des postulants à l'embauche. Ils sont alors amenés à les sélectionner à partir de leurs caractéristiques observables. Parmi celles-ci, le niveau d'études occupe une place de choix (Brosius, 2001). Cela contribuerait donc à expliquer pourquoi les individus les plus diplômés (re)trouvent rapidement un emploi malgré le fait qu'ils se fixent un salaire de réserve plus élevé (Rioux, 2001 ; Algan et Terracol, 2001).

Par ailleurs, la durée de chômage est affectée non seulement par les caractéristiques observées des chômeurs, mais aussi par leurs caractéristiques inobservées. L'analyse des coefficients associés aux points de masse met en évidence l'existence

26. Un résultat analogue a été mis en avant par Bonnal et Fougère (1990) ou Fougère *et al.* (2010) à partir de données françaises.

de deux types d'individus dont les attributs inobservés jouent en sens opposés sur le taux de hasard. Un premier groupe d'individus est caractérisé par une faible probabilité de retour à l'emploi pour des raisons non contrôlées par les variables observées, tandis que pour un second groupe qui représente plus des deux tiers de l'échantillon ($P_2 = 0.706$), l'inverse se produit. En effet, ces individus sont caractérisés par des spécificités inobservés ($\nu_{d_2} = 0.963$) qui tendent à réduire leurs durées de chômage (à cet effet, voir l'annexe B pour une comparaison entre les fonctions de survie estimées de ces deux types d'individus).

En ce qui concerne l'effet du statut résidentiel, nos estimations suggèrent que la propriété immobilière exerce un effet positif et statistiquement significatif sur la probabilité de retour à l'emploi. En d'autres termes, entre un locataire et un propriétaire qui présenteraient exactement toutes les mêmes caractéristiques, le chômeur propriétaire aurait des chances beaucoup plus importantes de sortir rapidement du chômage que son homologue locataire (Cf. Annexe B, figure B.5). Selon nos estimations, la propriété immobilière augmenterait la probabilité instantanée de sortie du chômage d'environ 18,8%²⁷. Ces résultats tendent donc à réfuter l'hypothèse selon laquelle la propriété immobilière constitue une entrave à la reprise rapide d'un emploi. Toutefois, il reste à vérifier si ces conclusions en faveur de la propriété immobilière ne seraient pas à relativiser en tenant compte du problème d'endogénéité du statut résidentiel. Il est en effet probable que certaines caractéristiques inobservées influençant la probabilité d'être propriétaire soient corrélées aux caractéristiques inobservées influençant la probabilité de retour à l'emploi. Les résultats du modèle joint nous donnent des premiers éléments de réponse à cette réflexion.

27. $\exp(0.172) - 1 = 0.1876$

L'estimation du modèle joint, dont les résultats sont donnés dans le tableau 2.5 (Modèle B) confirme donc l'endogénéité du statut résidentiel. En effet, la corrélation estimée entre ν_d et ν_h est positive et statistiquement significative au seuil de 5% ($corr(\nu_d, \nu_h)=0.253$, écart type=0.128). Ce qui signifie que les caractéristiques inobservées augmentant la probabilité d'être propriétaire sont positivement corrélées avec les caractéristiques inobservées accroissant le taux de hasard. Ainsi, les individus qui, *toutes choses observables égales par ailleurs*, ont une plus forte probabilité d'être propriétaires auront également une durée de chômage plus courte.

L'analyse des coefficients de l'équation de statut résidentiel révèle que la probabilité d'être propriétaire augmente significativement avec l'âge des individus comme cela est par ailleurs prédit par les théories du cycle de vie (Arrondel et Masson, 1990 ; Babeau et Charpin, 1993). Quelle que soit la structure familiale du ménage, celle-ci joue aussi un effet positif sur la probabilité d'être propriétaire, par rapport aux personnes seules. De même, les individus titulaires d'un diplôme de l'enseignement supérieur ont davantage de chances d'être propriétaires de leur logement. La nationalité française augmente également la probabilité d'être propriétaire. En revanche, les femmes ne semblent pas avoir une probabilité plus élevée que les hommes d'accéder à la propriété²⁸.

On note que plus la densité de population est faible, plus la probabilité d'être propriétaire est élevée ; ce qui est sans doute le résultat de l'augmentation sensible des prix d'acquisition des logements dans les grandes villes (Brunet et Lesueur, 2004). Enfin, les individus bénéficiant des allocations chômage ou remboursant des prêts (autres que ceux liés à l'achat de logement) ont moins de chances de devenir propriétaires. A l'évidence, les chômeurs endettés ont généralement des revenus faibles et un accès limité au marché du crédit immobilier (Gobillon, 2001).

28. Résultats similaires à ceux de Munch et *al.* (2006).

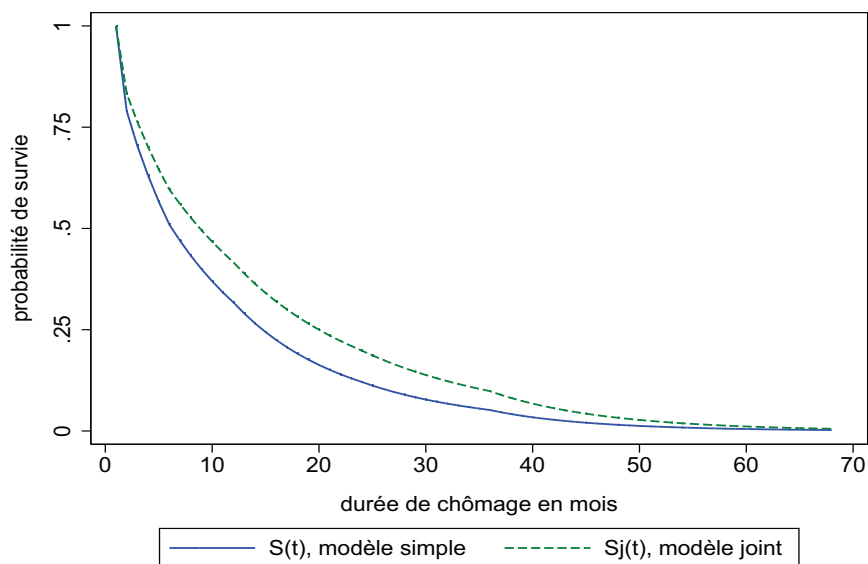
Par conséquent, l'interaction existante entre cet accès et le marché du logement constitue un frein à l'accès à la propriété.

Les coefficients de l'équation de durée du chômage diffèrent de ceux estimés dans le modèle simple où le statut résidentiel est introduit de façon exogène. En effet, une comparaison entre les coefficients de l'équation de durée du modèle A (modèle de durée simple) et ceux du modèle B (modèle de durée joint) montre que l'impact de la structure familiale, du niveau d'éducation, du sexe, de la nationalité et de la taille de l'agglomération sont sous-estimés lorsque le biais d'endogénéité n'est pas traité. *A contrario*, les coefficients attachés aux classes d'âges ainsi que celui associé au remboursement des prêts sont sur-estimés dans le modèle simple par rapport au modèle joint. Notons également que les coefficients associés aux paramètres de la fonction de hasard de base sont sous-estimés dans le modèle A par rapport au modèle B.

Une comparaison entre les fonctions de survie agrégées de deux modèles nous permet également d'appréhender la nature de biais introduit par l'omission de l'endogénéité du statut résidentiel.

La figure 2.7 présente les graphiques de deux estimations de la fonction de survie dans l'état de chômage, évaluée aux valeurs moyennes des régresseurs. La courbe en traits pleins correspond à la fonction de survie du modèle simple. La courbe en traits pointillés trace la fonction de survie estimée par le modèle joint. Ces courbes mettent en évidence que la probabilité de survie des propriétaires est sous-estimée lorsque l'on ne tient pas compte de l'endogénéité du statut résidentiel. En effet, on constate que la durée médiane de chômage des propriétaires est de 7,7 mois lorsque le biais d'endogénéité n'est pas traité, mais passe à 9.7 lorsqu'il est pris en compte.

FIGURE 2.7 – Fonctions de survie estimées, modèles semi-paramétriques



La prise en compte de l'endogénéité du statut résidentiel *via* l'estimation jointe modifie sensiblement l'impact estimé de la propriété immobilière sur la durée de chômage, puisqu'elle n'exerce alors plus d'effet statistiquement significatif (Cf. Tableau 2.5, modèle B). Ce résultat révèle simplement qu'il n'existe pas de différence marquante en termes des durées de chômage entre propriétaires et locataires qui présentent les mêmes caractéristiques individuelles. Notons également que la diminution du coefficient associé au statut de propriétaire lorsque celui-ci est estimé conjointement au processus de retour à l'emploi indique en outre que cette variable capte bien dans l'estimation l'effet des caractéristiques tendant à retarder le retour à l'emploi : une forme de propension à l'immobilité qui serait plus marquée pour les propriétaires peut correspondre à cette idée.

Par ailleurs, il convient de mentionner que parmi les travaux empiriques soucieux de tenir compte conjointement de l'endogénéité et de l'hétérogénéité inobservée, l'absence d'effet significatif de la propriété immobilière sur les durées de

chômage avait déjà été mise en avant par Battu et *al.* (2008) pour le Royaume-Uni. Elle est néanmoins en désaccord avec les travaux de Munch et *al.* (2006) pour le Danemark, van Vuuren et *al.* (2007) pour les Pays-Bas et Brunet et *al.* (2010) pour la France. En effet, ces auteurs montrent que les propriétaires ont des durées de chômage plus faibles que celles des locataires, *toutes choses étant égales par ailleurs*.

On peut se demander alors si la non significativité de la variable associée à la propriété immobilière ne trouve pas son origine dans des effets opposés du statut de propriétaire pour les marchés du travail local et national qui se compensent (Munch et *al.*, 2006).

On propose d'apporter dans la prochaine section un éclairage supplémentaire sur cette question notamment en distinguant les retours à l'emploi selon qu'ils s'accompagnent ou non d'une mobilité résidentielle.

2.5 Propriété immobilière, durée de chômage et mobilité résidentielle

La plupart des études empiriques récentes montre que les chômeurs propriétaires sont plus réticents à accepter des emplois lorsque ces derniers impliquent une mobilité résidentielle. Par conséquent, la propriété immobilière serait un frein à toute mobilité indispensable à la flexibilité et à l'efficacité du marché du travail. Des coûts de transaction élevés sont souvent cités comme étant l'une des causes de cette mobilité réduite. Ces coûts favoriseraient une plus grande stabilité résidentielle qui joue sur le choix du lieu de travail et affecte donc le comportement de recherche d'emploi des propriétaires. Comme nous l'avons vu dans le premier chapitre, ces effets des coûts de mobilité de la propriété immobilière sur le chômage, avancés par Oswald (1999), ont été réinterprétés dans le cadre de modèles de re-

cherche d'emploi. Ils permettent notamment de distinguer les comportements de recherche d'emploi sur les marchés éloignés (avec mobilité résidentielle) et locaux (sans changement de résidence). Ainsi les modèles théoriques prédisent un taux de retour à l'emploi des propriétaires moins important que celui des locataires lorsque celui-ci s'accompagne d'une mobilité résidentielle et plus important sur le marché du travail local (sans mobilité résidentielle). Cependant, ces résultats théoriques mériteraient d'être confirmés par une modélisation économétrique.

2.5.1 Modélisation semi-paramétrique

2.5.1.1 Modélisation de la durée du chômage

Pour évaluer l'impact du statut résidentiel sur les taux de retour à l'emploi avec ou sans mobilité résidentielle, nous supposons que les transitions sur le marché du travail sont représentées par un modèle de hasards proportionnels mélangés à risques concurrents (*competing-risks mixed proportional hazard model*) avec deux sorties du chômage possibles : un nouvel emploi sur le marché local (l), un nouvel emploi sur le marché non local impliquant une mobilité résidentielle (n). La fonction de hasard au temps t pour la destination k ($k = l, n$) s'écrit :

$$\theta_k(t|\mathbf{x}, \mathbf{z}, \nu_k) = \theta_{k0}(t) \exp(\beta'_k \mathbf{x} + \delta_k \mathbf{z} + \nu_k) \quad (2.13)$$

où $\theta_{k0}(t)$ est le hasard de base permettant de capturer la dépendance temporelle de l'intensité de transition vers l'état k , $\mathbf{x} \equiv x_t$ représente un vecteur de caractéristiques observables variant éventuellement avec le temps, β'_k est un vecteur de paramètres à estimer spécifique à chaque destination k , $\mathbf{z} \equiv z_t$ est une variable dichotomique représentant le mode d'occupation du logement, et ν_k représente les caractéristiques individuelles inobservées affectant le taux de hasard spécifique à chaque sortie.

2.5.1.2 Paramétrisation du modèle

Comme nos données sont de nature discrète²⁹, et afin de s’affranchir d’hypo-
 thèses distributionnelles trop fortes sur la forme du hasard de base $\theta_{k0}(t)$, nous
 optons pour une modélisation semi-paramétrique du hasard. Nous supposons que
 les sorties du chômage ne sont observées que dans des intervalles de temps dis-
 crets : $I_t = [t - 1, t]$ et qu’un seul type de sortie peut avoir lieu sur chaque
 intervalle (Narendrenathan et Stewart,1993). La fonction de survie “globale” est
 définie par :

$$\begin{aligned} S(t|x_t, z_t, \nu) &= \exp \left[- \sum_{k=l,n} \int_{t-1}^t \theta_k(\tau|\mathbf{x}, \mathbf{z}, \nu_k) d\tau \right] \\ &= \exp \left[- \sum_{k=l,n} \exp(\beta'_k x_t + \delta_k z_t + \gamma_{kt} + \nu_k) \right] \\ &= \prod_{k=l,n} S_k(t|x_t, z_t, \nu_k) \end{aligned} \quad (2.14)$$

Les fonction de survie et de hasard spécifiques à la destination $k = l, n$ s’écrivent
 respectivement :

$$\begin{aligned} S_k(t|x_t, z_t, \nu_k) &= \prod_{s=1}^t \exp[- \exp(\beta'_k x_s + \delta_k z_s + \gamma_{ks} + \nu_k)] \\ &= \exp \left[- \sum_{s=1}^t \exp(\beta'_k x_s + \delta_k z_s + \gamma_{ks} + \nu_k) \right] \end{aligned} \quad (2.15)$$

$$\theta_k(t|x_t, z_t, \nu_k) = 1 - \exp[- \exp(\beta'_k x_t + \delta_k z_t + \gamma_{kt} + \nu_k)] \quad (2.16)$$

où $\gamma_{kt} = \ln \left(\int_{t-1}^t \theta_{k0}(\tau) d\tau \right)$.

29. On observe le statut des individus sur le marché du travail mois par mois.

On en déduit la vraisemblance individuelle L^c si l'épisode de chômage est censuré durant l'intervalle I_t :

$$\begin{aligned} L^c &= \prod_{k=l,n} S_k(t|x_t, z_t, \nu_k) = S_l(t|x_t, z_t, \nu_l) S_n(t|x_t, z_t, \nu_n) \\ &= \prod_{k=l,n} \exp \left[- \sum_{s=1}^t \exp(\beta'_k x_s + \delta_k z_s + \gamma_{ks} + \nu_k) \right] \end{aligned} \quad (2.17)$$

De même, les vraisemblances individuelles pour les destinations l et n sont respectivement définies par :

$$\begin{aligned} L^l &= f_l(t|x_t, z_t, \nu_l) S_n(t|x_t, z_t, \nu_n) \\ &= \left[\frac{\theta_l(t|x_t, z_t, \nu_l)}{1 - \theta_l(t|x_t, z_t, \nu_l)} \right] \left[S_l(t|x_t, z_t, \nu_l) S_n(t|x_t, z_t, \nu_n) \right] \end{aligned} \quad (2.18)$$

$$\begin{aligned} L^n &= f_n(t|x_t, z_t, \nu_n) S_l(t|x_t, z_t, \nu_l) \\ &= \left[\frac{\theta_n(t|x_t, z_t, \nu_n)}{1 - \theta_n(t|x_t, z_t, \nu_n)} \right] \left[S_n(t|x_t, z_t, \nu_n) S_l(t|x_t, z_t, \nu_l) \right] \end{aligned} \quad (2.19)$$

La fonction de vraisemblance conditionnelle à x_t, z_t et aux termes d'hétérogénéité ν_n et ν_l s'écrit :

$$\begin{aligned} L_d(t|x_t, z_t, \nu_n, \nu_l) &= \left(L^n \right)^{\delta_n} \left(L^l \right)^{\delta_l} \left(L^c \right)^{1 - \delta_n - \delta_l} \\ &= \left[\frac{\theta_n(t|x_t, z_t, \nu_n)}{1 - \theta_n(t|x_t, z_t, \nu_n)} \right]^{\delta_n} \left[\frac{\theta_l(t|x_t, z_t, \nu_l)}{1 - \theta_l(t|x_t, z_t, \nu_l)} \right]^{\delta_l} \left[S_l(t|x_t, z_t, \nu_l) S_n(t|x_t, z_t, \nu_n) \right] \end{aligned}$$

où δ_n, δ_l sont des variables indicatrices valant 1 si l'individu est observé reprendre un emploi sur le marché du travail non-local (respectivement local), et 0 sinon.

2.5.1.3 Modélisation du statut résidentiel

Comme dans la section précédente, la probabilité d'être propriétaire est sup-
 posée définie par :

$$P(x_t, \nu_h) = P(z_t = 1 | x_t, \nu_h) = \frac{\exp(\beta'_h x_t + \nu_h)}{1 + \exp(\beta'_h x_t + \nu_h)} \quad (2.20)$$

avec z_t qui vaut 1 si l'individu est propriétaire de son logement en t et 0 s'il en
 est locataire, x_t est un ensemble de caractéristiques observables variant éventuel-
 lement avec le temps et identique à celles explicatives des durées de chômage, ν_h
 désigne une variable aléatoire représentant les caractéristiques inobservées liées
 au choix du statut résidentiel.

La vraisemblance associée à l'observation z_t s'écrit (Munch et *al.*, 2006) :

$$L_h(x_t, \nu_h) = P(x_t, \nu_h)^{z_t} (1 - P(x_t, \nu_h))^{1-z_t} \quad (2.21)$$

La fonction de vraisemblance totale pour chaque individu est :

$$L = \int_{\nu_n} \int_{\nu_l} \int_{\nu_h} L_d(t | x_t, z_t, \nu_n, \nu_l) L_h(x_t, \nu_h) dF(\nu_n, \nu_l, \nu_h) \quad (2.22)$$

où $F(\nu_n, \nu_l, \nu_h)$ est la distribution jointe des termes inobservés qu'il est néces-
 saire de spécifier pour obtenir la fonction de vraisemblance inconditionnelle de
 l'échantillon. Nous optons pour une spécification non-paramétrique et supposons
 que la distribution jointe des caractéristiques inobservées ν_n , ν_l et ν_h est trivariée
 discrète avec deux points de masse pour chaque terme. Soient ν_{n1} , ν_{n2} , ν_{l1} , ν_{l2} ,
 ν_{h1} et ν_{h2} ces points de masse. Les huit combinaisons possibles de ces termes
 permettent d'identifier autant de strates d'individus partageant la même hétéro-
 généité inobservée. A chacune de ces combinaisons de ν_{nj} , ν_{lr} et ν_{hm} est associée

une probabilité P_{jrm} , telle que $\sum_{j=1}^2 \sum_{r=1}^2 \sum_{m=1}^2 P_{jrm} = 1$.

ν_{n_1}	ν_{n_2}	
P_{111}	P_{211}	ν_{l_1}, ν_{h_1}
P_{121}	P_{221}	ν_{l_2}, ν_{h_1}
P_{112}	P_{212}	ν_{l_1}, ν_{h_2}
P_{122}	P_{222}	ν_{l_2}, ν_{h_2}

Plus précisément, ces probabilités sont définies comme :

$$\begin{aligned}
 P_{111} &= Pr(\nu_n = \nu_{n_1}, \nu_l = \nu_{l_1}, \nu_h = \nu_{h_1}) & P_{211} &= Pr(\nu_n = \nu_{n_2}, \nu_l = \nu_{l_1}, \nu_h = \nu_{h_1}) \\
 P_{121} &= Pr(\nu_n = \nu_{n_1}, \nu_l = \nu_{l_2}, \nu_h = \nu_{h_1}) & P_{221} &= Pr(\nu_n = \nu_{n_2}, \nu_l = \nu_{l_2}, \nu_h = \nu_{h_1}) \\
 P_{112} &= Pr(\nu_n = \nu_{n_1}, \nu_l = \nu_{l_1}, \nu_h = \nu_{h_2}) & P_{212} &= Pr(\nu_n = \nu_{n_2}, \nu_l = \nu_{l_1}, \nu_h = \nu_{h_2}) \\
 P_{122} &= Pr(\nu_n = \nu_{n_1}, \nu_l = \nu_{l_2}, \nu_h = \nu_{h_2}) & P_{222} &= Pr(\nu_n = \nu_{n_2}, \nu_l = \nu_{l_2}, \nu_h = \nu_{h_2})
 \end{aligned}$$

On peut alors écrire la fonction de log-vraisemblance de l'échantillon, inconditionnelle aux termes d'hétérogénéité inobservée :

$$\begin{aligned}
 \mathcal{L} &= \sum_{i=1}^N \ln \left[\sum_{j=1}^2 \sum_{r=1}^2 \sum_{m=1}^2 P_{jrm} L_d^i(t|x_t, z_t, \nu_{nj}, \nu_{lr}) L_h^i(x_t, \nu_{hm}) \right] & (2.23) \\
 &= \sum_{i=1}^N \ln \left(\sum_{j=1}^2 \sum_{r=1}^2 \sum_{m=1}^2 P_{jrm} \left\{ \begin{array}{l} \left[\frac{\theta_n(t|x_t, z_t, \nu_{nj})}{1 - \theta_n(t|x_t, z_t, \nu_{nj})} \right]^{\delta_{ni}} \left[\frac{\theta_l(t|x_t, z_t, \nu_{lr})}{1 - \theta_l(t|x_t, z_t, \nu_{lr})} \right]^{\delta_{li}} \\ \left[S_l(t|x_t, z_t, \nu_{lr}) S_n(t|x_t, z_t, \nu_{nj}) \right] \\ \left[[P(x_t, \nu_{hm})]^{z_{ti}} [1 - P(x_t, \nu_{hm})]^{1-z_{ti}} \right] \end{array} \right\} \right)
 \end{aligned}$$

Comme précédemment, l'un des points de masse associé à chaque type de transition k doit être normalisé à zéro (i.e., $\nu_{n_1} = 0, \nu_{l_1} = 0$) en raison de la colinéarité avec les termes constants de hasard de base, et l'on retient une spéci-

fication logistique pour caractériser les probabilités P_{jrm} ³⁰.

2.5.2 Résultats des estimations

L'équation de statut résidentiel contient les mêmes variables socio-économiques traditionnelles présentées dans la sous-section 2.3.3 : le sexe de l'individu, la nationalité, les classes d'âges, les indicatrices de la structure familiale, le niveau d'éducation, la perception d'une allocation chômage, le remboursement des prêts, et la taille de l'unité urbaine de la zone de résidence.

Les équations de durées contiennent également l'ensemble des variables introduites dans l'équation du choix du statut résidentiel. A l'instar de Munch et *al.* (2006), la dépendance temporelle est spécifiée comme constante par morceaux $(\tilde{\gamma}_s^k, s = 1 \dots 6, k = l, n) : \tilde{\gamma}_1^k \times 1_{\{t \leq 3\}}, \tilde{\gamma}_2^k \times 1_{\{3 < t \leq 6\}}, \tilde{\gamma}_3^k \times 1_{\{6 < t \leq 12\}}, \tilde{\gamma}_4^k \times 1_{\{12 < t \leq 24\}}, \tilde{\gamma}_5^k \times 1_{\{24 < t \leq 36\}}, \tilde{\gamma}_6^k \times 1_{\{t > 36\}}$, où $1_{\{\cdot\}}$ est la fonction indicatrice qui prend la valeur 1 si l'expression entre crochets est vraie, 0 sinon. Comme dans la section 2.3 du chapitre 2, l'identification de l'effet causal de la propriété immobilière est assurée ici par les épisodes multiples.

Le tableau 2.6 présente les résultats des probabilités de transition vers un emploi avec ou sans mobilité résidentielle, conjointement au choix de statut résidentiel. Les deux premières colonnes de ce tableau synthétisent les paramètres estimés des probabilités de retour à l'emploi avec mobilité résidentielle (taux de hasard non-local) et sans changement de résidence (taux de hasard local) ; la dernière colonne indique les paramètres estimés de l'équation du statut résidentiel (i.e., la probabilité d'être propriétaire). Au moment de l'estimation, nous avons

30. $P_{jrm} = \frac{\exp(\tilde{p}_{jrm})}{\sum_{j=1}^2 \sum_{r=1}^2 \sum_{m=1}^2 \exp(\tilde{p}_{jrm})}$, avec $\tilde{p}_{111} = 0$, $-\infty < \tilde{p}_{jrm} < +\infty$ et $\sum_{j=1}^2 \sum_{r=1}^2 \sum_{m=1}^2 P_{jrm} = 1$.

observé que les paramètres estimés P_{211} , P_{121} , P_{212} et P_{122} tendaient vers zéro. Nous avons alors estimé le modèle en contraignant à zéro ces paramètres³¹. Par conséquent, seules les combinaisons $(\nu_{n_1}, \nu_{l_1}, \nu_{h_1})$, $(\nu_{n_2}, \nu_{l_2}, \nu_{h_1})$, $(\nu_{n_1}, \nu_{l_1}, \nu_{h_2})$ et $(\nu_{n_2}, \nu_{l_2}, \nu_{h_2})$ des termes d'hétérogénéité inobservée sont affectées par des probabilités non nulles³².

31. Ce qui signifie que les composantes d'hétérogénéité inobservée ν_l , ν_n et ν_h sont corrélés, et ν_l et ν_n sont parfaitement corrélés.

32. On retrouve la même estimation contrainte dans van den Berg et *al.* (2004) ou Munch et *al.* (2008).

TABLE 2.6 – Modèle semi-paramétrique joint

Variable	Taux de hasard non-local	Taux de hasard local	Statut résidentiel
	Coefficient (Écart type)	Coefficient (Écart type)	Coefficient (Écart type)
Statut résidentiel(réf : locataire)			
Propriétaire	-0.967 ** (0.165)	0.267 ** (0.093)	
Indemnité chômage	-0.363 ** (0.099)	-0.188** (0.053)	-0.332 ** (0.099)
Femme	0.057 (0.092)	-0.302** (0.049)	-0.220 (0.040)
Français	0.651 ** (0.203)	0.227 * (0.096)	1.436** (0.184)
Remboursement de prêt	0.189 * (0.094)	0.067 (0.049)	-0.861** (0.107)
Structure familiale(réf : personne seule)			
Couple sans enfants	-0.212 (0.149)	-0.106 (0.108)	1.252** (0.202)
Couple avec enfants	-0.976 ** (0.151)	0.101 (0.097)	3.277** (0.254)
Famille monoparentale	-1.289 ** (0.201)	-0.052 (0.117)	1.991** (0.248)
Autre type de ménage	-1.247 ** (0.254)	0.031 (0.132)	3.115** (0.282)
Âge (réf : moins de 30 ans)			
De 30 à 45 ans	-0.745** (0.111)	-0.252** (0.055)	0.592** (0.110)
De 45 à 50 ans	-1.126** (0.217)	-0.466** (0.097)	2.527** (0.301)
Plus de 50 ans	-2.446** (0.256)	-1.136** (0.103)	2.893** (0.265)
Niveau d'éducation (réf : pas d'études ou générale)			
Technique	0.223* (0.103)	0.076 (0.053)	0.127 (0.102)
Supérieure	0.627** (0.133)	0.120† (0.075)	1.015** (0.171)
Taille de l'agglomération (réf : Agglomération parisienne)			
Zone rurale	0.317† (0.183)	0.433** (0.095)	2.391** (0.239)

Suite page suivante...

...Suite du tableau 2.6

Variable	Coefficient (Écart type)	Coefficient (Écart type)	Coefficient (Écart type)
Moins de 20000 habitants	0.596** (0.172)	0.277** (0.096)	0.803** (0.166)
Entre 20000 et 100000 habitants	0.561** (0.176)	0.243* (0.098)	0.628** (0.168)
Plus de 100000 habitants	0.167 (0.159)	0.154† (0.088)	0.471** (0.151)
Dépendance temporelle			
$\tilde{\gamma}_1$	-4.990** (0.355)	-3.576** (0.213)	
$\tilde{\gamma}_2$	-4.581** (0.343)	-3.537** (0.206)	
$\tilde{\gamma}_3$	-4.725** (0.334)	-3.651** (0.194)	
$\tilde{\gamma}_4$	-3.983** (0.304)	-3.418** (0.171)	
$\tilde{\gamma}_5$	-3.863** (0.327)	-3.432** (0.174)	
$\tilde{\gamma}_6$	-3.305** (0.342)	-2.909** (0.177)	
Termes d'hétérogénéité			
ν_{n_2}	1.390** (0.162)		
ν_{l_2}		2.283** (0.278)	
ν_{h_1}			-11.603** (2.774)
ν_{h_2}			-4.716** (0.312)
$P_{111} = Pr(\nu_n = \nu_{n_1}, \nu_l = \nu_{l_1}, \nu_h = \nu_{h_1})$	0.115** (0.025)		
$P_{221} = Pr(\nu_n = \nu_{n_2}, \nu_l = \nu_{l_2}, \nu_h = \nu_{h_1})$	0.064** (0.023)		
$P_{112} = Pr(\nu_n = \nu_{n_1}, \nu_l = \nu_{l_1}, \nu_h = \nu_{h_2})$	0.404** (0.066)		
$P_{222} = Pr(\nu_n = \nu_{n_2}, \nu_l = \nu_{l_2}, \nu_h = \nu_{h_2})$	0.417** (0.065)		
Log-vraisemblance	-15136.771		
$\chi^2_{(65)}$	3733.68		
N	45614		
Seuils de significativité : † : 10% * : 5% ** : 1%			

A l'instar de la section précédente, nous commencerons par analyser brièvement les déterminants du statut résidentiel et des taux de sortie du chômage afin de vérifier la cohérence de nos résultats par rapport à la littérature empirique existante. Puis, nous analyserons l'impact de la propriété immobilière sur les taux de sortie du chômage avec ou sans mobilité résidentielle.

D'après le tableau 2.6, on constate que la plupart des variables explicatives du choix du statut résidentiel présentent les signes attendus. De même, on retrouve des résultats assez proches de ceux obtenus dans la section précédente. D'une part, la probabilité d'être propriétaire augmente avec l'âge ; et, d'autre part, percevoir des allocations chômage ou rembourser des prêts réduisent de manière très significative l'accession à la propriété. Par ailleurs, les femmes ne semblent pas avoir une probabilité plus élevée que les hommes d'accéder à la propriété immobilière. Quelle que soit la structure familiale, celle-ci exerce un effet significatif sur la probabilité d'être propriétaire par rapport aux personnes seules. En revanche, il apparaît que seuls les individus titulaires d'un diplôme de l'enseignement supérieur possèdent davantage de chances d'être propriétaires de leur logement. Enfin, le choix du statut résidentiel est très influencé par la taille des unités urbaines : plus la densité de population est faible, plus la probabilité d'être propriétaire est élevée.

Finalement, les résultats obtenus sur les déterminants du statut résidentiel en France sont globalement conformes à la littérature empirique récente sur le sujet (Munch et *al.*, 2006 ; Battu et *al.*, 2008 ; van Vuuren, 2009 ; Brunet et *al.*, 2010). Regardons à présent si ces caractéristiques sont également susceptibles d'influencer les retours à l'emploi.

D'une manière générale, les valeurs négatives des paramètres de la fonction de hasard de base, quelle que soit la période et l'issue envisagée, indiquent une dépendance temporelle négative : globalement, les probabilités de retour à l'emploi

diminuent avec la durée passée au chômage.

L'effet de l'âge est également conforme aux valeurs attendues : les taux de transition vers l'emploi diminuent significativement avec l'âge des chômeurs, mais cette baisse est relativement plus importante lorsque le retour à l'emploi est associé à une mobilité résidentielle. Ces résultats peuvent s'expliquer en partie par le fait que les chômeurs plus âgés, qui ont plus souvent une famille à charge, ont généralement davantage d'exigences concernant le salaire ou la mobilité résidentielle (Barceló, 2006 ; Munch *et al.*, 2006).

La perception d'une allocation chômage réduit aussi significativement les retours à l'emploi. En effet, les probabilités de transition vers l'emploi local et non-local diminuent respectivement de 17.1% et de 30.4%. Ce phénomène semble être en adéquation avec les prédictions de certains modèles de recherche d'emploi selon lesquels l'allocation chômage permet aux individus d'être plus sélectifs dans leur recherche d'emploi (Munch *et al.*, 2006 ; van Vuuren *et al.*, 2007).

Les femmes ont également des taux de transition vers l'emploi local significativement plus faibles que les hommes³³, mais cette différence entre genres n'est pas confirmée lorsque le retour à l'emploi est associé à une mobilité résidentielle. Inversement, si la structure familiale ne semble pas influencer significativement les taux de transition vers un emploi local, l'ensemble de la structure familiale, excepté pour les couples sans enfants, diminue significativement le retour à l'emploi associé à une mobilité résidentielle. L'effet le plus marquant concerne les familles monoparentales, qui voient leur taux de hasard non-local se réduire d'environ 72.5%, suivis par les autres types de familles dont le taux de hasard est réduit de 71.3% et enfin les couples avec enfants dont on note une baisse de 62.3%.

Par ailleurs, l'analyse des coefficients associés aux variables d'éducation met en évidence le rôle dominant du niveau de diplôme sur les transitions vers l'emploi.

33. Résultats similaires à ceux obtenus par Barceló (2006), Munch *et al.* (2006) ou van Vuuren (2009).

En effet, un niveau d'études élevé favorise à la fois le retour à l'emploi avec ou sans mobilité résidentielle. A titre d'exemple, les niveaux de formation technique et supérieure ont pour effet d'augmenter significativement le taux de hasard non-local de 24.9%, respectivement de 87.2%³⁴ par rapport à la formation de référence. Ce phénomène semble être en adéquation avec les résultats de certains travaux empiriques selon lesquels le niveau de formation élevé augmenterait à la fois la probabilité de retour à l'emploi et la propension à la mobilité (Gobillon, 2001 ; Debrand et Taffin, 2005 ; Munch et *al.*, 2006 ; Barceló, 2006). Enfin, la variable associée au remboursement des prêts (autres que ceux liés à l'achat de logement) exerce un impact positif et significatif sur le taux de hasard non-local, alors qu'elle n'exerce pas d'effet significatif sur le taux de hasard local.

Au-delà des déterminants du statut résidentiel et des taux de sortie du chômage, il nous reste à répondre à notre question principale sur les liens existants entre la propriété immobilière et les retours à l'emploi avec et sans mobilité résidentielle.

Les résultats du tableau 2.6 mettent en évidence un effet positif et significatif de la propriété immobilière sur les probabilités de transition vers les emplois locaux. Selon nos estimations, la propriété immobilière augmenterait la probabilité instantanée de retour à l'emploi sur le marché du travail local d'environ 30.6%. En d'autres termes, les propriétaires ont une probabilité instantanée de transition vers un emploi local supérieure de 30.6% à celle des locataires. Ces résultats confirment donc nos prédictions théoriques, et peuvent se justifier en considérant que les propriétaires ont un coût associé à leur logement supérieur à celui supporté par les locataires. De ce fait, ils sont amenés à intensifier leur recherche d'emploi sur le marché du travail local³⁵ ou à baisser leur salaire de réservation pour sortir plus rapidement du chômage. En outre, à titre de comparaison, Munch et *al.*

34. $\exp(0.627) - 1 = 0.872$

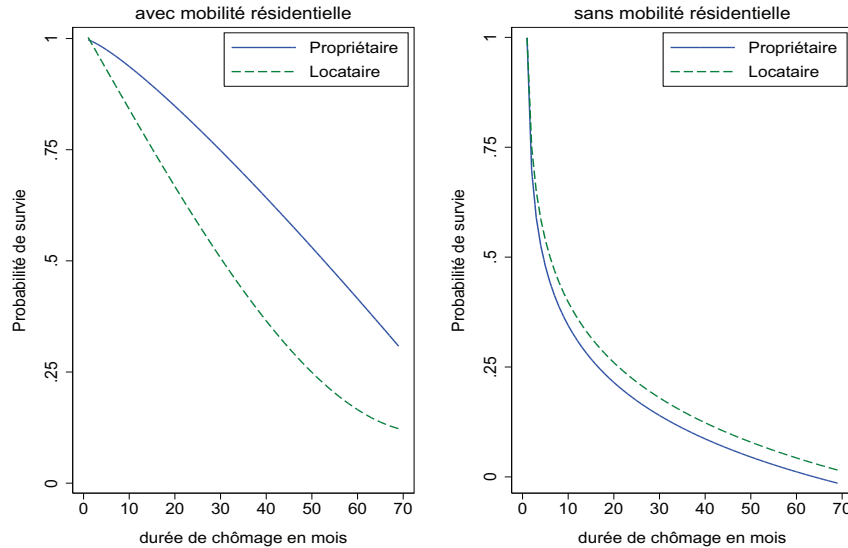
35. Voir, par exemple, Rouwendal et Nijkamp (2007).

(2006) pour le Danemark et van Vuuren (2009) pour les Pays-Bas avaient déjà trouvé, avec des méthodologies économétriques identiques, que les propriétaires avaient des durées de chômage plus faible que les locataires lorsque le retour à l'emploi n'est pas associé à une mobilité résidentielle. Toutefois, l'effet positif de la propriété immobilière sur le taux de retour à l'emploi semble plus marqué au Danemark qu'en France : Munch et *al.* (2006) ont évalué que les propriétaires ont une probabilité de retrouver un emploi sur le marché du travail local supérieure de 45,5% à celle des locataires.

Les résultats du tableau 2.6 révèlent également que la propriété immobilière réduit significativement les taux de sortie du chômage vers les emplois non-locaux, c'est-à-dire les emplois associés à une mobilité résidentielle. Selon nos estimations, les propriétaires ont une probabilité instantanée de transition vers un emploi non-local inférieure de 61,9% à celle des locataires. Ces résultats confirment donc la faible mobilité résidentielle des propriétaires et confortent en même temps nos prédictions théoriques. De plus, on retrouve des résultats identiques à ceux obtenus par Barceló (2006) ou Munch et *al.* (2006) qui se justifient en considérant les coûts de mobilité plus élevés des propriétaires par rapport aux locataires. En effet, compte tenu des coûts de transaction élevés en France³⁶, les propriétaires sont moins susceptibles d'accepter un nouvel emploi impliquant une mobilité résidentielle. Cela contribuerait donc à expliquer pourquoi les propriétaires sont caractérisés par des durées de chômage plus longues que celles des locataires lorsque le retour à l'emploi nécessitant une mobilité. La figure 2.8 qui présente les fonctions de survie estimées du modèle joint illustre ce constat.

36. Frais d'enregistrement et de mutation, frais d'agence, etc.

FIGURE 2.8 – Fonctions de survie estimées selon le type de sortie



2.6 Conclusion du chapitre

Ce chapitre s'inscrit dans la lignée des études récentes qui cherchent à tester empiriquement la pertinence de *l'hypothèse d'Oswald*, selon laquelle la propriété immobilière peut entraver la mobilité des chômeurs et donc leur processus de recherche d'emploi. Pour ce faire, nous avons estimé, à partir de données françaises, des modèles de durée en temps discret permettant de tenir compte conjointement de l'endogénéité du statut résidentiel et de l'hétérogénéité inobservée.

Les résultats obtenus par le biais d'un modèle à hasards proportionnels mélangés à risques concurrents suggèrent que la propriété immobilière augmente la probabilité de retour à l'emploi sur le marché du travail local. En revanche, elle diminue la probabilité de retour à l'emploi sur le marché du travail non-local. Ainsi, les prédictions théoriques avancées par Oswald (1999) ne sont que par-

tiellement vérifiées dans le cas français, dans le sens où la propriété immobilière est un frein à la mobilité résidentielle. Cependant, compte tenu du faible nombre d'observations des sorties de chômage avec mobilité résidentielle, cet aspect ne permet pas d'attribuer aux propriétaires une position défavorable sur le marché du travail. En effet, les résultats du modèle semi-paramétrique joint sans distinction des transitions du chômage vers l'emploi avec ou sans mobilité résidentielle mettent en évidence un effet positif (mais non significatif) de la propriété immobilière sur le taux de hasard global.

Ces premiers résultats permettent d'entrevoir plusieurs pistes de prolongement à notre étude empirique et pourraient être complétés par une prise en compte plus poussée des comportements des propriétaires dans la recherche d'emploi. Il faut alors considérer que les propriétaires remboursant des emprunts liés à l'acquisition de leur résidence principale puissent avoir un comportement de recherche d'emploi différent de ceux qui n'ont plus à faire face à cette contrainte. Le prochain chapitre s'attache donc à apporter un éclairage supplémentaire sur cette question notamment en distinguant dans l'analyse économétrique les propriétaires accédants des non accédants, et en tenant compte de l'effet de richesse des individus.

Chapitre 3

Statut résidentiel, contrainte financière,
épargne de précaution et durée de
chômage

3.1 Introduction

Dans le chapitre précédent, nous avons montré que les prédictions théoriques avancées par Oswald (1999) ne sont que partiellement vérifiées dans le cas français, dans le sens où les propriétaires sont en effet caractérisés par une moindre mobilité résidentielle pour retrouver un emploi. Cependant, notre revue de littérature a montré aussi que les accédants à la propriété et les propriétaires de plein droit n'ont pas forcément le même comportement de recherche d'emploi et ne sont pas confrontés aux mêmes responsabilités financières.

L'enjeu de ce chapitre est d'apporter un éclairage supplémentaire sur les comportements de recherche des propriétaires chômeurs selon qu'ils supportent ou non des contraintes financières liées au logement. Dans ce but, nous développerons des modèles de durée en temps discret permettant d'estimer conjointement les probabilités des modes d'occupation du logement et le taux de sortie du chômage. Cette approche empirique permettra d'une part de contrôler de façon rigoureuse l'endogénéité du statut résidentiel, et, d'autre part, d'isoler l'effet spécifique des contraintes financières des accédants à la propriété mis en évidence par Böheim et Taylor (1999), et l'effet de richesse spécifique des propriétaires de plein droit (Flatau et *al.*, 2003 ; Brunet et *al.* 2007).

Ce chapitre est organisé comme suit. La section 2 présente les données françaises du *Panel Européen des Ménages* ainsi que les différentes statistiques descriptives de l'échantillon retenu pour notre analyse économétrique. La section 3 détaille les méthodes économétriques et les résultats des différentes estimations de l'impact des modes d'occupation du logement sur la probabilité de retour à l'emploi. Enfin la section 4 s'intéresse à ce même effet sur un échantillon des demandeurs d'emploi disposant d'un stock d'épargne positive.

3.2 Présentation de l'échantillon et analyse descriptive

A nouveau, nous nous baserons dans ce chapitre sur les données fournies par les cinq premières vagues des fichiers français du *Panel Européen des Ménages*. Rappelons que notre échantillon final se compose de 4727 épisodes de chômage, dont 3205 (soit 67,80%) débouchent sur une sortie vers l'emploi, et 1522 (soit 32,20%) sont censurés à droite. Le nombre d'épisodes de chômage enregistré par individu varie entre 1 et 11, la moyenne se situant aux environs de 1,99. La durée moyenne de chômage dans l'échantillon est d'environ 9,65 mois, mais l'on observe que les propriétaires de plein droit se situent au dessus de cette valeur avec une durée moyenne de leurs épisodes de chômage de 11.02 mois, alors que celle des accédants à la propriété s'établit à 9,05 mois. On notera enfin que les locataires ont une durée moyenne de chômage légèrement supérieure à neuf mois et demi. Ces statistiques descriptives sont synthétisées dans le tableau 3.1.

Le tableau 3.2 représente les caractéristiques individuelles correspondant aux épisodes de chômage. On constate que plus de 55% des chômeurs de l'échantillon bénéficient des allocations chômage. Leur formation initiale correspond pour près de 42% d'entre eux à un diplôme technique alors qu'ils ne sont plus que 14% à être diplômés de l'enseignement supérieur. L'âge moyen est de 32,7 ans pour un échantillon constitué en grande majorité d'individus de nationalité française (91,20%). Les couples avec enfants sont les plus nombreux (58%) suivis par les couples sans enfants (17,7%).

En ce qui concerne les modes d'occupation du logement, 15% des individus de l'échantillon sont propriétaires de plein droit et 33% sont accédants à la propriété. Enfin, les locataires représentent plus de la moitié de l'échantillon (52%).

TABLE 3.1 – Caractéristiques des épisodes de chômage.

Durée du chômage en mois	Statut résidentiel			Total	Total en %
	Propriétaires de plein droit	Propriétaires accédants	Locataires		
≤ 3	246	512	951	1,709	36.15
]3 6]	152	316	486	954	20.18
]6 12]	112	275	451	838	17.73
]12 24]	97	253	439	789	16.69
]24 36]	48	64	142	254	5.37
>36	50	42	91	183	3.87
Type de sortie					
Censure	252	409	861	1522	32.20
Sortie vers l'emploi	453	1053	1699	3205	67.80
Total	705	1462	2560	4727	100
	Moyenne	Min.	Max.	Ec.T.	
Nombre d'épisodes de chômage					
Propriétaires	2.73	1	10	1.95	
Propriétaires accédants	2.90	1	11	2.14	
Locataires	2.97	1	10	1.91	
Total	2.91	1	11	1.99	
Durée du chômage					
Propriétaires	Moyenne 11.02	Min. 1	Max. 68	Ec.T. 13.05	
Propriétaires accédants	9.05	1	66	9.87	
Locataires	9.61	1	69	10.85	
Total	9.65	1	69	10.94	

Source : *panel européen des ménages*(1994-1998), calculs de l'auteur.

TABLE 3.2 – Caractéristiques moyennes des individus au chômage.

Variable indicatrices	Propriétaires de plein droit	Propriétaires accédants	Locataires	Total
Statut résidentiel	0.150	0.330	0.520	1
Femme	0.478	0.547	0.492	0.508
Nationalité Française	0.948	0.944	0.879	0.912
Indemnités chômage	0.545	0.553	0.554	0.553
Remboursement de crédit	0.346	0.462	0.527	0.477
Structure familiale				
Personne seule	0.054	0.022	0.156	0.096
Couple sans enfants	0.217	0.126	0.198	0.177
Couple avec enfants	0.501	0.767	0.485	0.580
Famille monoparentale	0.152	0.031	0.109	0.090
Autre type de ménage	0.075	0.054	0.053	0.057
Âge				
17-30 ans	0.416	0.407	0.568	0.491
30-45 ans	0.160	0.388	0.314	0.314
45-50 ans	0.098	0.095	0.044	0.070
50-60 ans	0.326	0.110	0.074	0.125
Diplôme				
Aucun diplôme	0.021	0.038	0.039	0.036
Etudes générales	0.434	0.372	0.404	0.398
Etudes techniques	0.367	0.442	0.424	0.421
Etudes supérieures	0.178	0.148	0.133	0.145
Taille d'unité urbaine				
Commune rurale	0.292	0.386	0.125	0.238
Moins de 20000 habitants	0.147	0.179	0.166	0.167
Entre 20000 et 100000 habitants	0.114	0.128	0.171	0.147
Plus de 100000 habitants	0.295	0.226	0.350	0.300
Agglomération parisienne	0.152	0.080	0.188	0.147
Nombre d'individus	387	810	1259	2456

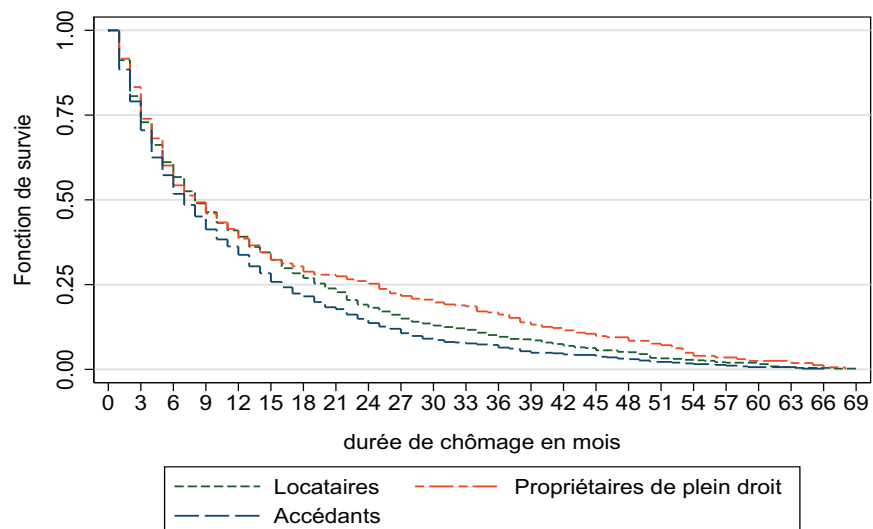
Source : Panel Européen des Ménages (1994-1998), calculs de l'auteur.

On note également que la majorité des individus de l'échantillon sont localisés dans des unités urbaine de petite taille (55,2%), dans des unités urbaine plus de cent mille habitants(30%) ou dans l'agglomération parisienne(14,7%). A ce niveau, les propriétaires de plein droit ou les accédants à la propriété se différencient des locataires par leur plus grande tendance à résider dans des communes rurale. Enfin, la structure par âge est très différenciée en fonction du statut résidentiel car 59% des individus propriétaires ont plus de 30 ans, tandis qu'on observe l'inverse pour 56,8% des locataires.

3.2.1 Analyse non-paramétrique de la fonction de survie

Comme dans le chapitre précédent, nous compléterons l'analyse descriptive de l'échantillon par une estimation non-paramétrique des fonctions de survie dans l'état de chômage selon les modes d'occupation du logement.

FIGURE 3.1 – Fonctions de survie selon les modes d'occupation du logement.



La Figure 3.1 permet de constater que la survie dans l'état de chômage des accédants à la propriété est plus courte que celle des locataires. En revanche, les propriétaires de plein droit sont caractérisés par des durées de chômage plus longues que celles des locataires. L'ensemble de ces résultats graphiques sont confirmés statistiquement en testant l'égalité des fonctions de survie par la méthode de Prentice (1978) et Peto-Peto (1972).

TABLE 3.3 – Tests d'égalité des fonctions de survie

Modes d'occupation	Sorties	
	Observées	Attendues
Locataires	1699	1727.75
Propriétaires	453	528.60
Accédants	1053	948.65
Total	3205	3205.00
		$\chi^2(2) = 14.23$ $\text{Pr} > \chi^2 = 0.0008$

En effet, le test du *Peto-Peto-Prentice* (Cf. Tableau 3.3) confirme que l'écart entre les trois courbes de survie est statistiquement significatif ($\text{Pr} > \chi^2 = 0.0008$). En d'autres termes, le test rejette l'hypothèse d'égalité des fonctions de survie entre propriétaires de plein droit, accédants et locataires. Toutefois, ces résultats descriptifs mériteraient d'être confirmés par une analyse économétrique.

3.3 Statut résidentiel, contrainte financière et durée de chômage

Cette section cherche à évaluer l'impact des modes d'occupation du logement sur la probabilité instantanée de sortie du chômage à l'aide de modèles de durée semi-paramétriques. Nous supposons dans un premier temps que les choix résidentiels sont considérés comme des variables exogènes. Cependant, cette hypothèse ne semble pas pouvoir être maintenue, notamment à cause du problème

d'endogénéité du statut résidentiel mis en évidence dans le chapitre 2 de cette thèse. Nous chercherons donc dans un second temps, à tenir compte de cette probable endogénéité à notre analyse grâce à une estimation conjointe de taux de sortie du chômage et des modes d'occupation du logement.

3.3.1 Modèle semi-paramétrique simple

3.3.1.1 Modélisation de la durée du chômage

On commence par spécifier un modèle de durée à hasard proportionnel mélangé (*Mixed Proportional Hazard*) où les modes d'occupation du logement sont considérés comme des variables exogènes. Le taux de hasard est défini par :

$$\theta(t|x_t, z_{t1}, z_{t2}, \nu_d) = \theta_0(t) \exp(\beta'_d x_t + \delta_1 z_{t1} + \delta_2 z_{t2} + \nu_d) \quad (3.1)$$

où t désigne la durée de chômage, $\theta_0(t)$ est le hasard de base, x_t est un ensemble de caractéristiques observables variant avec le temps, β'_d est un vecteur de paramètres à estimer, ν_d est une variable aléatoire indépendante de x_t représentant les caractéristiques inobservées affectant le taux de hasard, z_{t1} et z_{t2} sont deux variables indicatrices représentant respectivement le statut de propriétaire de plein droit et celui de propriétaire accédant.

De même, la fonction de survie dans l'état de chômage est définie par :

$$S(t|x_t, z_{t1}, z_{t2}, \nu_d) = \exp\left(-\int_0^t \theta(\tau|x_\tau, z_{\tau1}, z_{\tau2}, \nu_d) d\tau\right) \quad (3.2)$$

3.3.1.2 Paramétrisation du modèle

Comme, les données dont nous disposons sont de nature discrète, et afin de s'affranchir d'hypothèses sur la forme de risque de base $\theta_0(t)$, nous optons pour

une modélisation semi-paramétrique du hasard¹.

L'équivalent discret du taux de hasard durant l'intervalle $I_t = [t - 1, t]$ est :

$$\theta(t|x_t, z_{t1}, z_{t2}, \nu_d) = 1 - \exp[-\exp(\beta'_d x_t + \delta_1 z_{t1} + \delta_2 z_{t2} + \gamma_t + \nu_d)] \quad (3.3)$$

où $\gamma_t = \ln \left(\int_{t-1}^t \theta_0(\tau) d\tau \right)$

L'équivalent discret de la fonction de survie dans l'état de chômage est :

$$\begin{aligned} S(t|x_t, z_{t1}, z_{t2}, \nu_d) &= \exp\left(-\int_0^t \theta(\tau|x_\tau, z_{\tau1}, z_{\tau2}, \nu_d) d\tau\right) \\ &= \prod_{s=1}^t \exp[-\exp(\beta'_d x_s + \delta_1 z_{s1} + \delta_2 z_{s2} + \gamma_s + \nu_d)] \\ &= \exp\left[-\sum_{s=1}^t \exp(\beta'_d x_s + \delta_1 z_{s1} + \delta_2 z_{s2} + \gamma_s + \nu_d)\right] \end{aligned} \quad (3.4)$$

La fonction de densité durant l'intervalle I_t s'écrit donc :

$$\begin{aligned} f(t|x_t, z_{t1}, z_{t2}, \nu_d) &= \theta(t|x_t, z_{t1}, z_{t2}, \nu_d) \prod_{s=1}^{t-1} (1 - \theta(s|x_s, z_{s1}, z_{s2}, \nu_d)) \\ &= \left[\frac{\theta(t|x_t, z_t, \nu_d)}{1 - \theta(t|x_t, z_t, \nu_d)} \right] \left[S(t|x_t, z_{t1}, z_{t2}, \nu_d) \right] \end{aligned}$$

On suppose, à l'instar d'Heckman et Singer (1984) que le terme d'hétérogénéité inobservée ν_d est distribué selon une loi discrète à deux points de masse ν_{d1} et ν_{d2} associés aux probabilités $P_1 = Pr(\nu_d = \nu_{d1})$ et $P_2 = Pr(\nu_d = \nu_{d2})$, où $\sum_{k=1}^2 P_k = 1$.

1. Voir l'annexe C pour plus de détails.

La fonction de vraisemblance individuelle, inconditionnelle à ν_d s'écrit :

$$\begin{aligned}
 L^i &= \int_{\nu_d} \left([f(t|x_t, z_{t1}, z_{t2}, \nu_d)]^{\delta_i} [S(t|x_t, z_{t1}, z_{t2}, \nu_d)]^{1-\delta_i} \right) dF(\nu_d) \\
 &= \sum_{k=1}^2 P_k [f(t|x_t, z_{t1}, z_{t2}, \nu_{dk})]^{\delta_i} [S(t|x_t, z_{t1}, z_{t2}, \nu_{dk})]^{1-\delta_i} \\
 &= \sum_{k=1}^2 P_k \left[\frac{\theta(t|x_t, z_{t1}, z_{t2}, \nu_{dk})}{1 - \theta(t|x_t, z_{t1}, z_{t2}, \nu_{dk})} \right]^{\delta_i} \left[S(t|x_t, z_{t1}, z_{t2}, \nu_{dk}) \right] \quad (3.5)
 \end{aligned}$$

où δ_i est une variable indicatrice valant 1 si la fin de la période de chômage de l'individu i est observée, et 0 sinon.

La fonction de log-vraisemblance pour l'échantillon est donc :

$$\mathcal{L} = \sum_{i=1}^N \log \left(\sum_{k=1}^2 P_k \left[\frac{\theta(t|x_t, z_{t1}, z_{t2}, \nu_{dk})}{1 - \theta(t|x_t, z_{t1}, z_{t2}, \nu_{dk})} \right]^{\delta_i} \left[S(t|x_t, z_{t1}, z_{t2}, \nu_{dk}) \right] \right) \quad (3.6)$$

Comme dans le chapitre 2, l'un des points de masse doit être normalisé à zéro (i.e., $\nu_{d1} = 0$) et l'on retient une spécification logistique pour les probabilités P_k .

3.3.2 Modèle semi-paramétrique joint

Le modèle de durée développé dans la sous-section précédente fait intervenir les modes d'occupation du logement comme des variables exogènes au processus de sortie du chômage. Cette hypothèse est néanmoins peu susceptible d'être vérifiée. Il est en effet fort probable que certaines caractéristiques individuelles inobservées affectant les choix du statut résidentiel soient corrélées aux caractéristiques individuelles inobservées affectant la probabilité de sortie du chômage. Afin de tenir compte de cette probable endogénéité dans notre analyse économétrique, on développe donc un modèle semi-paramétrique permettant d'estimer conjointement le taux de sortie du chômage et les probabilités des modes d'occupation

du logement.

3.3.2.1 Modélisation de la durée du chômage

Comme précédemment, la fonction du hasard durant l'intervalle I_t est :

$$\theta(t|x_t, z_{t1}, z_{t2}, \nu_d) = 1 - \exp[-\exp(\beta'_d x_t + \delta_1 z_{t1} + \delta_2 z_{t2} + \gamma_t + \nu_d)] \quad (3.7)$$

où $\gamma_t = \ln \left(\int_{t-1}^t \theta_0(\tau) d\tau \right)$

La fonction de survie dans l'état de chômage durant l'intervalle I_t est donc :

$$\begin{aligned} S(t|x_t, z_{t1}, z_{t2}, \nu_d) &= \prod_{s=1}^t \exp[-\exp(\beta'_d x_s + \delta_1 z_{s1} + \delta_2 z_{s2} + \gamma_s + \nu_d)] \\ &= \exp \left[- \sum_{s=1}^t \exp(\beta'_d x_s + \delta_1 z_{s1} + \delta_2 z_{s2} + \gamma_s + \nu_d) \right] \end{aligned} \quad (3.8)$$

3.3.2.2 Modélisation du statut résidentiel

On suppose à l'instar de Battu et *al.*(2008) que les probabilités des modes d'occupation du logement peuvent être caractérisées par le modèle logit multinomial suivant :

$$P_k(x_t, \nu_1, \nu_2) = P(y_t = k|x_t, \nu_1, \nu_2) = \frac{\exp(\beta'_k x_t + \nu_k)}{1 + \exp(\beta'_1 x_t + \nu_1) + \exp(\beta'_2 x_t + \nu_2)} \quad (3.9)$$

avec $k = 1, 2$ et $y_t = 3 - 2z_{t1} - z_{t2}$. k qui vaut 1 si le chômeur est propriétaire de plein droit de son logement en t et 2 s'il en est accédant à la propriété. x_t est un ensemble de caractéristiques observables et ν_k est une variable aléatoire indépendante de x_t représentant les caractéristiques inobservées affectant les modes d'occupation du logement.

La fonction de vraisemblance individuelle, inconditionnelle aux termes d'hé-

térogénéité inobservée s'écrit :

$$L^i = \int_{\nu_d} \int_{\nu_1} \int_{\nu_2} \left\{ \begin{array}{l} \left[\frac{\theta(t|x_t, z_{t1}, z_{t2}, \nu_d)}{1 - \theta(t|x_t, z_{t1}, z_{t2}, \nu_d)} \right]^{\delta_i} \left[S(t|x_t, z_{t1}, z_{t2}, \nu_d) \right] \\ \times \left[P_1(x_t, \nu_1, \nu_2)^{z_{1ti}} P_2(x_t, \nu_1, \nu_2)^{z_{2ti}} \right] \\ \left[1 - P_1(x_t, \nu_1, \nu_2) - P_2(x_t, \nu_1, \nu_2) \right]^{1 - z_{1ti} - z_{2ti}} \end{array} \right\} dF(\nu_d, \nu_1, \nu_2)$$

où δ_i est une variable indicatrice prenant la valeur 1 si l'épisode de chômage est complet, et 0 sinon. $F(\nu_d, \nu_1, \nu_2)$ représente la distribution jointe des caractéristiques inobservées ν_d , ν_1 , et ν_2 , qu'il est nécessaire de spécifier pour obtenir la fonction de vraisemblance inconditionnelle de l'échantillon. Nous optons donc pour une spécification non-paramétrique de la distribution de paramètres d'hétérogénéité. On suppose à l'instar de Belzil et Hansen (2002), que les individus sont répartis selon une probabilité p_m en m groupes particuliers définis par un vecteur de points de support $\nu_m = (\nu_d^m, \nu_1^m, \nu_2^m)$, avec $P_m = Pr(\nu_d = \nu_d^m, \nu_1 = \nu_1^m, \nu_2 = \nu_2^m)$. Comme précédemment, nous fixons le nombre de points de support des termes d'hétérogénéité inobservée à deux, avec la normalisation de ν_d^1 (i.e., $\nu_d^1 = 0$), et nous adoptons une spécification logistique pour les probabilités p_m , d'où : $P_1 = \frac{1}{1 + \exp(\tilde{p}_2)}$ et $P_2 = \frac{\exp(\tilde{p}_2)}{1 + \exp(\tilde{p}_2)}$.

La fonction de vraisemblance individuelle, inconditionnelle aux termes d'hétérogénéité inobservée devient alors :

$$L^i = \sum_{m=1}^2 P_m \left\{ \begin{array}{l} \left[\frac{\theta(t|x_t, z_{t1}, z_{t2}, \nu_d^m)}{1 - \theta(t|x_t, z_{t1}, z_{t2}, \nu_d^m)} \right]^{\delta_i} \left[S(t|x_t, z_{t1}, z_{t2}, \nu_d^m) \right] \\ \times \left[P_1(x_t, \nu_1^m, \nu_2^m)^{z_{1ti}} P_2(x_t, \nu_1^m, \nu_2^m)^{z_{2ti}} \right] \\ \left[1 - P_1(x_t, \nu_1^m, \nu_2^m) - P_2(x_t, \nu_1^m, \nu_2^m) \right]^{1 - z_{1ti} - z_{2ti}} \end{array} \right\} \quad (3.10)$$

La fonction de log-vraisemblance de notre échantillon s'écrit donc :

$$\mathcal{L} = \sum_{i=1}^N \ln \left(\sum_{m=1}^2 P_m \left\{ \begin{array}{l} \left[\frac{\theta(t|x_t, z_{t1}, z_{t2}, \nu_d^m)}{1-\theta(t|x_t, z_{t1}, z_{t2}, \nu_d^m)} \right]^{\delta_i} \left[S(t|x_t, z_{t1}, z_{t2}, \nu_d^m) \right] \\ \times \left[P_1(x_t, \nu_1^m, \nu_2^m)^{z_{1ti}} P_2(x_t, \nu_1^m, \nu_2^m)^{z_{2ti}} \right] \\ \left[1 - P_1(x_t, \nu_1^m, \nu_2^m) - P_2(x_t, \nu_1^m, \nu_2^m) \right]^{1-z_{1ti}-z_{2ti}} \end{array} \right\} \right) \quad (3.11)$$

3.3.3 Variables explicatives et identification

Les deux équations du statut résidentiel contiennent les mêmes variables socio-économiques traditionnelles définies dans la sous-section 2.3.3 du chapitre 2 : le sexe de l'individu, la nationalité, les classes d'âges, les indicatrices de la structure familiale, le niveau d'éducation, la perception d'une allocation chômage, le remboursement des prêts (autres que ceux liés à l'achat de logement), et la taille de l'unité urbaine de la zone de résidence.

L'équation de durée contient également l'ensemble de variables introduites dans les équations du statut résidentiel : sexe, nationalité, classes d'âges, perception d'une allocation chômage, structure familiale, niveau d'éducation, taille de l'unité urbaine de la zone de résidence, remboursement des prêts. A l'instar de Munch et *al.* (2006), la dépendance temporelle est spécifiée comme constante par morceaux ($\tilde{\gamma}_s, s = 1 \dots 6$) : $\tilde{\gamma}_1 \times 1_{\{t \leq 3\}}$, $\tilde{\gamma}_2 \times 1_{\{3 < t \leq 6\}}$, $\tilde{\gamma}_3 \times 1_{\{6 < t \leq 12\}}$, $\tilde{\gamma}_4 \times 1_{\{12 < t \leq 24\}}$, $\tilde{\gamma}_5 \times 1_{\{24 < t \leq 36\}}$, $\tilde{\gamma}_6 \times 1_{\{t > 36\}}$, où $1_{\{\cdot\}}$ est la fonction indicatrice prenant la valeur 1 si l'expression entre crochets est vrai, 0 sinon.

Comme dans la section 2.3 du chapitre 2, l'identification de l'effet causal de la propriété immobilière est assurée ici par les épisodes multiples.

3.4 Résultats des estimations

3.4.1 Résultats du modèle semi-paramétrique simple

Les résultats du tableau 3.4, correspondant au modèle de durée simple où les modes d'occupation du logement sont introduits de façon exogène, montrent que le taux de hasard est décroissant avec la durée passée au chômage. Cette baisse de la probabilité instantanée de sortie du chômage peut s'expliquer par un effet de perte en capital humain des chômeurs (Pissarides, 1992), ainsi que par un signal négatif envoyé par les chômeurs de longue durée envers leurs employeurs potentiels (Blanchard et Diamond, 1994).

Conformément aux résultats obtenus dans le chapitre 2, la nationalité française, le diplôme de l'enseignement supérieur, le remboursement des prêts ainsi que la taille de l'agglomération augmentent significativement la probabilité de retour à l'emploi. En revanche, cette dernière diminue significativement avec l'âge des individus, l'allocation chômage, le sexe, mais aussi avec toutes les structures familiales excepté pour les couples sans enfants où le coefficient n'est pas significatif.

En ce qui concerne les effets des modes d'occupation du logement sur la durée de chômage, l'estimation du modèle simple indique d'une part, une absence d'effet significatif du statut de propriétaire de plein droit et, d'autre part, une sortie plus rapide du chômage des accédants à la propriété. Ces résultats tendent donc à réfuter l'hypothèse selon laquelle les propriétaires sont caractérisés par des durées de chômage plus longues que celles des locataires. Néanmoins, il reste à vérifier si ces conclusions en faveur de la propriété immobilière ne seraient pas à relativiser en tenant compte lors de l'estimation économétrique du problème d'endogénéité du statut résidentiel. Il est en effet probable que certaines caractéristiques inobservées influençant la probabilité d'être propriétaire ou accédant soient corrélées

aux caractéristiques inobservées influençant la probabilité de retour à l'emploi. De ce fait, afin de prendre en compte cette probable endogénéité dans le processus de sortie du chômage, on estime un modèle de durée semi-paramétrique joint.

3.4.2 Résultats du modèle semi-paramétrique joint

L'estimation du modèle joint, dont les résultats sont donnés dans le tableau 3.5 permet de tenir compte de l'endogénéité des modes d'occupation du logement. On y retrouve la plupart des effets attendus concernant les variables explicatives. Ainsi, la nationalité française, l'âge et le niveau d'études ont pour effet d'augmenter significativement la probabilité d'être propriétaire ou accédant. Quelle que soit la structure familiale du ménage, celle-ci joue aussi un effet positif sur la probabilité d'être propriétaire ou accédant, par rapport aux personnes seules. Le fait d'être une femme favorise également l'accès à la propriété. En revanche, les femmes ne semblent pas avoir une probabilité plus élevée que les hommes d'être propriétaire de plein droit. La taille de l'agglomération est fortement corrélée avec les choix résidentiels : plus la densité de la population est faible, plus la probabilité d'être propriétaire ou accédant est élevée. Enfin, la perception d'une allocation chômage ou le remboursement des prêts réduisent significativement les chances d'accéder à la propriété immobilière.

Les déterminants de taux de sortie du chômage différent de ceux estimés dans le modèle de durée simple. En effet, une comparaison entre les coefficients de l'équation de durée du modèle simple et ceux du modèle joint prouve d'une part que certaines variables explicatives sont sous-estimées à l'image de la structure familiale, le niveau d'éducation, le sexe, la taille de l'agglomération et les paramètres de la fonction de hasard de base. D'autre part, à *contrario*, certaines variables explicatives sont sur-estimées tout comme les classes d'âges et le remboursement des prêts.

TABLE 3.4 – Modèle semi-paramétrique simple

Variable	Coefficient	(Écart type)
Equation de durée		
Dépendance temporelle		
$\tilde{\gamma}_1$	-2.936**	(0.233)
$\tilde{\gamma}_2$	-2.976**	(0.230)
$\tilde{\gamma}_3$	-3.226**	(0.225)
$\tilde{\gamma}_4$	-3.065**	(0.214)
$\tilde{\gamma}_5$	-2.988**	(0.204)
$\tilde{\gamma}_6$	-2.463**	(0.189)
Statut résidentiel(réf : locataire)		
Propriétaire de plein droit	0.086	(0.061)
Propriétaire accédant	0.125*	(0.062)
Indemnité chômage	-0.164**	(0.043)
Femme	-0.224**	(0.040)
Français	0.274**	(0.077)
Remboursement de prêt	0.095*	(0.039)
Structure familiale(réf : personne seule)		
Couple sans enfants	-0.106	(0.079)
Couple avec enfants	-0.170*	(0.070)
Famille monoparentale	-0.319**	(0.091)
Autre type de ménage	-0.238*	(0.102)
Âge (réf : moins de 30 ans)		
De 30 à 45 ans	-0.370**	(0.045)
De 45 à 50 ans	-0.562**	(0.079)
Plus de 50 ans	-1.111**	(0.087)
Niveau d'éducation(réf : pas d'études ou générale)		
Technique	0.051	(0.043)
Supérieure	0.160**	(0.060)
Taille de l'agglomération (réf : Agglomération parisienne)		
Zone rurale	0.350**	(0.074)
Moins de 20000 habitants	0.300**	(0.076)
Entre 20000 et 100000habitants	0.264**	(0.077)
Plus de 100000 habitants	0.133†	(0.069)
Termes d'hétérogénéité		
ν_{d_2}	0.903**	(0.194)
$P_1 = Pr(\nu_d = \nu_{d_1})$	0.297**	(0.116)
$P_2 = Pr(\nu_d = \nu_{d_2})$	0.703**	(0.116)
N		45614
Log-vraisemblance	126	-11924.989
$\chi^2_{(25)}$		727.567

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

TABLE 3.5 – Modèle semi-paramétrique joint

Variable	Coefficient	(Écart type)
Equation de durée		
Dépendance temporelle		
$\tilde{\gamma}_1$	-3.153**	(0.197)
$\tilde{\gamma}_2$	-3.174**	(0.192)
$\tilde{\gamma}_3$	-3.400**	(0.184)
$\tilde{\gamma}_4$	-3.196**	(0.170)
$\tilde{\gamma}_5$	-3.066**	(0.165)
$\tilde{\gamma}_6$	-2.503**	(0.162)
Statut résidentiel (réf : locataire)		
Propriétaire de plein droit	-0.047	(0.093)
Propriétaire accédant	0.122 [†]	(0.063)
Indemnité chômage	-0.193**	(0.045)
Femme	-0.225**	(0.041)
Français	0.334**	(0.083)
Remboursement de prêt	0.070	(0.044)
Structure familiale (réf : personne seule)		
Couple sans enfants	-0.077	(0.084)
Couple avec enfants	-0.052	(0.089)
Famille monoparentale	-0.280**	(0.101)
Autre type de ménage	-0.146	(0.115)
Âge (réf : moins de 30 ans)		
De 30 à 45 ans	-0.338**	(0.049)
De 45 à 50 ans	-0.476**	(0.088)
Plus de 50 ans	-1.089**	(0.104)
Niveau d'éducation (réf : pas d'études ou générale)		
Technique	0.056	(0.044)
Supérieure	0.188**	(0.062)
Taille de l'agglomération (réf : Agglomération parisienne)		
Zone rurale	0.456**	(0.082)
Moins de 20000 habitants	0.345**	(0.079)
Entre 20000 et 100000 habitants	0.301**	(0.081)
Plus de 100000 habitants	0.146*	(0.073)

Suite page suivante...

...Suite du tableau 3.5		
Variable	Coefficient	(Écart type)
Equation de statut résidentiel		
<i>propriétaire de plein droit</i>		
Indemnité chômage	-0.182 [†]	(0.100)
Femme	-0.148	(0.095)
Français	1.455**	(0.224)
Remboursement de prêt	-0.929**	(0.102)
Structure familiale (réf : personne seule)		
Couple sans enfants	0.757**	(0.211)
Couple avec enfants	1.895**	(0.213)
Famille monoparentale	1.843**	(0.224)
Autre type de ménage	2.127**	(0.265)
Âge (réf : moins de 30 ans)		
De 30 à 45 ans	0.077	(0.125)
De 45 à 50 ans	1.664**	(0.197)
Plus de 50 ans	2.411**	(0.169)
Niveau d'éducation (réf : pas d'études ou générale)		
Technique	0.070	(0.106)
Supérieure	0.832**	(0.140)
Taille de l'agglomération (réf : Agglomération parisienne)		
Zone rurale	1.303**	(0.189)
Moins de 20000 habitants	0.400*	(0.182)
Entre 20000 et 100000 habitants	0.158	(0.187)
Plus de 100000 habitants	0.324*	(0.163)
Equation de statut résidentiel		
<i>propriétaire accédant</i>		
Indemnité chômage	-0.269**	(0.088)
Femme	0.214**	(0.082)
Français	0.996**	(0.170)
Remboursement de prêt	-0.538**	(0.089)
Structure familiale (réf : personne seule)		
Couple sans enfants	1.385**	(0.232)
Couple avec enfants	3.030**	(0.254)
Famille monoparentale	1.094**	(0.278)
Autre type de ménage	2.830**	(0.287)

Suite page suivante...

3.4. RÉSULTATS DES ESTIMATIONS

...Suite du tableau 3.5		
Variable	Coefficient	(Écart type)
Âge (réf : moins de 30 ans)		
De 30 à 45 ans	0.690**	(0.102)
De 45 à 50 ans	1.803**	(0.200)
Plus de 50 ans	1.594**	(0.196)
Niveau d'éducation (réf : pas d'études ou générale)		
Technique	0.085	(0.090)
Supérieure	0.518**	(0.134)
Taille de l'agglomération (réf : Agglomération parisienne)		
Zone rurale	2.004**	(0.193)
Moins de 20000 habitants	0.922**	(0.166)
Entre 20000 et 100000 habitants	0.661**	(0.167)
Plus de 100000 habitants	0.406**	(0.152)
Termes d'hétérogénéité		
ν_d^2	1.114**	(0.162)
ν_1^1	-4.937**	(0.643)
ν_1^2	-4.483**	(0.330)
ν_2^1	-6.314**	(0.708)
ν_2^2	-4.670**	(0.296)
$P_1 = P(\nu_d = \nu_d^1, \nu_1 = \nu_1^1, \nu_2 = \nu_2^1)$	0.307**	(0.062)
$P_2 = P(\nu_d = \nu_d^2, \nu_1 = \nu_1^2, \nu_2 = \nu_2^2)$	0.693**	(0.062)
N	45614	
Log-vraisemblance	-15777.806	
$\chi^2_{(59)}$	2518.272	

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

Note : ν_d^1 est normalisé à 0 en raison de la colinéarité avec les termes $\tilde{\gamma}_s$.

L'analyse des coefficients associés aux points de masse met en évidence l'existence d'un groupe d'individus dont les attributs inobservés ($\nu_{d_2} = 0.703$) augmentent la probabilité de retour à l'emploi², le modèle de durée joint indique en outre que ce même groupe a une probabilité plus élevée de faire partie des propriétaires pour des raisons non contrôlées par les variables explicatives. L'ensemble

2. Il convient de noter que ce groupe d'individus représente plus des deux tiers de l'échantillon ($P_2 = 0.703$).

de ces résultats souligne donc l'importance de la prise en compte conjointement de l'endogénéité du statut résidentiel et de l'hétérogénéité inobservée afin d'éviter d'obtenir des résultats biaisés.

Au-delà des déterminants du statut résidentiel et de taux de sortie du chômage, il nous reste à répondre à notre question principale sur les liens existants entre les modes d'occupation du logement et le retour à l'emploi.

Les résultats du tableau 3.5 montrent que le statut de propriétaire de plein droit exerce un effet négatif (mais non significatif) sur la probabilité de retour à l'emploi. Notons également que la diminution du coefficient associé au statut de propriétaire de plein droit lorsque celui-ci est estimé conjointement au processus de sortie du chômage indique que cette variable capte bien dans l'estimation jointe l'effet des caractéristiques inobservables tendant à retarder le retour à l'emploi : un effet de richesse qui serait plus marqué pour des propriétaires de plein droit peut correspondre à cette idée.

Par ailleurs, les résultats du tableau 3.5 mettent en évidence un effet positif et significatif du statut d'accédant sur la probabilité de retour à l'emploi. Selon nos estimations, les accédants à la propriété ont une probabilité instantanée de sortie du chômage supérieure de 12,9%³ à celle des locataires. Ces résultats tendent de nouveau à réfuter *l'hypothèse d'Oswald* et peuvent se justifier en considérant que les propriétaires contraints financièrement ont un coût associé à leur logement supérieur à celui supporté par les locataires. De ce fait, ils sont amenés à intensifier leur recherche d'emploi sur le marché du travail pour sortir plus rapidement du chômage (Rouwendal et al., 2007). On peut également suspecter à l'instar de Böheim et Taylor (1999) que les accédants à la propriété qui subissent des coûts de mobilité plus élevés peuvent plus facilement accepter des distances de déplacement "*domicile-travail*" plus longue dans la quête d'un nouvel emploi. D'autre part,

3. $\exp(0.122) - 1 = 0.129$

ils peuvent également manifester lors de leur recherche d'emploi des salaires de réservation plus bas (Munch et *al.*, 2006).

Toutefois, on peut se demander si les résultats obtenus ne seront pas modifiés en intégrant dans l'analyse économétrique la richesse individuelle, et plus particulièrement, l'épargne de précaution. On propose d'apporter dans la prochaine section un éclairage supplémentaire sur cette question.

3.5 Statut résidentiel, épargne de précaution et durée de chômage

Plusieurs travaux empiriques et théoriques montrent que l'épargne de précaution influence la recherche d'emploi des individus. En utilisant des données anglaises, Stancanelli (1999) montre que le niveau de richesse augmente significativement la durée de chômage. Selon Boemen et Stancanelli (2001), le salaire de réservation d'un chômeur est d'autant plus élevé que son patrimoine est important. Algan et Terracol (2001) confirment ce résultat à partir de données françaises en montrant que le salaire de réservation ainsi que la durée moyenne de chômage sont des fonctions croissantes du stock d'épargne détenu par un chômeur. Ces résultats empiriques semblent donc être en adéquation avec les prédictions de certains modèles de recherche d'emploi (Danfort, 1979 ; Lentz et Tranaes, 2001 ; Algan et *al.*, 2003 ; Ménard, 2006). L'épargne de précaution permet aux chômeurs d'être plus sélectifs dans la prospection d'un emploi : plus elle est élevée, plus le salaire minimal (salaire de réservation) à partir duquel ils acceptent une offre d'emploi est élevé. Par conséquent, la probabilité de retour à l'emploi décroît avec l'épargne de précaution.

L'enjeu de cette section est d'étudier les effets des modes d'occupation du logement et de l'épargne de précaution sur la probabilité de retour à l'emploi.

Dans ce but, nous développons un modèle de durée semi-paramétrique joint. Dans la sous-section suivante, nous présentons l'échantillon retenu pour notre analyse économétrique ainsi que les statistiques descriptives des individus aux chômage.

3.5.1 Présentation de l'échantillon d'étude et analyse descriptive

On utilise pour l'analyse économétrique un sous-échantillon de la base de données présentée dans la section 3.1. Ainsi, on se limite aux chômeurs qui ont déclaré une épargne positive. On ne retient que les chômeurs appartenant à un ménage dont la structure est restée stable au cours de la période, puisque le patrimoine financier dans le *Panel Européen des Ménages* est déclaré au niveau du ménage. On retrouve quatre types d'actifs financiers dans le *Panel Européen des Ménages* : les livrets d'épargne, les valeurs mobilières, l'épargne logement, et les produits d'assurance-vie⁴. Cependant, dans ce chapitre on se concentre essentiellement sur l'assurance fournie par le livret d'épargne. En effet, "*seul le livret d'épargne peut véritablement correspondre à une épargne de précaution contre les risques du marché du travail. Il est suffisamment liquide pour qu'un ménage puisse puiser dans ce stock afin de financer des périodes de chômage*"⁵. Il constitue une épargne de précaution largement plus répandue que les autres types d'actifs dans notre base de données.

Il convient de noter que seules les trois premières vagues de cette enquête sont exploitées. Quant à la variable épargne, elle correspond au montant du li-

4. À chaque vague, le ménage déclare le montant d'actifs possédé actuellement et celui possédé l'année précédente. Chaque actif est classé par 8 tranches : (1) moins de 10 000 francs (1 524 euros), (2) de 10 000 à 30 000 francs (1 524 à 4 573 euros), (3) de 30 000 à 50 000 francs (4 573 à 7 622 euros), (4) de 50 000 à 100 000 francs (7 622 à 15 245 euros), (5) de 100 000 à 250 000 francs (15 245 à 38 112 euros), (6) de 250 000 à 750 000 francs (38 112 à 114 337 euros), (7) de 750 000 à 1 500 000 francs (114 337 à 228 674 euros), (8) 1 500 000 francs et plus (228 674 euros et plus).

5. op cit Algan et Terricol (2001), p 65.

vret d'épargne déclaré lors de l'enquête précédant l'épisode de chômage étudié. Ainsi, les épisodes commencés en 1994 seront expliqués par le stock de richesse déclaré à la fin de l'année 1993 et les épisodes commencés en 1995 et 1996 seront expliqués respectivement par le stock de richesse déclaré à la fin de l'année 1994 et 1995. Cette démarche permet donc d'éviter tout biais d'endogénéité du niveau de richesse par rapport à la durée du chômage. Cependant, le *Panel Européen des Ménages* ne permet pas de fournir d'information sur le stock d'actifs initial détenu au début de l'année 1993. Afin d'éviter le biais d'endogénéité du niveau de richesse par rapport à la durée du chômage de cette période, on exclue de la base de données tous les épisodes de chômage commencés avant 1994.

Notre échantillon final se compose donc de 765 épisodes de chômage, dont 284 (soit 37,12%) sont censurés à droite et 481 (soit 62,88%) débouchent sur une sortie vers l'emploi. Plus de 55% des chômeurs perçoivent des allocations chômage. Leur formation initiale correspond pour près de 49% d'entre eux à un diplôme technique alors qu'ils ne sont plus que 18% à être diplômés de l'enseignement supérieur. L'âge moyen de l'échantillon est de 36,5 ans. Plus de 45% des individus de l'échantillon sont propriétaires, 36,5% d'entre eux effectuant des remboursements d'emprunts liés à leur résidence principale. Enfin, les locataires représentent plus de la moitié de l'échantillon (54,1%). Ces statistiques descriptives sont synthétisées dans le tableau 3.6.

Compte tenu des nécessités de l'analyse économétrique, on distingue trois niveaux d'épargne : le niveau 1 regroupant les chômeurs qui possèdent un livret de niveau bas [(niveau 1 : $0 < \text{Livret} \leq 10\ 000$ Frs) ($0 < \text{Livret} \leq 1\ 520$ euros)], un livret de niveau intermédiaire [(niveau 2 : $10\ 000$ Frs $< \text{Livret} \leq 30\ 000$ Frs) ($1\ 520$ euros $< \text{Livret} \leq 4\ 570$ euros)] et un livret de niveau élevé⁶ [(niveau 3 : Livret

6. Les huit tranches supérieures au niveau 2 sont regroupées en un unique niveau afin de

> 30 000 Frs) (Livret > 4 570 euros)]. Le tableau 3.7 présente donc le niveau moyen de livret d'épargne détenu par l'individu avant un épisode de chômage.

TABLE 3.6 – Présentation statistique de sous-échantillon

Variabes indicatrices	Moyenne	Écart-type
Propriétaires	0.459	0.499
Emprunts en cours	0.365	0.482
Locataires	0.541	0.499
Femme	0.607	0.489
Indemnités chômage	0.565	0.496
Âge		
17-30 ans	0.336	0.473
30-45 ans	0.452	0.498
45-50 ans	0.367	0.482
50-60 ans	0.132	0.339
Diplôme		
Aucun diplôme	0.005	0.072
Etudes générales	0.319	0.466
Etudes techniques	0.49	0.5
Etudes supérieures	0.186	0.389

Source : Panel Européen des Ménages (1994-1996), calculs de l'auteur.

TABLE 3.7 – Niveau moyen de livret d'épargne

Modes d'occupation	Niveau de livret d'épargne	Moyenne	Écart-type
Locataires	Livret de niveau 1	0.579	0.494
	Livret de niveau 2	0.231	0.422
	Livret de niveau 3	0.19	0.392
Propriétaires de plein droit	Livret de niveau 1	0.385	0.49
	Livret de niveau 2	0.205	0.406
	Livret de niveau 3	0.41	0.495
Accédants	Livret de niveau 1	0.502	0.501
	Livret de niveau 2	0.275	0.447
	Livret de niveau 3	0.223	0.417

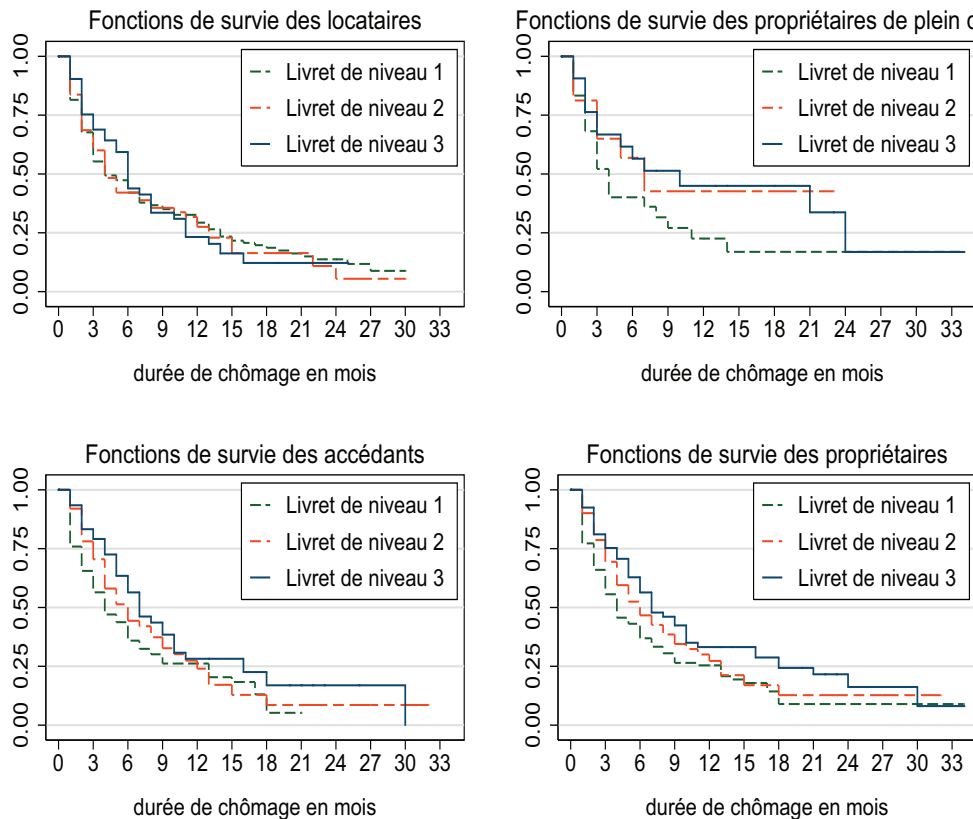
Source : Panel Européen des Ménages (1994-1996), calculs de l'auteur.

comparer des groupes de tailles homogènes.

3.5.2 Analyse non-paramétrique de la fonction de survie

La représentation des fonctions de survie selon les modes d'occupation du logement et le niveau du livret d'épargne permet de constater que la durée des épisodes de chômage des propriétaires augmente avec le stock d'épargne. Ce résultat est vérifié quels que soient les modes d'occupation du logement (Cf. Figure 3.2).

FIGURE 3.2 – Fonctions de survie selon les choix du statut résidentiel et le niveau du livret d'épargne



A titre d'exemple, un propriétaire de plein droit détenant un livret d'épargne de niveau 3 a 56,5% de chance d'être encore au chômage au bout de six mois,

alors que cette probabilité n'est que d'environ 40,11% s'il est détenteur d'un livret d'épargne de niveau 1 (Cf. Tableau 3.8). Concernant un propriétaire accédant ayant un livret d'épargne de niveau 3, sa probabilité d'être au chômage au bout de six mois est également plus élevée (56,41%), que lorsqu'il détient des niveaux du livret d'épargne plus faibles. Il semble donc d'après les estimations non-paramétriques des fonctions de survie que les propriétaires disposant d'un stock d'épargne de précaution élevé manifestent des durées de chômage plus longues. Cependant, ces résultats descriptifs mériteraient d'être confirmés par une analyse économétrique.

TABLE 3.8 – Probabilité de rester au chômage selon les modes d'occupation du logement et le niveau du livret d'épargne

Durée du chômage	Locataires	Accédants	Propriétaires de plein droit
Livret de niveau 1			
3 mois	0.5531	0.5646	0.5214
6 mois	0.4209	0.3591	0.4011
9 mois	0.3506	0.2619	0.2707
12 mois	0.2931	0.2619	0.2256
20 mois	0.1623	0.0524	0.1692
Livret de niveau 2			
3 mois	0.6005	0.7049	0.6500
6 mois	0.4209	0.4435	0.5687
9 mois	0.3562	0.3268	0.4266
12 mois	0.2752	0.2400	0.4266
20 mois	0.1638	0.0857	0.4266
Livret de niveau 3			
3 mois	0.6886	0.7912	0.6678
6 mois	0.4385	0.5641	0.5650
9 mois	0.3353	0.3846	0.5137
12 mois	0.2322	0.2821	0.4495
20 mois	0.1219	0.1692	0.4495

Source : *panel européen des ménages* (1994-1996), calculs de l'auteur.

3.5.3 Modélisation semi-paramétrique jointe

3.5.3.1 Modélisation de la durée du chômage

Pour évaluer l'influence des modes d'occupation du logement et de l'épargne de précaution sur la durée de chômage, l'équation de durée est représentée par un modèle de hasard proportionnel mélangé (*Mixed Proportional Hazard*). Le taux de hasard est défini par :

$$\theta(t|x_t, z_{t1}, z_{t2}, \vartheta_r, \nu_d) = \theta_0(t) \exp(\beta'_d x_t + \delta_1 z_{t1} + \delta_2 z_{t2} + \kappa_r \vartheta_r + \nu_d) \quad (3.12)$$

où t est la durée de chômage, $\theta_0(t)$ représente le hasard de base, x_t est un vecteur de covariables exogènes dont la valeur peut évoluer dans le temps, β'_d est un vecteur de paramètres à estimer, z_{t1} et z_{t2} sont deux variables indicatrices représentant respectivement le statut de propriétaire de plein droit et celui de propriétaire accédant, ν_d est une variable aléatoire représentant les caractéristiques individuelles inobservées affectant le taux de hasard, et ϑ_r est une variable indicatrice pour chaque niveau du livret d'épargne. L'impact du stock d'épargne sur la fonction de hasard est représenté par le paramètre κ_r . Si l'épisode de chômage est censuré à droite, la fonction de survie dans l'état de chômage est alors définie par :

$$S(t|x_t, z_{t1}, z_{t2}, \vartheta_r, \nu_d) = \exp\left(-\int_0^t \theta(\tau|x_\tau, z_{\tau1}, z_{\tau2}, \vartheta_r, \nu_d) d\tau\right) \quad (3.13)$$

3.5.3.2 Paramétrisation du modèle

Comme les données dont nous disposons sont de nature discrète, et afin de s'affranchir d'hypothèses sur la forme du risque de base $\theta_0(t)$, nous optons pour une modélisation semi-paramétrique du hasard⁷.

7. Voir l'annexe C pour plus de détails.

La fonction du hasard durant l'intervalle I_t est :

$$\theta(t|x_t, z_{t1}, z_{t2}, \vartheta_r, \nu_d) = 1 - \exp[-\exp(\beta'_d x_t + \delta_1 z_{t1} + \delta_2 z_{t2} + \kappa_r \vartheta_r + \gamma_t + \nu_d)] \quad (3.14)$$

$$\text{où } \gamma_t = \ln \left(\int_{t-1}^t \theta_0(\tau) d\tau \right)$$

La fonction de survie dans l'état de chômage durant l'intervalle I_t est donc :

$$\begin{aligned} S(t|x_t, z_{t1}, z_{t2}, \vartheta_r, \nu_d) &= \exp\left(-\int_0^t \theta(\tau|x_\tau, z_{\tau1}, z_{\tau2}, \vartheta_r, \nu_d) d\tau\right) \\ &= \prod_{s=1}^t \exp[-\exp(\beta'_d x_s + \delta_1 z_{s1} + \delta_2 z_{s2} + \kappa_r \vartheta_r + \gamma_s + \nu_d)] \\ &= \exp\left[-\sum_{s=1}^t \exp(\beta'_d x_s + \delta_1 z_{s1} + \delta_2 z_{s2} + \kappa_r \vartheta_r + \gamma_s + \nu_d)\right] \end{aligned}$$

3.5.3.3 Modélisation du statut résidentiel

On suppose que les probabilités des modes d'occupation du logement peuvent être caractérisées par le modèle logit multinomial suivant :

$$\begin{aligned} P_k(x_t, \vartheta_r, \nu_1, \nu_2) &= P(y_t = k|x_t, \vartheta_r, \nu_1, \nu_2) \\ &= \frac{\exp(\beta'_k x_t + \kappa_{rk} \vartheta_r + \nu_k)}{1 + \exp(\beta'_1 x_t + \kappa_{r1} \vartheta_r + \nu_1) + \exp(\beta'_2 x_t + \kappa_{r2} \vartheta_r + \nu_2)} \end{aligned} \quad (3.15)$$

avec $k = 1, 2$ et $y_t = 3 - 2z_{t1} - z_{t2}$. k qui vaut 1 si le chômeur est propriétaire de plein droit de son logement en t et 2 s'il en est accédant à la propriété. x_t est un ensemble de caractéristiques observables variant éventuellement avec le temps, ν_k est une variable aléatoire indépendante de x_t représentant les caractéristiques inobservées affectant les choix résidentiels, et ϑ_r est une variable indicatrice pour chaque niveau du livret d'épargne.

La fonction de vraisemblance individuelle, inconditionnelle aux termes d'hé-

térogénéité inobservée s'écrit :

$$L^i = \int_{\nu_d} \int_{\nu_1} \int_{\nu_2} \left\{ \begin{array}{l} \left[\frac{\theta(t|x_t, z_{t1}, z_{t2}, \vartheta_r, \nu_d)}{1 - \theta(t|x_t, z_{t1}, z_{t2}, \vartheta_r, \nu_d)} \right]^{\delta_i} \left[S(t|x_t, z_{t1}, z_{t2}, \vartheta_r, \nu_d) \right] \\ \left[P_1(x_t, \vartheta_r, \nu_1, \nu_2)^{z_{1ti}} P_2(x_t, \vartheta_r, \nu_1, \nu_2)^{z_{2ti}} \right] \\ \left[1 - P_1(x_t, \vartheta_r, \nu_1, \nu_2) - P_2(x_t, \vartheta_r, \nu_1, \nu_2) \right]^{1 - z_{1ti} - z_{2ti}} \end{array} \right\} dF(\nu_d, \nu_1, \nu_2)$$

où δ_i est une variable indicatrice prenant la valeur 1 si l'épisode de chômage durant l'intervalle I_t est complet, et 0 sinon (c'est-à-dire censuré à droite). $F(\nu_d, \nu_1, \nu_2)$ représente la distribution jointe des caractéristiques inobservées ν_d , ν_1 , et ν_2 , qu'il est nécessaire de spécifier pour obtenir la fonction de vraisemblance inconditionnelle de l'échantillon. Nous optons donc pour une spécification non-paramétrique de la distribution de paramètres d'hétérogénéité. On suppose à l'instar de Belzil et Hansen (2002), que les individus sont répartis selon une probabilité p_m en m groupes particuliers définis par un vecteur de points de support $\nu_m = (\nu_d^m, \nu_1^m, \nu_2^m)$, avec $P_m = Pr(\nu_d = \nu_d^m, \nu_1 = \nu_1^m, \nu_2 = \nu_2^m)$. Comme précédemment, nous fixons le nombre de points de support des termes d'hétérogénéité inobservée à deux, avec la normalisation de ν_d^1 (i.e., $\nu_d^1 = 0$), et nous adoptons une spécification logistique pour les probabilités p_m , d'où : $P_1 = \frac{1}{1 + \exp(\bar{p}_2)}$ et $P_2 = \frac{\exp(\bar{p}_2)}{1 + \exp(\bar{p}_2)}$.

La fonction de vraisemblance individuelle, inconditionnelle aux termes d'hétérogénéité inobservée devient alors :

$$L^i = \sum_{m=1}^2 P_m \left\{ \begin{array}{l} \left[\frac{\theta(t|x_t, z_{t1}, z_{t2}, \vartheta_r, \nu_d^m)}{1 - \theta(t|x_t, z_{t1}, z_{t2}, \vartheta_r, \nu_d^m)} \right]^{\delta_i} \left[S(t|x_t, z_{t1}, z_{t2}, \vartheta_r, \nu_d^m) \right] \\ \left[P_1(x_t, \vartheta_r, \nu_1^m, \nu_2^m)^{z_{1ti}} P_2(x_t, \vartheta_r, \nu_1^m, \nu_2^m)^{z_{2ti}} \right] \\ \left[1 - P_1(x_t, \vartheta_r, \nu_1^m, \nu_2^m) - P_2(x_t, \vartheta_r, \nu_1^m, \nu_2^m) \right]^{1 - z_{1ti} - z_{2ti}} \end{array} \right\} \quad (3.16)$$

La fonction de log-vraisemblance de notre échantillon s'écrit donc :

$$\mathcal{L} = \sum_{i=1}^N \ln \left(\sum_{m=1}^2 P_m \left\{ \begin{array}{l} \left[\frac{\theta(t|x_t, z_{t1}, z_{t2}, \vartheta_r, \nu_d^m)}{1 - \theta(t|x_t, z_{t1}, z_{t2}, \vartheta_r, \nu_d^m)} \right]^{\delta_i} \left[S(t|x_t, z_{t1}, z_{t2}, \vartheta_r, \nu_d^m) \right] \\ \left[P_1(x_t, \vartheta_r, \nu_1^m, \nu_2^m)^{z_{1ti}} P_2(x_t, \vartheta_r, \nu_1^m, \nu_2^m)^{z_{2ti}} \right] \\ \left[1 - P_1(x_t, \vartheta_r, \nu_1^m, \nu_2^m) - P_2(x_t, \vartheta_r, \nu_1^m, \nu_2^m) \right]^{1 - z_{1ti} - z_{2ti}} \end{array} \right\} \right) \quad (3.17)$$

3.6 Résultats

Les variables introduites dans l'équation de durée des épisodes de chômage comprennent le sexe de l'individu, une indicatrice de perception d'une allocation chômage, de classe d'âge à laquelle appartient l'individu, ainsi que des variables indicatrices de leur niveau d'éducation. On introduit également des variables indicatrices pour chaque niveau du livret d'épargne. La variable indicatrice du niveau 2 est égale à un si le chômeur détient ce niveau d'actifs et à zéro autrement, et ainsi de suite. On estime alors l'impact d'un accroissement sur la fonction de hasard selon que cet accroissement consiste en un passage du niveau 1 de référence vers le niveau 2 ou vers le niveau 3.

Spécification du hasard de base

La spécification constante par morceaux retenue ici a un hasard de base constant dans les intervalles de temps définis comme suit ($\tilde{\gamma}_s, s = 1 \dots 5$) : $\tilde{\gamma}_1 \times 1_{\{t \leq 3\}}$, $\tilde{\gamma}_2 \times 1_{\{3 < t \leq 6\}}$, $\tilde{\gamma}_3 \times 1_{\{6 < t \leq 12\}}$, $\tilde{\gamma}_4 \times 1_{\{12 < t \leq 24\}}$, $\tilde{\gamma}_5 \times 1_{\{t > 24\}}$, où $1_{\{\cdot\}}$ est la fonction indicatrice prenant la valeur 1 si l'expression entre crochets est vrai, 0 sinon.

Les deux équations de statut résidentiel contiennent les mêmes variables de sexe, de perception d'allocation chômage, de niveau d'étude et de classe d'âge. L'impact du stock d'épargne sur les modes d'occupation du logement est estimé à l'aide de variables représentant le livret d'épargne de niveau 2 et de niveau 3.

3.6. RÉSULTATS

Comme dans la sous-section 2.3.3 du chapitre 2, l'identification de l'effet causal de la propriété immobilière est assurée ici par les épisodes multiples. Le tableau 3.9 présente les résultats du modèle semi-paramétrique joint, endogénéisant les choix résidentiels, et dont la vraisemblance est donnée par l'équation 3.17.

TABLE 3.9 – Modèle semi-paramétrique joint

Variable	Coefficient	(Écart type)
Equation de durée		
Dépendance temporelle		
$\tilde{\gamma}_1$	-1.460**	(0.180)
$\tilde{\gamma}_2$	-1.681**	(0.180)
$\tilde{\gamma}_3$	-1.956**	(0.211)
$\tilde{\gamma}_4$	-2.160**	(0.246)
$\tilde{\gamma}_5$	-1.820**	(0.209)
Statut résidentiel(réf : locataire)		
Propriétaire de plein droit	-1.061**	(0.316)
Propriétaire accédant	1.319**	(0.307)
Livret d'épargne(réf : Niveau 1)		
Niveau 2	-0.042	(0.132)
Niveau 3	-0.175 [†]	(0.101)
Indemnité chômage	-0.201 [†]	(0.110)
Femme	-0.405**	(0.106)
Âge (réf : moins de 30 ans)		
De 30 à 45 ans	-0.211 [†]	(0.116)
De 45 à 50 ans	-0.233 [†]	(0.125)
Plus de 50 ans	-0.401*	(0.193)
Niveau d'éducation (réf : pas d'études ou générale)		
Technique	0.158	(0.124)
Supérieure	0.149	(0.150)
Equation de statut résidentiel		
<i>propriétaire de plein droit</i>		
Livret d'épargne(réf : Niveau 1)		
Niveau 2	0.625	(0.520)
Niveau 3	1.593**	(0.540)
Indemnité chômage	0.303	(0.431)
Femme	-0.381	(0.405)

Suite page suivante...

...Suite du tableau 3.9		
Variable	Coefficient	(Écart type)
Âge (réf : moins de 30 ans)		
De 30 à 45 ans	0.739	(0.588)
De 45 à 50 ans	1.074	(0.659)
Plus de 50 ans	5.108**	(1.294)
Niveau d'éducation (réf : pas d'études ou générale)		
Technique	0.081	(0.423)
Supérieure	0.179	(0.651)
Equation de statut résidentiel		
<i>propriétaire accédant</i>		
Livret d'épargne (réf : Niveau 1)		
Niveau 2	0.599**	(0.211)
Niveau 3	0.744**	(0.240)
Indemnité chômage	-0.145	(0.176)
Femme	0.571**	(0.183)
Âge (réf : moins de 30 ans)		
De 30 à 45 ans	0.396 [†]	(0.205)
De 45 à 50 ans	1.543**	(0.206)
Plus de 50 ans	1.479**	(0.330)
Niveau d'éducation (réf : pas d'études ou générale)		
Technique	0.345 [†]	(0.203)
Supérieure	0.341	(0.259)
Termes d'hétérogénéité		
ν_{d_2}	1.945**	(0.366)
ν_1^1	-5.777**	(1.457)
ν_1^2	-1.127 [†]	(0.671)
ν_2^1	-2.163**	(0.296)
ν_2^2	-2.227*	(0.943)
$P_1 = Pr(\nu_d = \nu_d^1, \nu_1 = \nu_1^1, \nu_2 = \nu_2^1)$	0.868**	(0.044)
$P_2 = Pr(\nu_d = \nu_d^2, \nu_1 = \nu_1^2, \nu_2 = \nu_2^2)$	0.132**	(0.044)
N	4287	
Log-vraisemblance	-2000.175	
$\chi^2_{(34)}$	1448.85	

Seuils de significativité : † : 10% * : 5% ** : 1%
 Note : ν_d^1 est normalisé à 0 en raison de la colinéarité avec les termes $\tilde{\gamma}_s$.

Comme dans la section précédente, nous commencerons par regarder brièvement les déterminants des modes d'occupation du logement et de taux de sortie du chômage. Puis, nous analyserons précisément les effets de l'épargne de précaution et des modes d'occupation du logement sur la probabilité de retour à l'emploi. Cependant, il convient de noter que l'échantillon utilisé ne comprend que les individus possédant un stock d'épargne positif. Les résultats doivent donc être interprétés dans le cadre de cette population particulière, et non dans le cadre de la population des chômeurs en général.

Les résultats du tableau 3.9 montrent que la plupart des variables explicatives des modes d'occupation du logement présentent les signes attendus. Ainsi, la probabilité d'être propriétaire de plein droit augmente avec l'âge des individus. Le fait d'être une femme ou de percevoir des indemnités de chômage ne semblent pas avoir d'effet significatif sur cette probabilité. Les individus titulaires d'un diplôme de l'enseignement supérieur sont les seuls à avoir relativement plus de chances d'être propriétaires de plein droit que ceux qui n'ont aucun diplôme. Enfin, l'épargne de précaution sous forme de livret affecte positivement et significativement la probabilité d'être propriétaire de plein droit, mais uniquement à partir d'un niveau d'actifs supérieur à 30 000 francs (soit 4573,47 euros).

Si l'on s'intéresse maintenant à l'équation des accédants (Cf. Tableau 3.9), on constate que la probabilité d'être accédant est plus élevée pour les femmes que pour les hommes, et augmente à la fois avec le niveau d'éducation et avec l'âge. Cependant, la perception d'une allocation chômage ne semble pas avoir d'effet significatif sur l'accès à la propriété. Enfin, les individus disposant d'un niveau d'épargne important sont les plus susceptibles d'accéder à la propriété immobilière.

La plupart des variables explicatives du taux de sortie du chômage ont les signes attendus et on retrouve des résultats assez proches de ceux obtenus dans

la section précédente. Ainsi, *toutes choses étant égales par ailleurs*, les femmes ont des taux de transition vers l'emploi significativement plus faibles que les hommes.

Les effets des variables d'âge sont également en conformité avec les attentes : la probabilité de retour à l'emploi diminue significativement avec l'âge des chômeurs. L'effet le plus marqué concerne les chômeurs âgés de plus de 50 ans, qui voient leur taux de hasard se réduire significativement d'environ 33%, suivis par les demandeurs d'emploi âgés de 45 à 50 ans dont le taux de hasard est réduit de près de 20.8%. Cependant, on ne constate aucun effet statistiquement significatif de niveau d'éducation sur le taux de hasard, mais les coefficients indiquent néanmoins une augmentation de la probabilité de retour à l'emploi avec le niveau d'études. Enfin, les valeurs négatives des paramètres de la fonction de hasard de base, quelle que soit la période, indiquent que la durée passée au chômage réduit la probabilité d'en sortir.

Les coefficients associés aux niveaux du livret d'épargne sont tous négatifs. Cela confirme donc que la détention d'un livret d'épargne joue à la baisse sur la probabilité instantanée de sortie du chômage. De plus, cette baisse est d'autant plus accentuée que le montant de l'épargne correspondante est élevé, comme le montrent les coefficients respectifs des indicatrices d'un passage du niveau 1 au niveau 2, et du niveau 1 au niveau 3. Néanmoins, cette influence n'est statistiquement significative qu'à partir d'un passage du niveau 1 vers le niveau 3, le taux de hasard diminue alors de 16,06%. Ce chiffre est proche de celui associé à l'impact des allocations chômage : la perception d'une allocation réduit d'environ 18,21% la probabilité instantanée de sortie du chômage. L'épargne de précaution sous forme de livret affecte donc positivement la durée des épisodes du chômage, mais uniquement à partir d'un niveau d'actifs supérieur à 30 000 francs (soit 4573,47 euros)⁸.

8. Un résultat analogue a été mis en avant par Algan et Terracol (2001) à partir de données françaises.

Les résultats du tableau 3.9, permettent d’apporter un éclairage supplémentaire sur les durées de chômage des propriétaires. D’une part, les propriétaires contraints financièrement ont des durées de chômage plus courtes que celles des locataires. D’autre part, les propriétaires de plein droit sont caractérisés par des durées de chômage plus longues. Ces résultats confirment donc l’importance de dissocier ces deux catégories de propriétaires. En effet, les propriétaires de plein droit au chômage ne sont plus contraints financièrement. Leur épargne de précaution leur garantit un niveau de consommation supérieur à celui des locataires. C’est la raison pour laquelle, leur taux de retour à l’emploi est faible. Tandis que, les accédants à la propriété au chômage sont les individus qui subissaient le plus des contraintes financières. Leur épargne de précaution est leur seule source de revenu pour rembourser leur emprunt, de ce fait, ils sont amenés à intensifier leur recherche d’emploi sur le marché du travail pour sortir plus rapidement du chômage (Rouwendal et *al.*, 2007).

3.7 Conclusion du chapitre

Dans ce chapitre, nous avons analysé l’impact des modes d’occupation du logement sur la durée des épisodes de chômage en estimant, à partir de données françaises du *Panel Européen des Ménages*, des modèles de durée en temps discret.

Les estimations des modèles de durée, endogénéisant les modes d’occupation du logement, permettent d’apporter un éclairage supplémentaire sur la durée des épisodes de chômage des propriétaires. D’une part, les propriétaires contraints financièrement manifestent des durées de chômage plus courtes que celles des locataires. Cela peut s’expliquer par un effort de recherche d’emploi plus intensif ou bien par une diminution de leur salaire de réservation afin de sortir plus rapidement du chômage, notamment en période d’endettement et aussi en vue de

conserver leur bien immobilier. D'autre part, les propriétaires de plein droit sont caractérisés par des durées de chômage plus longues, qui peuvent s'expliquer par un comportement de recherche moins intensif lié à un effet de richesse.

Finalement, *l'hypothèse d'Oswald* n'est pas vérifiée dans le cas français dans le sens où les propriétaires sont caractérisés par des durées de chômage plus longues que celles des locataires. En effet, nos résultats empiriques montrent que la prise en compte des situations d'endettement d'une partie des propriétaires permet de relativiser l'hypothèse d'un effet défavorable de la propriété immobilière sur le marché du travail.

Ces résultats empiriques permettent d'entrevoir plusieurs pistes de prolongement à notre étude et pourraient être complétés par une prise en compte plus poussée des comportements des propriétaires et des locataires dans la recherche d'emploi, notamment à l'égard des contraintes spatiales supportées dans la recherche, afin d'analyser les liens entre localisation résidentielle, coûts de mobilité et trajectoire sur le marché du travail. À ce titre un modèle à agents hétérogènes intégrant ces divers éléments serait susceptible d'apporter une réponse plus robuste encore à *l'hypothèse d'Oswald*. Il sera ainsi possible d'analyser les effets des politiques du logement sur la probabilité de retour à l'emploi et la mobilité des individus.

Chapitre 4

Statut résidentiel et retour à l'emploi
dans un modèle à agents hétérogènes :
effet mobilité ou effet richesse ?

4.1 Introduction

L'objectif de ce chapitre est d'analyser les effets du statut résidentiel et des politiques du logement sur les taux de retour à l'emploi, en considérant comment le niveau de richesse et les coûts de transaction affectent la mobilité des chômeurs et des travailleurs. L'argument d'une moindre mobilité est souvent avancé pour justifier des durées moyennes de chômage plus élevées pour les propriétaires (Oswald, 1999). Une autre raison peut être attribuée aux taxes liées à l'acquisition d'un logement qui réduisent les incitations à devenir propriétaire et sont un frein à la mobilité. De fait, une part importante des coûts de mobilité des propriétaires en France et dans la plupart des pays de l'OCDE est d'ordre institutionnel (van Ommeren et *al.*, 2005 ; Andrews et *al.*, 2011). Il s'agit, pour l'essentiel, des taxes supportées par les ménages lors de l'acquisition d'un nouveau logement. Ce ne serait donc pas le propriété du logement qui serait responsable du faible taux de retour à l'emploi des propriétaires, mais la fiscalité associée à ce statut (Andrews et *al.*, 2011).

Pour comprendre les raisons qui limitent la mobilité et le retour à l'emploi des propriétaires, il faut donc considérer les mécanismes sous-jacents à l'accession à la propriété immobilière. En effet, on ne peut négliger l'importance du rôle que jouent les marchés financiers dans l'accès à la propriété et donc sur la mobilité des individus (Gobillon et Le Blanc, 2003). Si l'on suppose que les marchés financiers sont parfaits alors les agents peuvent acquérir et changer de propriété sans contrainte. En revanche, l'existence d'une contrainte d'endettement (un apport personnel minimum pour avoir accès à un emprunt) et l'obligation de rembourser affectent la mobilité des agents et leurs décisions de recherche d'emploi (Ménard et Sellem, 2008).

De nombreux travaux théoriques ont mis en évidence l'effet négatif de la richesse sur le taux de retour à l'emploi : les individus possédant un stock d'actifs financiers important peuvent lisser plus facilement leur consommation et rester au chômage plus longtemps en vue d'obtenir une proposition d'emploi plus intéressante (voir par exemple, Danfort, 1979 ; Lentz et Tranaes, 2001 ; Algan *et al.*, 2003 ; Ménard, 2006). Le faible taux de retour à l'emploi des propriétaires peut donc être la conséquence d'un effet richesse. En effet, contrairement aux locataires, les propriétaires de plein droit (*i*) disposent d'un patrimoine et (*ii*) ne sont pas dans l'obligation de payer un loyer. Ils peuvent ainsi lisser leur revenu plus facilement que les locataires. Cela est d'autant plus vrai pour les propriétaires au chômage, pour lesquels les durées de chômage plus longues¹ ne seraient alors que la conséquence d'une meilleure assurance contre les fluctuations de revenu sur le marché du travail. La réduction du nombre de propriétaires, même si elle réduit le taux de chômage, ne serait donc pas nécessairement optimale puisqu'elle conduirait à fragiliser les ménages face aux risques de perte d'emploi (Bouayad-Agha *et al.*, 2010).

Dans ce chapitre, nous proposons un modèle à agents hétérogènes qui, contrairement aux modèles à agent représentatif, permet d'endogénéiser le niveau de richesse des individus. Ainsi, il devient possible d'analyser les effets des politiques économiques sur les distributions de patrimoine et les comportements d'accumulation. Dans leurs travaux fondateurs, Aiyagari (1994) et Hugett (1997) montrent que l'hétérogénéité des richesses et l'existence de contraintes d'endettement sont à l'origine d'autres types d'hétérogénéité². Pour étudier les comportements d'épargne des ménages en fonction de la liquidité de leur logement, Joseph

1. Voir les résultats économétriques du chapitre 3.

2. Voir, Davies et Shorrocks (1999) pour une présentation détaillée des différentes questions portant sur l'hétérogénéité des richesses.

et al. (2003) utilisent un modèle à agents hétérogènes. Pour étudier les interactions entre assurance chômage et taux de reprise d'emploi, Hansen et Imrohoroglu (1992), Acemoglu et Shimer (2000), Algan *et al.* (2004), puis Ménard (2006) utilisent aussi des modèles à agents hétérogènes. Cependant, contrairement à notre modèle, ces études théoriques considèrent que les agents ne possèdent qu'un seul type d'actif financier et ne cherchent un travail que dans un seul bassin d'emploi. Nous proposons donc une modélisation dans laquelle les agents doivent *(i)* choisir leur niveau optimal d'épargne à chaque période afin de se protéger des risques de baisse de leur revenu, *(ii)* choisir leur niveau optimal d'effort pour conserver leur emploi ou en trouver un et *(iii)* choisir leur statut résidentiel optimal, leur ville de résidence et leur mode d'occupation (propriétaire ou locataire). Cette approche nous permet alors d'analyser les conséquences des politiques économiques sur la constitution du patrimoine immobilier (le nombre de propriétaires dans l'économie) ainsi que sur la mobilité des individus.

Dans la section suivante, nous présentons le modèle. La section trois expose la calibration. La quatrième section cherche à identifier les causes de la moindre mobilité et du plus faible taux de retour à l'emploi des propriétaires. Enfin, la dernière section nous permet de conclure.

4.2 Présentation du modèle

Dans ce chapitre, nous considérons une économie composée de deux villes A et B. A chaque instant, un individu peut choisir d'être propriétaire ou locataire dans une de ces deux villes. Le locataire doit s'acquitter d'un loyer alors que le propriétaire doit acheter son logement si sa contrainte d'endettement lui permet. Par ailleurs, cette économie est caractérisée par un risque sur le marché du travail. Durant sa vie, un travailleur connaît des périodes d'emploi et de chô-

mage. Lorsqu'il est chômage et qu'un emploi lui est proposé dans une autre ville que la sienne, il peut choisir de refuser l'emploi, de l'accepter sans déménager et payer des coûts de transport à chaque période ou bien de déménager et payer des coûts de déménagement (frais de déménagement, frais de dossier dans une agence immobilière pour un locataire, frais d'enregistrement et de mutation pour un propriétaire).

4.2.1 Les préférences des agents

Nous considérons un agent dont l'espérance de vie est limitée à T périodes. Durant sa vie, un individu reste sur le marché du travail pendant T_w périodes en moyenne avant de devenir retraité. L'espérance de la durée de retraite dans cette économie est égale à :

$$E(T_r) = E(T) - E(T_w)$$

L'objectif d'un agent est la maximisation de son espérance d'utilité intertemporelle qui s'écrit :

$$E_o \sum_{t=0}^T \beta^t U(c_t, e_t) = E_o \sum_{t=0}^T \beta^t [u(c_t) - e_t]$$

où $0 < \beta < 1$ est le facteur d'escompte psychologique, c_t est la consommation à la date t , e_t est l'effort de recherche d'emploi lorsque l'agent est chômeur³. $u(\cdot)$ est l'utilité instantanée d'un agent. Cette fonction est de type CRRA, croissante, deux fois différentiable et strictement concave avec $u'(0) = \infty$.

$$u(c_t) = \frac{c_t^{1-\sigma} - 1}{1-\sigma} + \theta$$

3. L'effort de recherche d'un employé est supposé nul.

où σ est l'aversion au risque et θ la préférence des agents pour la propriété. Nous supposons en effet que les individus ont une préférence psychologique pour la propriété ce qui signifie que $\theta = 0$ pour les locataires et $\theta > 0$ pour les propriétaires.

4.2.2 Statut résidentiel, coûts de mobilité et de transaction

Nous considérons une économie composée de deux villes A et B, se caractérisant par huit statuts résidentiels : (1) propriétaire dans la ville A, (2) propriétaire dans la ville B, (3) locataire dans la ville A, (4) locataire dans la ville B, (5) nouveau propriétaire dans la ville A, (6) nouveau propriétaire dans la ville B, (7) nouveau locataire dans la ville A et (8) nouveau locataire dans la ville B. Les statuts 5 à 8 caractérisent les ménages en cours de déménagement et sont des statuts provisoires qu'il ne faut pas confondre avec les accédants à la propriété qui remboursent un emprunt immobilier et ont déjà payé le coût de leur déménagement.

Nous supposons l'existence de deux types de coûts de mobilité : les coûts de déménagement et ceux de transport. Si l'individu décide de devenir propriétaire, il doit s'acquitter d'une taxe égale à $\eta_p\%$ de la valeur de son logement. Autrement dit, le nouveau propriétaire paie un coût de mobilité égal à $\chi_p = \eta_p H$. S'il décide de devenir locataire, il paie seulement le coût de mobilité χ_l . Ces coûts de mobilité associés au déménagement ne sont supportés que durant la période de changement de résidence. Évidemment, un employé n'est pas dans l'obligation de déménager dans la ville où il travaille. Dans ce cas, pour chaque période, il doit payer des frais de transport pour se rendre sur son lieu de travail. Ces coûts de transport sont notés $c = \bar{c}$.

4.2.3 Risques sur le marché du travail

Sur le marché du travail, un agent peut être employé ou chômeur. Les transitions du statut de chômeur à celui d'employé sont endogènes et dépendent de l'effort de recherche des agents. L'effort de recherche d'un emploi⁴ dans la ville i' ($i' = A, B$), par un individu de statut résidentiel j ($j = p$ pour les propriétaires et $j = l$ pour les locataires) dans la ville i ($i = A, B$) est noté :

$$e_{i'}^{ji}(a)$$

où a est le stock d'actifs financiers. La probabilité d'obtenir un emploi en i' pour un chômeur ayant le statut résidentiel j dans la ville i s'écrit alors :

$$\pi_{i'}^{ji}(a) = \frac{1}{2} \left(1 - \exp(-\gamma_{i'} e_{i'}^{ji}(a)) \right)$$

avec γ un paramètre à calibrer mesurant la réactivité de la probabilité d'obtenir une offre d'emploi à l'effort de recherche.

La probabilité pour un employé de conserver son emploi est exogène et notée s . Sur le marché du travail, la probabilité de devenir retraité est notée $\lambda_r = \frac{1}{T_r}$ et la probabilité de mourir pour un retraité est égale à $\lambda_m = \frac{1}{T_m}$. On note p_r le montant de la retraite. Pour être en mesure de définir un cadre simple permettant d'expliquer l'accession à la propriété nous considérons qu'il n'existe pas d'héritage : quand un individu meurt, un autre naît sous le statut d'employé locataire sans actifs financiers. Cette hypothèse simplificatrice peut se justifier par le fait que les individus n'héritent généralement pas de leur parent au moment de leur entrée sur le marché du travail et que l'accès au premier logement est conditionné par l'obtention d'un premier emploi.⁵

4. L'effort de recherche optimal est dérivé des équations de Bellman dans la section 4.2.6.

5. Selon l'enquête logement 2002, l'âge moyen de la personne de référence des ménages ayant

4.2.4 Revenus des ménages, comportement d'épargne et contrainte d'endettement

4.2.4.1 Les revenus

Les revenus nets des ménages dépendent de leur statut sur le marché du travail et de leur statut résidentiel. Lorsqu'il travaille un agent est payé w . En cas de licenciement, un agent reçoit une allocation chômage d'un montant égal à b . Cette allocation est versée à tous les chômeurs pendant une durée non limitée et est la même dans les deux villes.⁶

Pour déterminer le niveau des revenus nets, il faut soustraire à ces revenus bruts le coût du logement (loyer κ pour les locataires, et les coûts d'entretien du logement φ et taxe foncière ϱ_f pour les propriétaires) et les frais de mobilité (frais de déménagement et coûts de transport). Par ailleurs, les accédants à la propriété remboursent leur emprunt. Cependant, dans notre modèle, ce remboursement n'affecte pas la consommation des ménages à travers le montant des revenus nets, mais en modifiant les comportements d'épargne des ménages pris en compte dans la contrainte de liquidité. Nous avons donc les revenus nets suivants :

recours au crédit pour accéder à la propriété est de 39 ans, alors que celui des ménages achetant au comptant est de 60 ans et celui des propriétaires par héritage ou donation est de 47 ans. En effet pour obtenir une distribution de patrimoine par âge conforme aux faits stylisés, ainsi que pour expliquer la stratégie d'épargne d'agents, nous considérons que les individus naissent son héritage. Il convient de noter également que cette hypothèse ne modifie pas le calcul de l'équilibre dans la mesure où les entreprises, et donc la contrepartie productive du capital, n'est pas modélisée.

6. Cette hypothèse de non dégressivité des allocations chômage est standard dans la littérature bien que contraire aux faits constatés dans la plupart des pays. On peut ainsi utiliser les indicateurs synthétiques de ratio de remplacement qui permettent d'apprécier la générosité globale des systèmes d'assurance chômage de chaque pays. Comme il est précisé dans la section 3, nous utilisons les estimations de l'OCDE réalisées par Martin (1996). Le lecteur peut également s'intéresser aux travaux de Pallage, Scruggs et Zimmermann (2008).

Pour un propriétaire dans la ville i travaillant dans la ville i' :

$$Y_{ei'}^{pi} = w - \varrho_f - \varphi - c$$

avec c le coût de transport égal à 0 si $i = i'$ et à $c = \bar{c}$ si $i \neq i'$.

Pour un propriétaire dans la ville i au chômage.

$$Y_u^{pi} = b - \varrho_f - \varphi$$

Pour un locataire dans la ville i travaillant dans la ville i' :

$$Y_{ei'}^{li} = w - \kappa - c$$

avec c le coût de transport égal à 0 si $i = i'$ et à $c = \bar{c}$ si $i \neq i'$.

Pour un locataire dans la ville i au chômage.

$$Y_u^{li} = b + \omega_l - \kappa$$

avec ω_l l'allocation logement versée uniquement aux locataires au chômage.

Pour un nouveau propriétaire dans la ville i travaillant dans la ville i' :

$$\hat{Y}_{ei'}^{pi} = w - \varrho_f - \varphi - c - \chi_p$$

avec c le coût de transport égal à 0 si $i = i'$ et à $c = \bar{c}$ si $i \neq i'$.

Pour un nouveau propriétaire dans la ville i au chômage.

$$\hat{Y}_u^{pi} = b - \varrho_f - \varphi - \chi_p$$

Pour un nouveau locataire dans la ville i travaillant dans la ville i' :

$$\hat{Y}_{ei'}^{li} = w - \kappa - c - \chi_l$$

avec c le coût de transport égal à 0 si $i = i'$ et à $c = \bar{c}$ si $i \neq i'$.

Pour un nouveau locataire dans la ville i au chômage.

$$\hat{Y}_u^{li} = b + \omega_l - \kappa - \chi_l$$

4.2.4.2 Comportement d'épargne et contrainte d'endettement

Les ménages ont la possibilité d'épargner pour (i) se protéger des fluctuations de revenu, (ii) pour accéder à la propriété et (iii) pour préparer leur retraite. Leur trajectoire sur le marché du travail influence donc leur statut résidentiel. En effet, un individu dont le parcours professionnel comporte peu de périodes de chômage dispose d'un stock d'actifs financiers lui permettant d'accéder rapidement à la propriété. Inversement, un propriétaire au chômage depuis plusieurs périodes peut être contraint de vendre son bien immobilier afin de maintenir son niveau de consommation. Comme les banques refusent de financer les périodes de chômage des individus seuls (sans collatéraux) et imposent un apport personnel financier aux ménages souhaitant emprunter afin d'accéder à la propriété, nous considérons que les agents sont soumis à des contraintes d'endettement telles que leur patrimoine doit se situer au-delà d'un certain seuil. Nous supposons donc qu'un locataire ne peut pas s'endetter et que la capacité d'endettement d'un propriétaire est indexée sur la valeur de son bien immobilier. Ainsi, le patrimoine d'un propriétaire (valeur du bien immobilier et stock d'actifs financiers) ne peut être inférieur à un seuil KP indexé à la valeur de son bien immobilier. Ce seuil correspond à l'apport personnel nécessaire pour accéder à un emprunt.

La valeur d'un bien immobilier est noté H . Les agents accumulent un patri-

moine k_t . Ce patrimoine est composé des actifs financiers a_t et de la valeur du bien immobilier pour les propriétaires. Le patrimoine d'un propriétaire s'écrit donc :

$$k_t = a_t + H$$

et celui d'un locataire :

$$k_t = a_t$$

A chaque période t , un individu doit déterminer le niveau optimal d'actifs financiers pour la période $t + 1$. Dans la mesure où il connaît son statut résidentiel, cela est équivalent à choisir le niveau optimal de son patrimoine.

Nous supposons qu'un individu choisit son niveau de patrimoine k_t dans une grille de valeurs, $\mathcal{K} = [0 < k_1 < k_2 < \dots < k_{max}]$. La borne supérieure k_{max} est fixée *ex-post* à l'aide des règles individuelles de décision afin que \mathcal{K} soit l'unique ensemble ergodique. Un propriétaire a l'obligation de rembourser son emprunt immobilier lorsqu'il est employé. En France, si la souscription d'une assurance chômage lors d'un emprunt immobilier n'est pas obligatoire, dans les faits, la majorité des banques l'exige sous peine de refuser le prêt. La plupart des emprunts immobiliers sont donc accompagnés d'une assurance chômage. C'est pour cette raison que nous supposons que l'assurance chômage associée à son emprunt permet au propriétaire de suspendre ses mensualités quand il est au chômage, mais qu'il ne peut en aucun cas s'endetter. Le remboursement de l'emprunt est au minimum égal à m . Lorsque $k_t > KP$ et $k_t < H$, un propriétaire accédant se retrouve dans une situation d'épargne "forcée" ce qui s'écrit pour les employés :

$$k_{t+1} \geq k_t + m$$

et pour les chômeurs :

$$k_{t+1} \geq k_t$$

L'existence d'un risque spécifique sur le marché du travail incitent les agents à accumuler des actifs financiers durant les périodes d'emploi et à désépargner pour lisser leur consommation lorsqu'ils sont au chômage. Le stock d'actifs financiers au début de la période $t + 1$ s'écrit donc de la manière suivante :

$$a_{t+1} = (1 + r)a_t + Y_t - c_t$$

où a_t est le stock d'actifs à la période t , r le taux d'intérêt sur le marché financier et Y_t est le revenu net courant. Pour les propriétaires, on a $a_t = k_t - H$ et pour les locataires $a_t = k_t$.

4.2.5 Règles de décision des agents

A chaque instant, l'état d'un agent (ϵ) est caractérisé par son patrimoine a , la ville où il réside i , la ville où il travaille i' , son statut sur le marché du travail z et son statut par rapport à la propriété j . Un individu peut occuper un emploi ($z = e$) ou être au chômage ($z = u$) et peut devenir retraité ($z = r$). De même, il peut être propriétaire ($j = p$) ou locataire ($j = l$). L'état d'un agent sur le marché du travail s'écrit donc $\epsilon_{z i' i}^{j i}$. Lorsqu'il est chômeur son état est noté $\epsilon_u^{j i}$; lorsqu'il occupe un emploi son état est représenté par $\epsilon_e^{j i}$; lorsqu'il est retraité on a $\epsilon_r^{j i}$.

Les caractéristiques du marché du travail étant données, chaque agent choisit la séquence optimale des a_{t+1} et l'effort de recherche qui maximisent l'espérance d'utilité inter-temporelle sous les contraintes de non-endettement et de positivité de la consommation. On note $V(a, \epsilon)$ la valeur associée à la situation d'un agent de type ϵ possédant un niveau d'épargne a . La décision optimale d'un propriétaire

de la ville i employé dans la ville i' est la solution de l'équation de Bellman suivante⁷ :

$$\begin{aligned}
 V(a, \epsilon_{ei'}^{pi}) &= \max_{a' \geq 0} \left\{ u(Y_{ei'}^{pi} + a - a') \right. \\
 &+ (1 - \lambda_r)\beta s [\max\{V(a', \epsilon_{ei'}^{pA})V(a', \epsilon_{ei'}^{pB})V(a', \epsilon_{ei'}^{lA})V(a', \epsilon_{ei'}^{lB})\}] \\
 &+ (1 - \lambda_r)\beta(1 - s) [\max\{V(a', \epsilon_u^{pA})V(a', \epsilon_u^{pB})V(a', \epsilon_u^{lA})V(a', \epsilon_u^{lB})\}] \\
 &\left. + \lambda_r\beta [\max\{V(a', \epsilon_r^{pA})V(a', \epsilon_r^{pB})V(a', \epsilon_r^{lA})V(a', \epsilon_r^{lB})\}] \right\}
 \end{aligned}$$

De même, la décision optimale d'un locataire de la ville i employé dans la ville i' est :

$$\begin{aligned}
 V(a, \epsilon_{ei'}^{li}) &= \max_{a' \geq 0} \left\{ u(Y_{ei'}^{li} + a - a') \right. \\
 &+ (1 - \lambda_r)\beta s [\max\{V(a', \epsilon_{ei'}^{pA})V(a', \epsilon_{ei'}^{pB})V(a', \epsilon_{ei'}^{lA})V(a', \epsilon_{ei'}^{lB})\}] \\
 &+ (1 - \lambda_r)\beta(1 - s) [\max\{V(a', \epsilon_u^{pA})V(a', \epsilon_u^{pB})V(a', \epsilon_u^{lA})V(a', \epsilon_u^{lB})\}] \\
 &\left. + \lambda_r\beta [\max\{V(a', \epsilon_r^{pA})V(a', \epsilon_r^{pB})V(a', \epsilon_r^{lA})V(a', \epsilon_r^{lB})\}] \right\}
 \end{aligned}$$

L'équation optimale d'un propriétaire de la ville i au chômage est :

$$\begin{aligned}
 V(a, \epsilon_u^{pi}) &= \max_{a' \geq 0, \epsilon_{ei'} \geq 0} \left\{ u(Y_u^{pi} + a - a') - e_A^{pi}(a) - e_B^{pi}(a) \right. \\
 &+ (1 - \lambda_r)\beta \pi_A^{pi}(a) [\max\{V(a', \epsilon_{eA}^{pA})V(a', \epsilon_{eA}^{pB})V(a', \epsilon_{eA}^{lA})V(a', \epsilon_{eA}^{lB})\}] \\
 &+ (1 - \lambda_r)\beta \pi_B^{pi}(a) [\max\{V(a', \epsilon_{eB}^{pA})V(a', \epsilon_{eB}^{pB})V(a', \epsilon_{eB}^{lA})V(a', \epsilon_{eB}^{lB})\}] \\
 &+ (1 - \lambda_r)\beta(1 - \pi_A^{pi}(a) - \pi_B^{pi}(a)) [\max\{V(a', \epsilon_u^{pA})V(a', \epsilon_u^{pB})V(a', \epsilon_u^{lA})V(a', \epsilon_u^{lB})\}] \\
 &\left. + \lambda_r\beta [\max\{V(a', \epsilon_r^{pA})V(a', \epsilon_r^{pB})V(a', \epsilon_r^{lA})V(a', \epsilon_r^{lB})\}] \right\}
 \end{aligned}$$

7. Afin de simplifier la présentation du modèle, nous ne faisons pas apparaître ici toutes les équations de Bellman. Les équations manquantes figurent dans l'annexe D.

L'équation de Bellman d'un locataire de la ville i au chômage est :

$$\begin{aligned}
 V(a, \epsilon_u^{li}) = & \max_{a' \geq 0, \epsilon_{i'} \geq 0} \left\{ u(Y_u^{li} + a - a') - e_A^{li}(a) - e_B^{li}(a) \right. \\
 & + (1 - \lambda_r) \beta \pi_A^{li}(a) [\max\{V(a', \epsilon_{eA}^{pA})V(a', \epsilon_{eA}^{pB})V(a', \epsilon_{eA}^{lA})V(a', \epsilon_{eA}^{lB})\}] \\
 & + (1 - \lambda_r) \beta \pi_B^{li}(a) [\max\{V(a', \epsilon_{eB}^{pA})V(a', \epsilon_{eB}^{pB})V(a', \epsilon_{eB}^{lA})V(a', \epsilon_{eB}^{lB})\}] \\
 & + (1 - \lambda_r) \beta (1 - \pi_A^{li}(a) - \pi_B^{li}(a)) [\max\{V(a', \epsilon_u^{pA})V(a', \epsilon_u^{pB})V(a', \epsilon_u^{lA})V(a', \epsilon_u^{lB})\}] \\
 & \left. + \lambda_r \beta [\max\{V(a', \epsilon_r^{pA})V(a', \epsilon_r^{pB})V(a', \epsilon_r^{lA})V(a', \epsilon_r^{lB})\}] \right\}
 \end{aligned}$$

4.2.6 L'effort de recherche optimal

Les chômeurs décident du niveau optimal de recherche en maximisant leur espérance d'utilité. La condition du premier ordre sur l'effort d'un chômeur propriétaire à la recherche d'un emploi en i' est donnée par :

$$\frac{dV(a, \epsilon_u^{pi})}{d\epsilon_{i'}^{pi}(a)} = 0 \Leftrightarrow$$

$$\begin{aligned}
 \epsilon_{i'}^{pi}(a) = & \frac{1}{\gamma_{i'}} \log \left(\frac{1}{2} \gamma_{i'} \beta (1 - \lambda_r) \left[\max\{V(a', \epsilon_{ei'}^{pA})V(a', \epsilon_{ei'}^{pB})V(a', \epsilon_{ei'}^{lA})V(a', \epsilon_{ei'}^{lB})\} - \right. \right. \\
 & \left. \left. \max\{V(a', \epsilon_u^{pA})V(a', \epsilon_u^{pB})V(a', \epsilon_u^{lA})V(a', \epsilon_u^{lB})\} \right] \right)
 \end{aligned}$$

Pour un chômeur locataire à la recherche d'un emploi en i' :

$$\frac{dV(a, \epsilon_u^{li})}{d\epsilon_{i'}^{li}(a)} = 0 \Leftrightarrow$$

$$e_{i'}^{li}(a) = \frac{1}{\gamma_{i'}} \log \left(\frac{1}{2} \gamma_{i'} \beta (1 - \lambda_r) \left[\max\{V(a', \epsilon_{ei'}^{pA}) V(a', \epsilon_{ei'}^{pB}) V(a', \epsilon_{ei'}^{lA}) V(a', \epsilon_{ei'}^{lB})\} - \max\{V(a', \epsilon_u^{pA}) V(a', \epsilon_u^{pB}) V(a', \epsilon_u^{lA}) V(a', \epsilon_u^{lB})\} \right] \right)$$

4.2.7 L'équilibre stationnaire de l'économie

Résoudre l'équilibre de cette économie consiste à déterminer le choix optimal de consommation $c = \Psi(a, \epsilon)$, d'épargne $a' = \Phi(a, \epsilon)$ et d'effort $e_i = \Omega_i(a, \epsilon)$ qui maximisent les équations de Bellman. L'équilibre stationnaire de cette économie est donné par les fonctions valeurs des ménages $V(a, \epsilon)$, les règles de décision des ménages $\{c = \Psi(a, \epsilon), a' = \Phi(a, \epsilon), e_i = \Omega(a, \epsilon)\}$, une distribution de probabilité $\lambda(a, \epsilon)$, ainsi que par le vecteur de prix $\{w, H, r\}$. L'état stationnaire est défini de la manière suivante :

- (i) Les règles de décision $c = \Psi(a, \epsilon)$, $a' = \Phi(a, \epsilon)$ et $e_i = \Omega(a, \epsilon)$ sont les solutions du programme de maximisation des ménages.
- (ii) La distribution stationnaire de la richesse $\lambda(a, \epsilon)$ est donnée par la matrice de Markov \mathcal{M} et les règles de décision des agents $a' = \Phi(a, \epsilon)$. Cette distribution est définie par :

$$\lambda_t(a, \epsilon) = Prob(a_t = a, \epsilon_t = \epsilon)$$

La loi d'évolution de cette distribution⁸ est donnée par :

$$\begin{aligned} Prob(a_{t+1} = a', \epsilon_{t+1} = \epsilon') &= \sum_{a_t} \sum_{\epsilon_t} Prob(a_{t+1} = a' | a_t = a, \epsilon_t = \epsilon) \\ &\times Prob(\epsilon_{t+1} = \epsilon' | \epsilon_t = \epsilon) \times Prob(a_t = a, \epsilon_t = \epsilon) \end{aligned}$$

Cette loi s'écrit également :

8. Pour plus de détails concernant la méthode de résolution numérique d'un modèle à agent hétérogène, voir par exemple, Algan et al.(2004).

$$\lambda_{t+1}(a', \epsilon') = \sum_a \sum_{\epsilon} \lambda_t(a, \epsilon) \times Prob(\epsilon_{t+1} = \epsilon' | \epsilon_t = \epsilon) \times I(a', a, \epsilon)$$

où $I(a', a, \epsilon)$ correspond à une variable indicatrice prenant la valeur 1 lorsque $a' = \Phi(a, \epsilon)$ et zéro sinon. La distribution stationnaire $\lambda(a, \epsilon)$ est alors donnée par $\lambda_{t+1} = \lambda_t$.

4.2.8 Le bien-être de l'économie

Afin d'évaluer la situation sur le marché du travail, nous retenons la fonction générale du bien-être suivante :

$$W_u = \sum_{\epsilon} \sum_a \lambda(a, \epsilon) V(a, \epsilon)$$

W_u correspond au critère utilitariste, c'est-à-dire l'espérance inconditionnelle d'utilité. Le bien-être est alors exprimé sous la forme du niveau constant de consommation c_u procurant l'utilité W_u à un travailleur assuré de conserver son emploi indéfiniment.

$$W_u = \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t u(c_u)$$

Ce critère peut se justifier par le fait qu'un individu ne connaît pas à l'avance sa position dans la société. Par conséquent, il choisit la politique lui assurant la meilleure espérance de gain. Un individu peut également aborder la problématique du bien-être en choisissant l'économie dans laquelle il sera le mieux protégé en cas de licenciement. Nous définissons donc un critère de bien-être maximin (ou Rawlsien) c_r correspondant au niveau constant de consommation des seuls chômeurs. Ce niveau de consommation permet de retrouver l'espérance d'utilité

des chômeurs :

$$W_r = \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t u(c_r)$$

4.3 Calibration

Nous calibrons le modèle sur données françaises. L'étalonnage du modèle est réalisé pour des périodes d'un trimestre. Le facteur de préférence pour le présent β est fixé à 0.99 ce qui correspond à un taux d'escompte psychologique de 4% par an. La valeur traditionnellement retenue pour l'aversion au risque σ est de 2. La durée de présence sur le marché du travail est de 40 ans alors qu'un individu peut espérer être retraité pendant 20 ans. Les transitions dans le cycle de vie suivent des processus poissonniens. Nous avons donc $\lambda_r = 0.0063$ et $\lambda_m = 0.0125$. La valeur d'un bien immobilier dans la ville A ou B est normalisée à 1 (i.e. $H = 1$) et correspond à 180000 euros. En effet, au 1 juin 2009, le prix moyen du mètre carré dans les 8 premières agglomérations françaises était de 1949 euros pour un appartement et 1531 euros pour une maison. Soit 180000 euros pour un appartement de 4 pièces d'environ 100 mètres. Les revenus brut d'un ménage travaillant dans la ville i' sont $w = 0.05$, soit revenu de 3000 euros par mois et par ménage⁹. La valeur d'un logement équivaut donc à 5 ans de revenu d'un ménage. Quand un individu perd son emploi, il perçoit toujours une allocation chômage égale à $b = 0.02$ illimitée dans le temps. Le ratio de remplacement est donc égal à 40% ce qui correspond au chiffre avancé par Martin (1996). Par ailleurs, le montant des retraites est $p_r = 0.035$, soit un ratio de remplacement de 70% (Legendre, 2004).

En 2001, les dépenses de loyer représentaient un plus de 20% du budget d'une famille française (INSEE-Enquête budget de famille, 2001). Nous fixons donc le

9. En 2006, le salaire mensuel net moyen des employés était d'environ 1400 euros par personne (source DADS 2006)

loyer à $\kappa = 0.01$, soit 20% du revenu d'un ménage. Le taux d'intérêt réel annuel est fixé à $r = 3\%$.

Les agents subissent des contraintes sur le marché financier. Ainsi, un locataire ne possède aucun emprunt pour financer son bien immobilier et il est peu probable qu'une institution financière lui prête de l'argent pour financer une période chômage. Ainsi, pour un locataire, $k > 0$ et $a > 0$. Un propriétaire peut financer l'achat de son bien immobilier par un emprunt. Cependant, il ne pourra pas financer intégralement son achat. Autrement dit, l'achat d'un bien immobilier nécessite un apport personnel. Ce fait est modélisé par une contrainte d'endettement KP pour les propriétaires. Ainsi, $k > KP$ avec $0 < KP < H$. Si $KP = 0$, le stock d'actifs financiers d'un agent est égal à $a > -H$. A l'opposé, si $KP = H$, on a $a > 0$. Dans nos simulations, nous supposons que $KP = 0.2$, soit 20% de la valeur d'un bien immobilier. Par ailleurs, tant que le propriétaire accédant détient un patrimoine inférieur à la valeur de son acquisition, il a l'obligation d'accroître son patrimoine de $m = 0.01$ par période ce qui correspond en fait au remboursement minimum de l'emprunt. Ce remboursement minimum est versé lorsqu'il est employé. Dans le cas contraire, le propriétaire accédant dispose d'une assurance lui permettant de reporter le paiement de ses mensualités, avec l'obligation de ne pas s'endetter.

Quand un individu change de résidence, il peut décider de devenir propriétaire ou locataire et doit s'acquitter de frais de mobilité (frais de notaire, frais d'agence, etc.). Pour un locataire, ses frais sont fixés à $\chi_l = 0.03$, soit 60% du loyer. Pour un propriétaire accédant, les coûts sont $\chi_p = 0.1$, soit 10% de la valeur d'un bien immobilier. Par ailleurs, quand un individu ne travaille pas dans la ville où il réside, il paie des coûts de transport $\bar{c} = 0.0025$, soit 5% du revenu d'un ménage. La taxe foncière est $\varrho_f = 0.0007$, soit 500 euros par an¹⁰. La probabilité s de

10. Dans notre modèle, nous étudions le cas de deux villes symétriques. Les taxes et les

conserver son emploi est égal à 0.97, soit une durée moyenne pour emploi de 8 ans.

Les paramètres γ , θ et φ sont calibrés de manière à arriver à un taux de chômage de 10%, à une proportion de propriétaires de 57,14% avec un tiers de propriétaires accédants¹¹. Nous arrivons alors à $\gamma = 0.0238$, $\theta = 9.309$ et $\varphi = 0.0033$. Compte-tenu de la valeur des coûts d'entretien d'un logement et dans la mesure où la valeur d'un bien immobilier est normalisée à 1, le taux de rendement réel de l'immobilier égal à $\kappa - \varphi - \varrho_f$ par trimestre, soit 2.4% par an. La calibration des différents paramètres est résumée dans le Tableau 4.1

TABLE 4.1 – Calibration du modèle.

β	σ	θ	b	w
0.99	2	9.309	0.02	0.05
γ	φ	χ_p	χ_l	\bar{c}
0.0238	0.0033	0.1	0.03	0.0025
H	ω_l	κ	ϱ_f	m
1	0.0025	0.01	0.0007	0.01
λ_r	λ_m	p_r	KP	r
0.00625	0.0125	0.035	0.2	0.0075

systèmes d'assurance chômage sont donc identiques dans les deux villes. Une extension possible serait de proposer un cadre d'analyse où les deux villes pourraient se faire concurrence en proposant des fiscalités différentes. Un tel modèle pourrait être utilisé pour appréhender le niveau optimal de décentralisation en matière de fiscalité et d'assurance chômage.

11. En 2001, selon l'enquête logement, 21% des français étaient propriétaires accédants et 37% étaient propriétaires non accédants. Ainsi, la proportion d'accédants était légèrement supérieure à un tiers.

4.4 Mobilité résidentielle et retour à l'emploi

L'objet de cette section est d'identifier les raisons pour lesquelles les propriétaires présentent des faibles taux des retours à l'emploi. S'agit-il d'un effet coûts de mobilité ou bien d'un effet patrimoine ? En d'autres termes, peut-on attribuer à la fiscalité, qu'il faudrait alors réformer, la corrélation positive entre le taux de propriétaires et le taux de chômage ? Pour répondre à ces questions, nous allons commencer par présenter les mécanismes à l'œuvre à l'équilibre stationnaire.

4.4.1 Accession à la propriété et retour à l'emploi

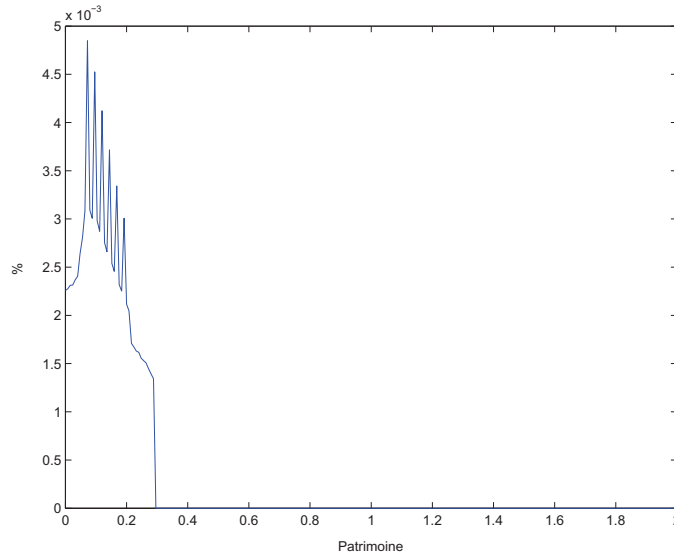
Comment la stratégie d'accession à la propriété et la détention d'un bien immobilier affectent-ils le retour à l'emploi des propriétaires et des locataires ? Pour le savoir, nous analysons dans cette section les comportements économiques des ménages à l'équilibre stationnaire.

4.4.1.1 Locataires et propriétaires à l'équilibre stationnaire

La perspective de devenir propriétaire a un effet sur le comportement des locataires. En effet, les locataires qui envisagent de devenir un jour propriétaires ont des stratégies d'épargne et de recherche d'emploi adaptées à cet objectif. Dans notre modèle, l'accession au premier logement a lieu au même moment que l'accession au premier emploi. On observe en effet, qu'en France, l'accès au logement est le plus souvent conditionné par l'obtention d'un emploi et que pour les 18-25 ans la proportion de locataires est largement majoritaire. On peut donc considérer que les locataires ont pour objectif de se constituer un portefeuille optimal d'actifs, constitué d'une combinaison d'actifs financiers et de patrimoine immobilier qui maximise leur flux de bien-être inter-temporel.

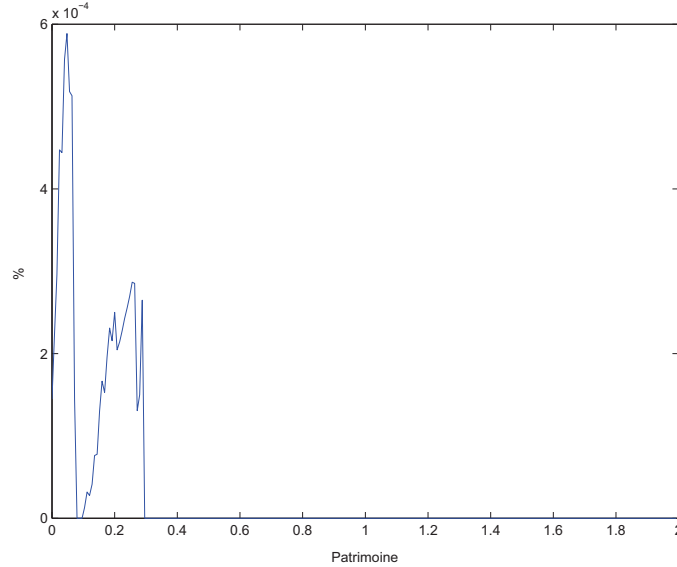
Le patrimoine immobilier, moins liquide que les actifs financiers, se caractérise par un rendement correspondant aux loyers non payés une fois l'emprunt remboursé et, contrairement aux actifs financiers, constitue également un bien de consommation. En d'autres termes, pour reproduire la part de propriétaires constatée dans l'économie, il est nécessaire d'introduire une préférence pour la propriété immobilière¹². Cela implique qu'à l'équilibre stationnaire, tous les locataires ont pour objectif de devenir propriétaires.

FIGURE 4.1 – Distribution de richesse des ménages locataires et employés dans la même ville



12. La préférence pour la propriété est représentée par le paramètre à calibrer θ . Ce paramètre n'est pas positif par hypothèse, mais pour reproduire les faits stylisés ce qui semble indiquer une préférence pour la propriété.

FIGURE 4.2 – Distribution de richesse des ménages locataires et employés dans deux villes différentes



Les figures 4.1 et 4.2 présentent les distributions des richesses des locataires employés. Ceux-ci ont un patrimoine relativement faible puisqu'ils deviennent propriétaires dès que leur richesse dépasse 0.2 (36000 euros). Les locataires situés au-dessus de ce niveau sont en fait d'anciens propriétaires qui ont revendu leur logement au cours d'une période de chômage. Tous les locataires ne deviennent pas nécessairement propriétaires. Bien que tous les individus soient identiques à leur entrée sur le marché du travail, le temps nécessaire pour accéder à la propriété est hétérogène et dépend de leur trajectoire sur le marché du travail. La vitesse de transition de l'état de locataire vers l'état de propriétaire accédant (i.e. propriétaire remboursant un emprunt), puis de l'état de propriétaire accédant vers celui de propriétaire de plein droit (i.e. propriétaire qui n'a pas d'emprunt à rembourser) dépend de l'effort d'épargne des ménages. Plus un ménage épargne, plus il atteint rapidement l'état de propriétaire de plein droit.

FIGURE 4.3 – Distribution de richesse des propriétaires au chômage

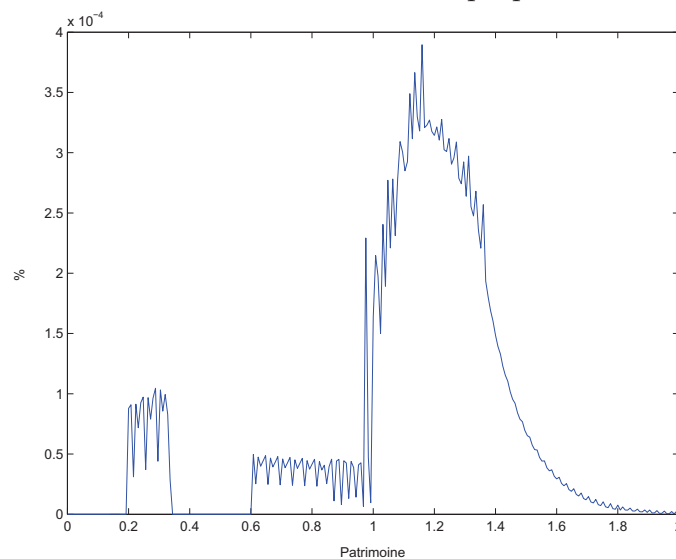
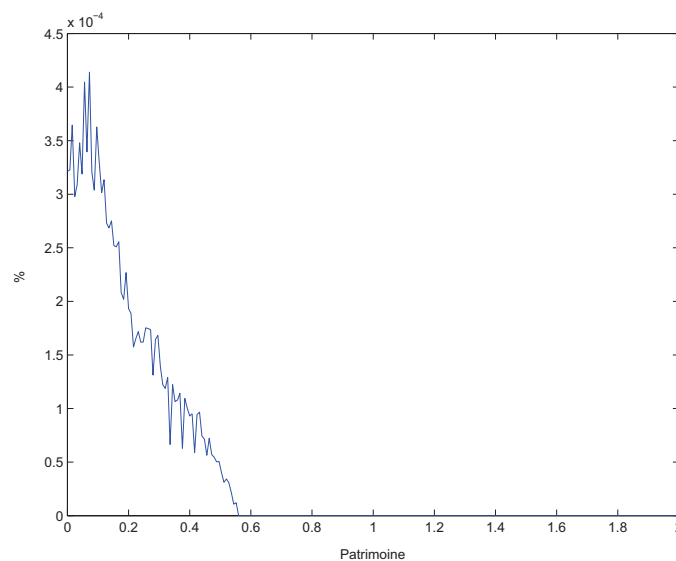


FIGURE 4.4 – Distribution de richesse des locataires au chômage



Les figures 4.3 et 4.4 représentent les distribution des richesses des propriétaires et des locataires au chômage. On observe que certains locataires au chômage ont une richesse comprise entre 0.2 et 0.57 (Cf.Figure 4.4) : il s'agit des accédants

à la propriété qui ont revendu leur logement afin de pouvoir lisser leur revenu. Cette stratégie ne concerne que la minorité la plus endettée des propriétaires (Cf. Figure 4.3).

FIGURE 4.5 – Taux d'épargne des chômeurs locataires

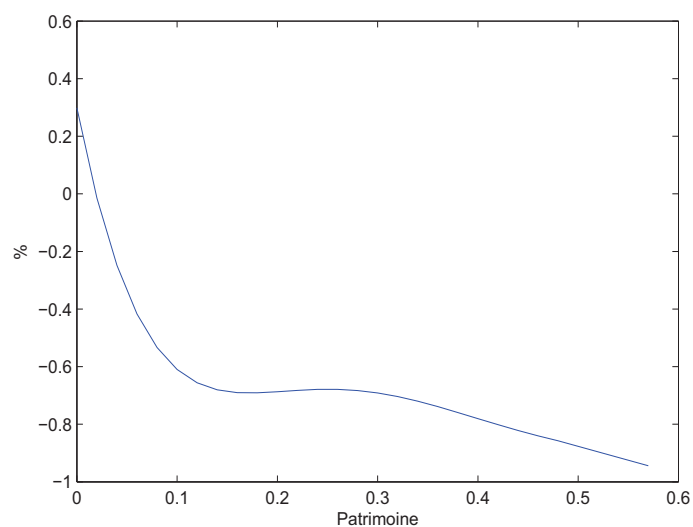


FIGURE 4.6 – Taux d'épargne des chômeurs propriétaires

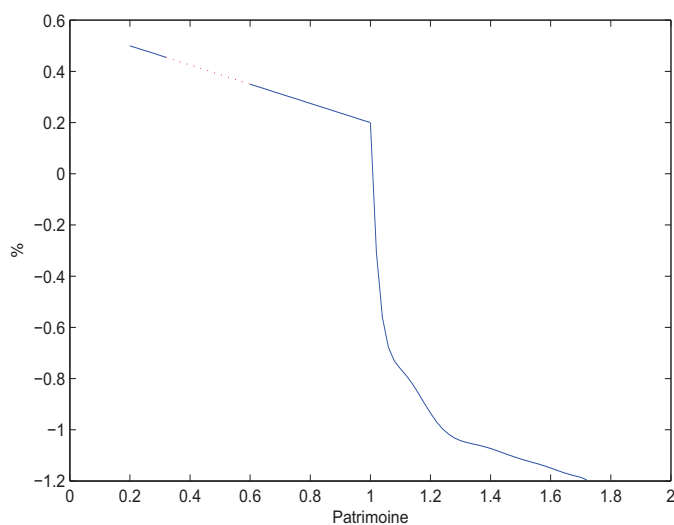


FIGURE 4.7 – Taux d'épargne des employés locataires

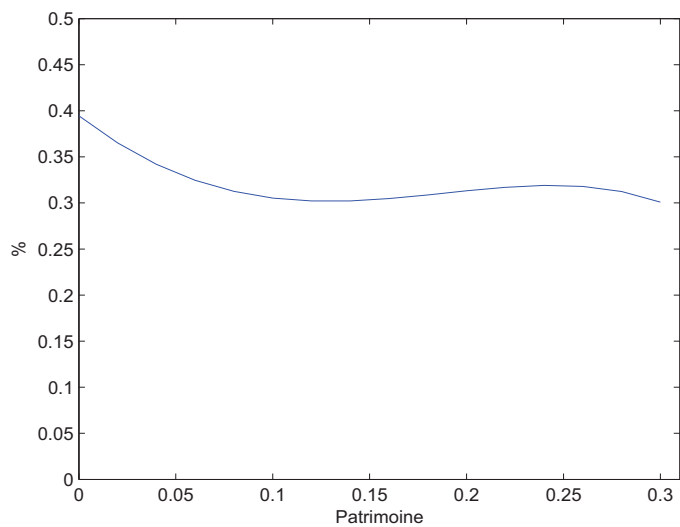
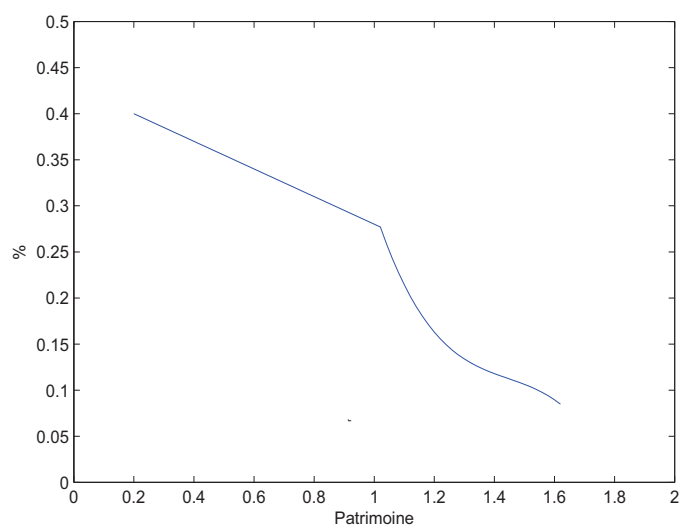
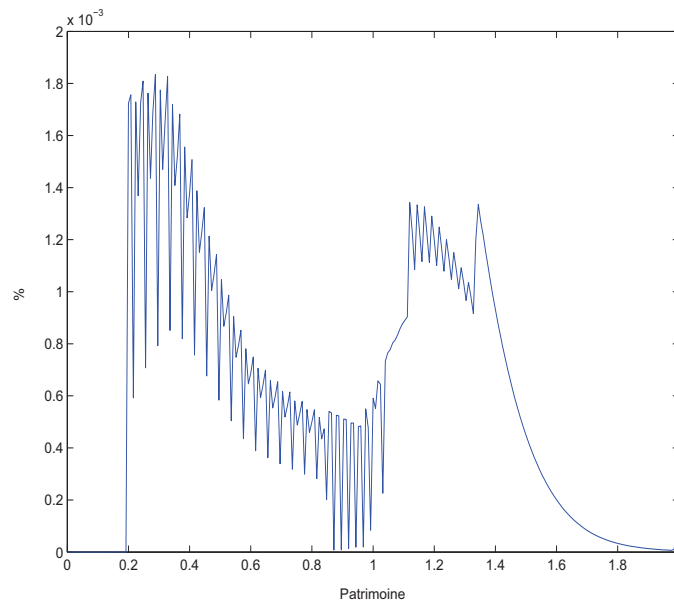


FIGURE 4.8 – Taux d'épargne des employés propriétaires



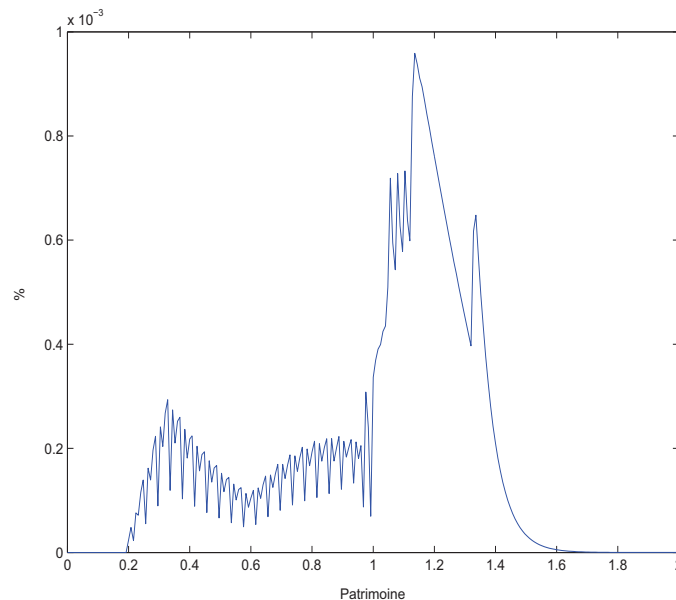
Les figures (4.5 à 4.8) représentent le taux d'épargne des propriétaires et des locataires en fonction de leur état sur le marché du travail et de leur patrimoine¹³. Le taux d'épargne moyen des locataires employés, qui ont un patrimoine compris entre 0 et 0.3 (0 et 54000 euros), est de 32.9%. Ceux des propriétaires accédants et de plein droit sont respectivement de 36.1% et 15.22%. Ainsi, les locataires ont un taux d'épargne proche de celui des accédants alors que, contrairement à eux, ils n'ont aucune obligation de rembourser un emprunt. Cela signifie que les ménages sont dans une logique d'accès à la propriété avant même d'avoir acheté leur bien immobilier. Les locataires au chômage recherchent activement un emploi et ce comportement n'est pas le fait de coûts de mobilité plus faibles relativement aux propriétaires, mais s'explique par la nécessité d'accumuler des actifs financiers leur permettant d'accéder à la propriété.

FIGURE 4.9 – Distribution de richesse des ménages propriétaires et employés dans la même ville



13. La ligne en pointillé entre 0.3 et 0.6 correspond à l'absence de ménage (Cf. Figure 4.6) : il s'agit des accédants à la propriété qui ont revendu leur logement.

FIGURE 4.10 – Distribution de richesse des ménages propriétaires et employés dans deux villes différentes



Les Figures 4.9 et 4.10 présentent les distributions des richesses des propriétaires employés. Il apparaît que les individus choisissent de devenir propriétaires dès lors qu'ils possèdent l'apport personnel minimum égal à 0.2. Les propriétaires situés entre 0.2 et 1 sont des accédants à la propriété qui sont dans l'obligation de rembourser leur emprunt immobilier. Ces individus sont dans une situation d'épargne "forcée" et sont par conséquent dans l'obligation de retrouver rapidement un emploi lorsqu'ils sont au chômage. Au-delà de 1, les propriétaires possèdent pleinement leur logement : leur stock d'actifs financiers peut être utilisé pour lisser leur consommation en cas de perte de leur emploi.

FIGURE 4.11 – Taux de sortie instantanée du chômage des propriétaires

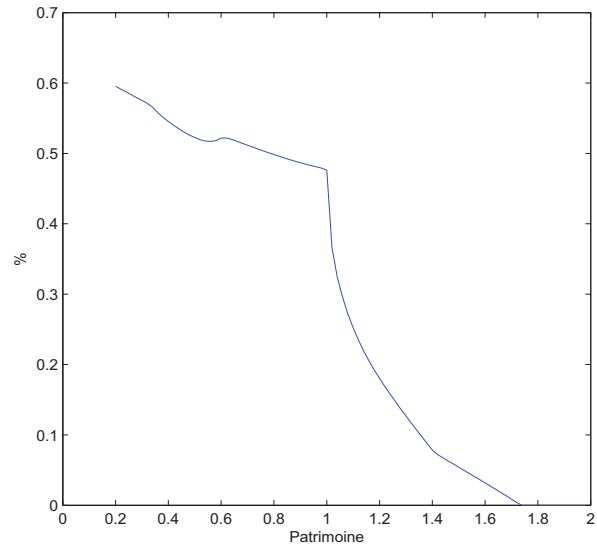
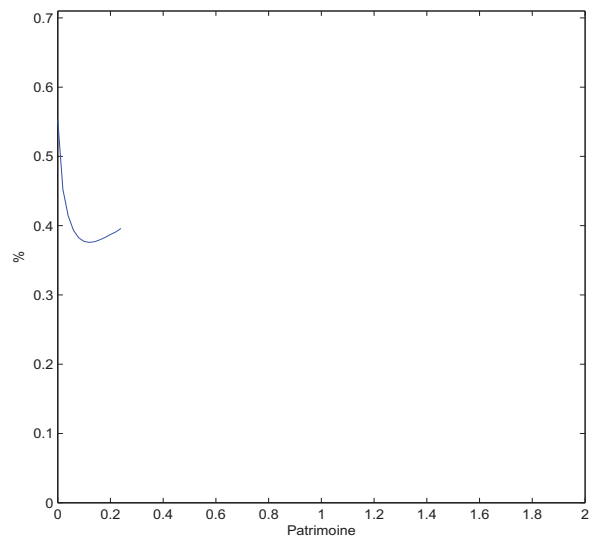


FIGURE 4.12 – Taux de sortie instantanée du chômage des locataires



Les Figures 4.11 et 4.12 présentent les taux de sortie instantanée du chômage

des propriétaires et des locataires. On note que le taux de retour à l'emploi le plus élevé est celui des accédants à la propriété (entre $k = 0.2$ et $k = 1$), suivis des locataires et des propriétaires de plein droit. Cependant, il apparaît clairement que le taux de retour à l'emploi diminue avec le niveau de la richesse des ménages, car une fois l'emprunt lié à leur résidence principale est intégralement remboursé, ces agents ne sont plus contraints financièrement. C'est la raison pour laquelle, leur taux de retour à l'emploi est faible pour des valeurs du patrimoine supérieures à $k = 1$. En effet, la richesse permet aux ménages de lisser leur consommation quand ils sont au chômage. Les chômeurs propriétaires qui détiennent des actifs financiers peuvent rechercher moins activement un emploi et être plus sélectif dans la localisation de cet emploi. D'après la Figure 4.13, il apparaît clairement que les propriétaires préfèrent chercher un emploi dans leur ville de résidence. Ce résultat confirme donc la faible mobilité des propriétaires.

FIGURE 4.13 – Probabilité de trouver un emploi dans la ville de résidence du propriétaire

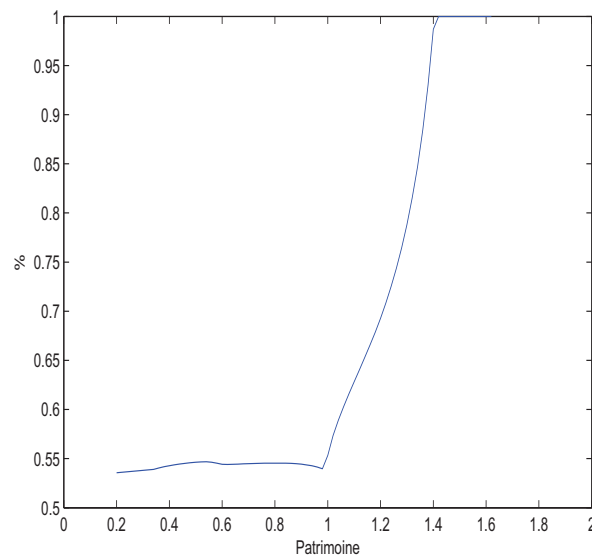
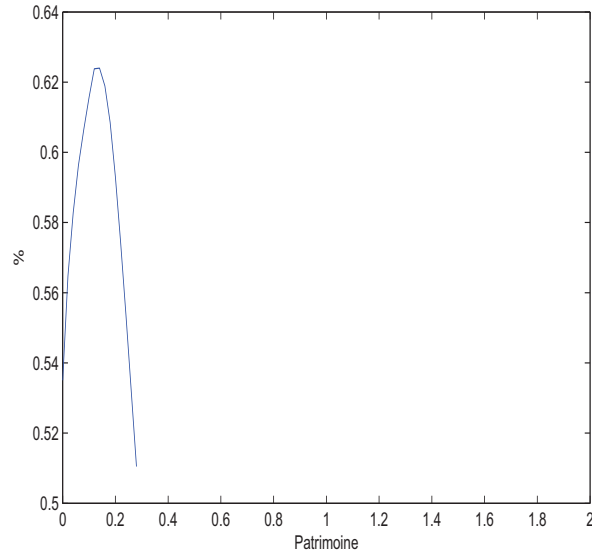


FIGURE 4.14 – Probabilité de trouver un emploi dans la ville de résidence du locataire



Le taux de sortie instantanée du chômage des locataires dépend de la distribution de la richesse et de la vitesse d'accumulation d'actifs financiers. Pour un patrimoine compris entre 0 et 0.2 (0 et 36000 euros), la probabilité de sortir du chômage diminue avec le niveau de patrimoine des locataires (Cf.Figure 4.12). Un stock d'actifs financiers important permet aux locataires de lisser plus facilement leur consommation et de rester plus longtemps au chômage. Lorsque le patrimoine est au-dessus de la contrainte d'endettement (0.2), l'effet est inverse. Il s'agit de ménages suffisamment riches pour devenir propriétaires. Pour eux, le retour à l'emploi leur donnerait accès immédiatement à la propriété ce qui les incitent à retrouver plus rapidement un emploi que les locataires situés en-dessous de la contrainte d'endettement des propriétaires. Le patrimoine a également un effet sur la mobilité des locataires. Les locataires les plus pauvres tentent de sortir le plus rapidement possible du chômage. Ils recherchent un emploi dans les deux villes. Dans 54% des cas (Cf.Figure 4.14), lorsqu'un locataire au chômage

dont le patrimoine est nul retrouve un emploi dans sa ville. Quand leur richesse augmente, les locataires au chômage recherchent en priorité un emploi dans leur ville de résidence. Ainsi, pour un patrimoine de 0.15, 63% des reprises d'emploi se font dans la ville de résidence. Pour des niveaux de patrimoine supérieurs, ce taux diminue en raison de la baisse de l'effort de recherche.

4.4.2 Résultats des politiques économiques

4.4.2.1 Les effets des allocations chômage

Selon Layard *et al.*(1991), l'élasticité de la durée moyenne du chômage aux allocations est de l'ordre de 0.2 à 0.9. Notre modèle permet de reproduire une élasticité égale à 0.39 (Cf. Tableau D.1)¹⁴. Cependant, les effets des allocations ne sont pas identiques pour les locataires et les propriétaires dont l'élasticité est respectivement de -0.62 et 0.41. Ainsi, une hausse des allocations chômage réduit la durée moyenne du chômage pour les locataires. Ce résultat s'explique par le fait que l'accession à la propriété est moins risquée lorsque les ménages sont couverts par une assurance chômage généreuse. En effet, avant de devenir propriétaires de plein droit, les ménages connaissent une période d'accession pendant laquelle ils doivent rembourser leur emprunt. Durant cette période, leur capacité à lisser leur revenu est limitée. Par conséquent, une hausse de l'assurance chômage améliore la situation des propriétaires accédants et incite les locataires à devenir propriétaires plus rapidement. Cela se traduit par une hausse de la durée moyenne du chômage des propriétaires et une baisse de celle des locataires. Ce résultat concernant les locataires s'oppose à ceux du modèle de recherche d'emploi canonique. D'autres études ont déjà montré qu'une hausse des allocations pouvait avoir des effets positifs sur le retour à l'emploi [effet d'éligibilité (Mortensen, 1977) et effet

14. Il convient de noter que les élasticités des politiques économiques sont calculées à partir des tableaux 4.2 et 4.3.

financement de la recherche d'emploi (Ménard, 2006)]. Dans ce chapitre, cet effet bénéfique de l'assurance chômage s'explique par la stratégie d'accès à la propriété des locataires.

TABLE 4.2 – Équilibres économiques I

	Calibration de référence	Allocations chômage (+5%)	Contrainte d'endettement (+5%)
Durée moyenne du chômage	11.50	11.72	11.38
Durée moyenne du chômage des locataires	9.58	9.28	9.57
Durée moyenne du chômage des propriétaires	12.93	13.20	12.89
Taux de chômage	10.00	10.53	9.94
Taux de chômage des locataires	12.13	8.35	11.42
Taux de chômage des propriétaires	9	11.38	9.14
Taux de propriété	57.14	62.26	54.58
Taux d'endettement	37.99	31.89	37.38

TABLE 4.3 – Équilibres économiques II

	Calibration de référence	Contrainte de remboursement (+5%)	Taux d'intérêt (+5%)	Taxe sur l'achat d'un logement (+5%)
Durée moyenne du chômage	11.50	12.03	12.26	11.23
Durée moyenne du chômage des locataires	9.58	10.31	9.78	9.59
Durée moyenne du chômage des propriétaires	12.93	14.83	15.09	12.71
Taux de chômage	10.00	10.36	10.22	9.87
Taux de chômage des locataires	12.13	10.50	12.42	10.66
Taux de chômage des propriétaires	9	10.18	8.45	9.39
Taux de propriété	57.14	38.17	46.7	52.47
Taux d'endettement	37.99	27.54	37.76	36.55

4.4.2.2 Effet de la contrainte d'endettement

Une hausse de la contrainte d'endettement agit de deux manières sur le chômage (Cf. Tableau 4.2). D'une part, elle retarde l'accession à la propriété immobilière en obligeant les locataires à posséder un apport personnel plus important. Ainsi, les locataires doivent travailler plus longtemps pour devenir propriétaire. Par ailleurs, la hausse de la contrainte d'endettement a un effet mécanique de composition sur la richesse des ménages : le stock d'actifs des locataires augmente alors que les propriétaires sont en moyenne moins endettés.

4.4.2.3 Effet de la contrainte de remboursement

Lorsque les propriétaires accédants doivent rembourser plus rapidement leur emprunt, la durée moyenne du chômage augmente (Cf. Tableau 4.2). En effet, des mensualités plus élevées découragent les individus à devenir propriétaires. Le taux d'endettement et le nombre de propriétaires sont plus faibles. Les locataires ne souhaitent pas devenir propriétaires aussi rapidement qu'auparavant ce qui se traduit par une durée de chômage plus longue. L'augmentation du pourcentage de propriétaires de plein droit réduit mécaniquement leur taux de sortie moyen du chômage.

4.4.2.4 Effet du taux d'intérêt

Une hausse du taux d'intérêt (Cf. Tableau 4.3) réduit les incitations à devenir propriétaire et encourage les propriétaires accédants à rembourser plus rapidement leur emprunt immobilier : le nombre de propriétaires et le taux d'endettement diminuent. Les locataires attendent plus longtemps avant d'accéder à la propriété et le nombre de propriétaires de plein droit augmente. Cette hausse du stock d'actifs financiers des locataires et des propriétaires allonge la durée moyenne du chômage.

4.4.2.5 Effet mobilité vs Effet richesse

A l'équilibre de référence, l'élasticité de la durée du chômage à une variation de la taxe sur l'achat d'un bien immobilier est négatif (Cf. Tableau D.1). Une baisse de la taxe d'accès à la propriété de 10% à 5% se traduit par une hausse du taux d'épargne de 32.9% à 39.1%. Lorsque la fiscalité est moins défavorable à l'achat de bien immobilier, les locataires épargnent plus pour accéder plus rapidement à la propriété. Pour les mêmes raisons, les locataires au chômage reprennent d'autant plus vite un emploi que la taxe sur l'achat d'un bien immobilier est faible. Ainsi, la fiscalité a des effets indirects sur le comportement des locataires. En encourageant l'accès à la propriété, une baisse des taxes incitent les locataires à épargner davantage et à reprendre plus rapidement un emploi.

FIGURE 4.15 – Taux de sortie instantanée du chômage des propriétaires

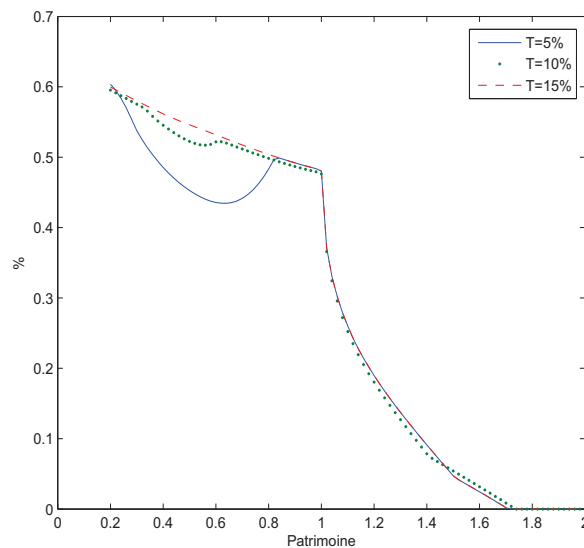


FIGURE 4.16 – Taux de sortie instantanée du chômage des locataires

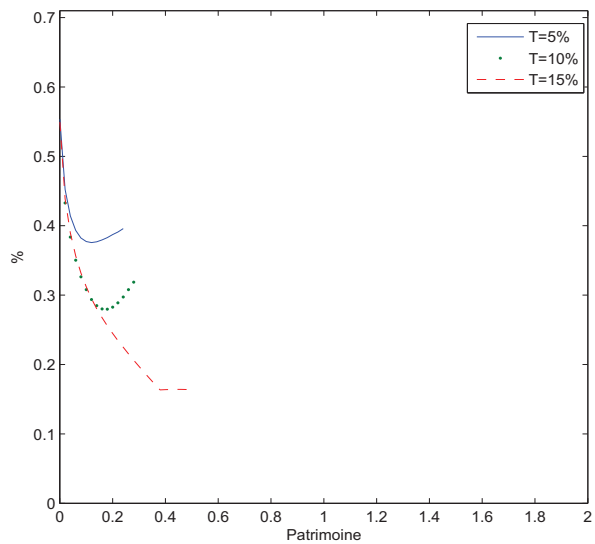


FIGURE 4.17 – Probabilité de trouver un emploi dans la ville de résidence du propriétaire

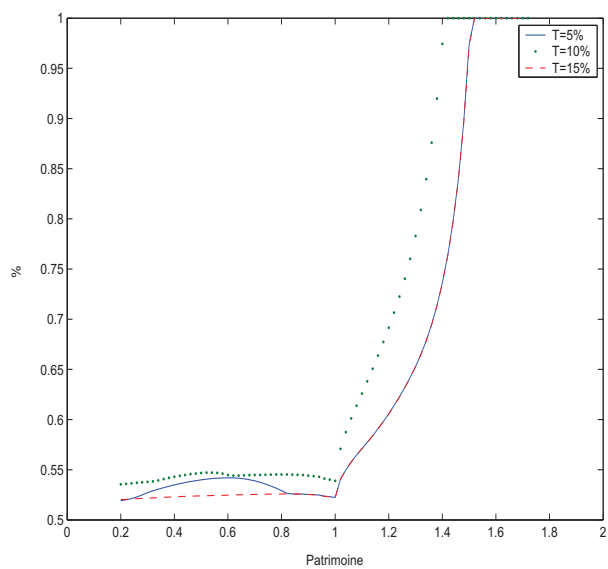
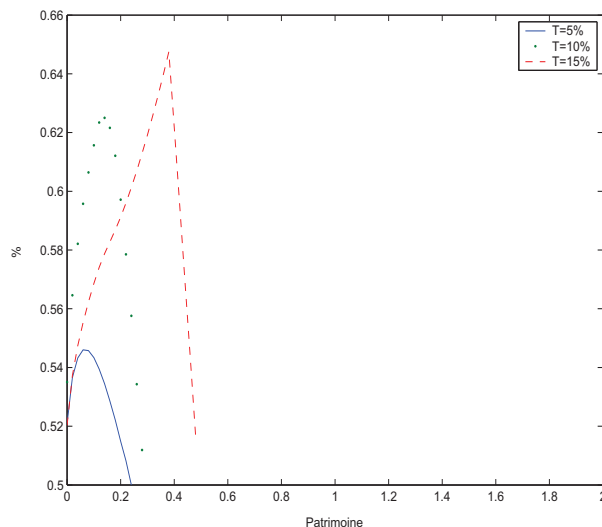


FIGURE 4.18 – Probabilité de trouver un emploi dans la ville de résidence du locataire



La taxe sur l'achat d'un logement affecte le comportement de recherche des locataires. Une hausse de cette taxe ($T \equiv \eta_p = 15\%$) réduit le taux de sortie du chômage des locataires (Cf. Figure 4.16). En effet, une augmentation de cette taxe réduit l'intérêt du statut de propriétaire pour les locataires. Par conséquent, ils ont moins d'incitation à la reprise d'emploi : leur taux de sortie du chômage diminue et ils concentrent leur recherche d'emploi dans leur ville de résidence (Cf. Figure 4.18).

4.4.2.6 Effet de la taxe d'achat d'un logement sur la population active

Dans notre modèle, parmi les locataires (Cf. Tableau 4.4), 90.31% travaillent dans leur ville de résidence, 9.69% travaillent et résident dans deux villes différentes. Pour les propriétaires, 23.47% travaillent et résident dans deux villes différentes. Par ailleurs, la probabilité de reprendre un emploi dans sa ville de résidence est de 54.21% pour les accédants à la propriété, 75.98% pour les pro-

propriétaires de plein droit (soit en moyenne 63.85%) et 58.93% pour les locataires. Ainsi, le différentiel entre propriétaires et locataires est de 4.92 points ce qui confirme une moindre mobilité des propriétaires. Cependant, le phénomène est de faible ampleur. En réalité, ce qui distingue propriétaires et locataires est le types de mobilité : la mobilité des locataires est basée sur le déménagement alors que les propriétaires préfèrent supporter des coûts de transports quotidiens.

TABLE 4.4 – Effet de la taxe d'achat d'un logement sur la population active

	Modèle de référence $\eta_p = 10\%$ et $c = 0.0025$	$\eta_p = 5\%$ $c = 0.0025$	$\eta_p = 15\%$ $c = 0.0025$	$\eta_p = 10\%$ $c = 0$	Économie sans propriétaires
Locataires employés dans leur ville de résidence (%)	90.31	81.82	68.20	75.56	97.32
Locataires employés dans une autre villes (%)	9.69	18.18	31.80	27.95	2.68
Durée moyenne du chômage des locataires (mois)	9.58	8.99	10.88	9.38	12.10
Patrimoine moyen d'un d'un locataire au chômage	0.216	0.339	0.1747	0.1156	0.21
Propriétaires employés dans leur ville de résidence (%)	76.53	83.68	65.58	53.33	-
Propriétaires employés dans une autre villes (%)	23.47	16.32	34.42	47.43	-
Durée moyenne du chômage des propriétaires (mois)	12.93	16.21	12.31	12.97	-
Patrimoine moyen d'un d'un propriétaire au chômage	1.14	1.251	1.137	1.14	-

Paradoxalement, la hausse de la taxe sur l'achat d'un logement affecte le taux de sortie instantanée et la mobilité des locataires. En effet, les locataires au chômage les plus riches pourraient être dans l'obligation de payer deux déménagements s'ils obtenaient un emploi ailleurs que dans leur ville de résidence : (i) le premier en tant que locataires déménageant d'une ville vers une autre et (ii) le second, quelques trimestres plus tard, en devenant propriétaires. Ainsi, plus les locataires sont proches dans l'accession à la propriété, plus la taxe sur l'achat d'un logement réduit leur mobilité. Au niveau agrégé, cette taxe peut également avoir des effets positifs sur la mobilité. En effet, une taxe faible encourage les locataires à épargner plus rapidement pour devenir propriétaires. De plus, les propriétaires au chômage redeviennent plus facilement locataires lorsque les coûts de transition entre ces deux états sont faibles. Un tel comportement accroît également

le stock d'actifs financiers moyen des locataires au chômage. Par conséquent, le stock moyen d'actifs financiers détenus par les locataires au chômage diminue avec la taxe sur le l'achat d'un logement ce qui accroît le taux de sortie moyen et rend les locataires au chômage moins sélectifs dans le choix géographique de leur recherche d'emploi. Au final, une hausse de cette taxe a des effets ambigus : d'un côté, elle pousse les ménages à être moins mobiles pour éviter un déménagement. Mais de l'autre, ces ménages sont en moyenne plus pauvres ce qui accroît la mobilité des locataires. Ce résultat est présenté dans le tableau 4.4. Le nombre de locataires employés dans leurs ville de résidence est de 81.82% pour $\eta_p = 5\%$, 90.31% pour $\eta_p = 10\%$ et 68.20% pour $\eta_p = 15\%$.

Pour identifier le rôle des coûts de mobilité, nous supposons que le coût de transport est nul. Quand $c = 0$, habiter et travailler dans deux ville différentes n'est plus coûteux. Cette hypothèse revient donc à annuler les effets des χ_p et χ_l sur la mobilité puisque les ménages n'ont plus besoin de déménager pour minimiser leurs coûts de déplacement. Autrement dit, il n'existe plus de barrières à rechercher ou accepter un emploi dans une autre ville que celle de résidence. La durée moyenne du chômage passe de 9.58 mois à 9.38 mois pour les locataires (Cf. Tableau 4.4) et de 12.93 mois à 12.97 mois pour les propriétaires. Le pourcentage d'individus travaillant et habitant dans la même ville passe de 90.31% à 75.56% pour les locataires et de 76.53% à 53.33% pour les propriétaires. Les coûts de déménagement ont bien un effet sur la mobilité des individus qu'ils soient propriétaires ou locataires. Une baisse de ces coûts encourage les ménages à rechercher et accepter des emplois ailleurs que dans leur ville de résidence. Cependant, il apparaît que ce comportement a peu de conséquences sur la durée moyenne des épisodes de chômage. En fait, des coûts de mobilité élevés contraignent les chômeurs à faire plus d'effort de recherche, mais sur une zone géographique moins

étendue. Au final, le différentiel de durée de chômage varie peu : il passe de 3.35 mois à 3.59 (soit une 1 semaine de plus).

Ce résultat suggère que la différence de taux de sortie du chômage entre propriétaires et locataires s'explique plus par un effet richesse que par un effet coût de mobilité. Pour vérifier cette intuition, nous réalisons la simulation d'une économie sans propriétaires¹⁵. Les locataires n'accumulent plus d'actifs financiers pour devenir propriétaire, mais uniquement pour s'assurer contre le risque de chômage et pour continuer à consommer durant leur retraite. Ses motivations en matière d'épargne sont donc proches de celles d'un propriétaire de plein droit dans l'économie de référence. Le stock moyen d'actifs financiers d'un locataire est alors égal à 0.21 (37800 euros), soit l'équivalent de 4.2 trimestres de salaire et 97.32% des locataires travaillent et vivent dans la même ville (Cf. Tableau 4.4).

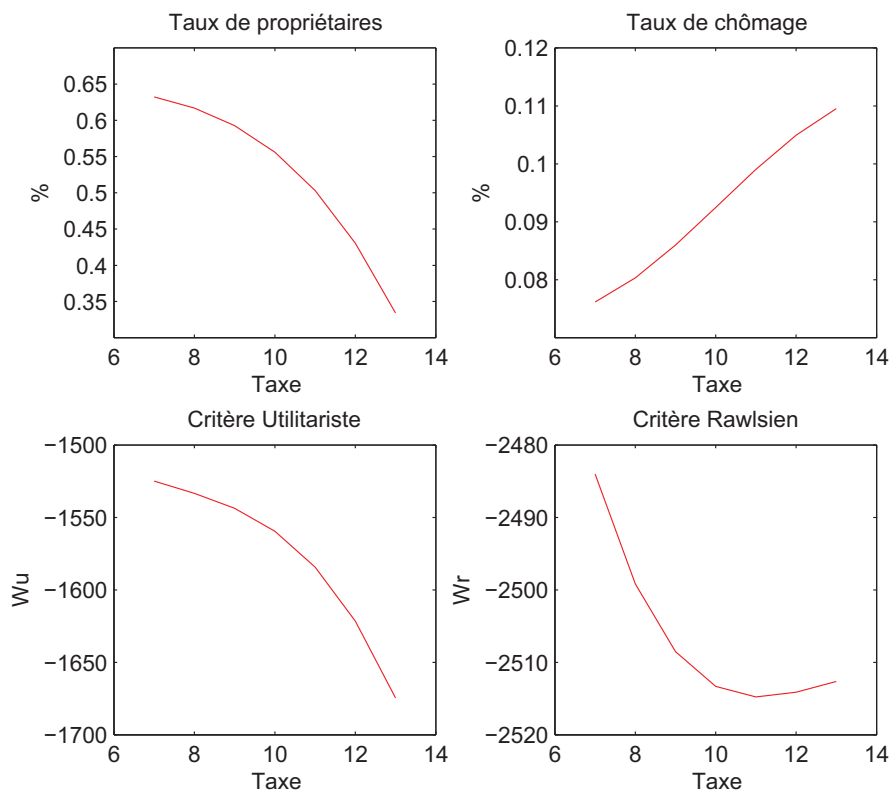
Par ailleurs, la durée moyenne du chômage passe de 9.58 mois à 12.10 mois ce qui est légèrement inférieur à la durée moyenne du chômage des propriétaires dans le modèle de référence. Ceci tend à prouver que le différentiel de durée de chômage entre propriétaires et locataires provient des stratégies en matière d'accumulation de patrimoine : le faible niveau de patrimoine et le souhait d'accéder rapidement à la propriété du logement encouragent les locataires à rechercher plus activement un emploi que les propriétaires de plein droit qui ont réussi à se constituer un patrimoine.

15. La calibration de cette économie est la même que celle de l'économie de référence, mais nous interdisons l'accès à la propriété en fixant une contrainte d'endettement $KP = +\infty$. Ainsi, aucun ménage peut posséder un apport financier suffisant pour avoir le droit de devenir propriétaire : le nombre de propriétaires est nul.

4.5 Analyse de bien-être

Puisque le différentiel de durée de chômage entre propriétaires et locataires est avant tout un effet richesse, a-t-on le droit de dire qu'il est optimal de réduire le nombre de propriétaires. En terme de bien-être, la propriété est peut être une situation préférable à la location ?

FIGURE 4.19 – Bien-être



Contrairement à ce que pouvaient laisser suggérer les travaux d'Oswald, une baisse du nombre de propriétaires ne conduit pas à une baisse du taux de chômage (Cf. Figure 4.19). Même si la durée moyenne du chômage est plus longue pour les propriétaires que pour les locataires, une part plus importante de locataires dans l'économie ne réduit pas le taux de chômage. Ce phénomène s'explique par le fait

que la hausse de la taxe incite les locataires à retarder leur achat immobilier et par conséquent à faire un effort d'épargne moins important. Ce comportement se traduit par une hausse de la durée du chômage des locataires qui fait plus que compenser l'effet composition locataires/propriétaires. Autrement dit, en décourageant l'accès à la propriété, la taxe accroît la durée du chômage des locataires.

Le bien-être qu'il soit utilitariste ou rawlsien (Cf.Figure 4.19) baisse lorsque le nombre de propriétaires diminue. La hausse de la taxe se traduit par un nombre de propriétaires moins important. Or la propriété améliore le bien-être (les agents préfèrent être propriétaires que locataires) et est une protection contre le chômage. En effet, un propriétaire au chômage n'a pas de loyer à payer ce qui lui permet de lisser son revenu plus facilement.

On remarque une très nette baisse du bien-être Rawlsien (Cf.Figure 4.19). Il s'agit toujours des locataires chômeurs sans actifs financiers. Ces individus sont les plus fragiles puisqu'ils ne possèdent aucun patrimoine. Par ailleurs, leur but étant de devenir propriétaires, les politiques dont le but est de réduire le nombre de propriétaires les touchent particulièrement. Ainsi, ce sont les individus les plus pauvres qui pâtissent le plus des politiques de réduction de nombre de propriétaires. La taxe agit comme une barrière à l'entrée dans la propriété qui par définition pénalise ceux qui ne sont pas encore propriétaires.

4.6 Conclusion du chapitre

L'objectif de ce chapitre est d'analyser les effets du statut résidentiel et des politiques publiques sur les taux de retour à l'emploi, en prenant en compte les coûts de mobilité et le niveau de richesse des individus. Dans ce but, nous avons proposé un modèle à agents hétérogènes avec deux types de patrimoine : le capital

financier transférable d'une ville à l'autre et le capital immobilier associé à une ville. Dans ce modèle, les individus choisissent : *(i)* leur niveau optimal d'épargne leur permettant d'acquérir un logement, de se protéger contre le risque d'une perte d'emploi et de préparer leur retraite, *(ii)* leur niveau optimal de recherche d'emploi et *(iii)* leur statut résidentiel optimal (leur ville de résidence et leur mode d'occupation).

Nous montrons que les coûts de mobilité élevés (taxe sur l'achat d'un logement et coûts de transports) diminuent bien la mobilité des propriétaires, mais également celle des locataires. Pour ces derniers, une taxe sur l'achat d'un logement réduit les incitations à devenir propriétaire et donc celles à reprendre un emploi pour acquérir un capital. Cependant, la moindre mobilité n'explique pas le différentiel entre propriétaires et locataires en matière de durée de chômage. L'absence de coûts liés au déménagement améliore la mobilité résidentielle, mais laisse inchangé la durée moyenne du chômage pour les locataires et les propriétaires. En fait, les coûts de mobilité obligent les ménages à accroître leur effort recherche d'emploi dans leur ville de résidence. Au final, la durée moyenne du chômage reste la même et les chômeurs reçoivent plus d'offres d'emploi dans leur ville de résidence.

Ce résultat suggère que le plus faible taux de sortie du chômage des propriétaires ne provient pas d'un effet mobilité, mais d'un effet richesse. Cette intuition est confirmée en simulant une économie sans propriétaire. Dans ce cas, les locataires n'épargnent plus pour accéder rapidement à la propriété, mais uniquement pour se protéger contre un risque de perte d'emploi et pour préparer leur retraite. De ce point de vue, leur situation est comparable à celle des propriétaires de plein droit. Par ailleurs, ils ne quittent plus le statut de locataires une fois qu'ils ont atteint le montant de l'apport personnel minimum. Par conséquent, les locataires

épargnent de manière moins intensive ce qui se traduit par un plus faible taux de sortie du chômage. La durée moyenne du chômage des locataires est alors proche de celle des propriétaires dans le modèle de référence alors que les coûts de mobilité des locataires restent inchangés. Ainsi, il apparaît que le différentiel des durées de chômage entre locataires et propriétaires s'explique essentiellement par la stratégie d'accession à la propriété et par un effet richesse.

L'intuition d'Oswald est fausse. Ce n'est pas parce que la durée de chômage des propriétaires est plus longue que réduire le nombre de propriétaires permet de réduire le taux de chômage. L'accès à la propriété immobilière est une des raisons de la reprise d'emploi rapide des locataires et des propriétaires accédans. La propriété du logement est une assurance contre le chômage. Réduire le nombre de propriétaires, c'est réduire le nombre d'individus auto-assurer contre le chômage.

Conclusion générale

Certains faits stylisés macroéconomiques mis en évidence lors de la dernière décennie ont soulevé la question suivante : quelles sont les conséquences de l'augmentation de taux de propriétaires occupants sur le marché du travail, et plus spécifiquement sur le taux de chômage ? Dans cette optique, la propriété immobilière pourrait constituer une entrave à la mobilité résidentielle des individus ayant choisi ce mode résidentiel, et limiterait ainsi la flexibilité du marché du travail, induisant l'augmentation du taux de chômage.

Cette problématique, résumée sous l'appellation *d'hypothèse d'Oswald*, était le but de cette thèse. A l'aide de plusieurs contributions empiriques, nous avons tenté d'analyser et d'évaluer différents liens existants entre les modes d'occupation du logement, la durée de chômage et la mobilité résidentielle. Puis, nous avons développé un modèle théorique afin de mieux appréhender la stratégie d'accession à la propriété et les conséquences que cela engendre sur le marché du travail.

Pour ce faire, nous avons articulé notre thèse autour de quatre chapitres. Dans le premier chapitre, nous avons présenté une synthèse de la littérature économique récente qui s'intéresse à l'influence de la propriété immobilière sur la performance du marché du travail. Dans un premier temps, nous avons étudié l'évolution de

l'accession à la propriété dans la plupart des pays de l'OCDE ainsi que les principales politiques du logement dans ces pays. Dans un second temps, nous avons présenté les conséquences socio-économiques des modes d'occupation du logement en s'inspirant des travaux de Dietz et Haurin (2003). Enfin, nous avons expliqué l'interaction entre le marché du travail et celui du logement en nous appuyant sur les études théoriques ainsi que sur les différents travaux empiriques sous-jacents.

Concernant le deuxième chapitre, nous avons pour objectif de tester empiriquement la pertinence de *l'hypothèse d'Oswald*, selon laquelle la propriété immobilière pourrait entraver la mobilité des propriétaires et donc leur processus de recherche d'emploi. Pour cela, nous avons estimé, à partir de données françaises, des modèles de durée en temps discret permettant de tenir compte conjointement de l'endogénéité du statut résidentiel et de l'hétérogénéité inobservée. Nos résultats empiriques ont permis d'établir que le statut de propriétaire était corrélé avec une probabilité plus importante de retour vers l'emploi sur le marché du travail local, mais également corrélé avec une probabilité moindre de retour à l'emploi lorsqu'elle s'accompagne d'une mobilité résidentielle. Ainsi, les prédictions théoriques avancées par Oswald (1999) ne sont que partiellement vérifiées dans le cas français, dans le sens où la propriété immobilière est une entrave à la mobilité résidentielle. Cependant, compte tenu du fait que notre échantillon comprend un faible nombre d'observations associées à une faible mobilité résidentielle des propriétaires, cet aspect ne permet pas d'attribuer aux propriétaires une position défavorable sur le marché du travail. D'autant plus que les résultats de l'estimation du modèle semi-paramétrique joint sans distinction des transitions du chômage vers l'emploi avec ou sans mobilité résidentielle mettent en évidence un effet positif (mais non significatif) de la propriété immobilière sur le taux de hasard global.

Quant au troisième chapitre de cette thèse, nous avons cherché à apporter un éclairage supplémentaire sur les comportements de prospections d'emploi des propriétaires contraints financièrement ou non. Nous avons donc développé des modèles de durée en temps discret permettant d'estimer conjointement les probabilités des modes d'occupation du logement et le taux de sortie du chômage. Notre approche économétrique nous a permis d'une part de mieux contrôler l'endogénéité du statut résidentiel et d'autre part d'isoler l'effet spécifique des contraintes financières des accédants à la propriété ainsi que l'effet de richesse spécifique des propriétaires de plein droit. Nos résultats empiriques ont révélé que les propriétaires contraints financièrement pour des raisons relatives à leur logement retrouvent plus rapidement un emploi, tandis que les propriétaires de plein droit disposant d'un stock d'actifs financiers élevé restent plus longtemps au chômage. Ainsi, *l'hypothèse d'Oswald* n'est pas vérifiée dans le cas français dans le sens où les propriétaires sont caractérisés par des durées de chômage plus longues que celles des locataires.

Dans le quatrième chapitre, nous avons construit un modèle théorique à agents hétérogènes afin d'analyser les effets du statut résidentiel et des politiques publiques sur le taux de retour à l'emploi. Nos simulations sur des données françaises révèlent que le taux de sortie du chômage le plus élevé est celui des propriétaires accédants suivis des locataires et des propriétaires de plein droit. Néanmoins, il apparaît clairement que le taux de retour à l'emploi diminue avec le niveau de richesse des ménages, car dès l'emprunt de la résidence principale intégralement remboursé, les propriétaires ne sont plus contraints financièrement. Par conséquent, les chômeurs propriétaires qui possèdent un stock d'actifs financiers élevé recherchent moins activement un emploi et sont plus sélectifs à l'égard des offres d'emploi éloignées de leur domicile. Les simulations des différentes politiques publiques ont révélé que les coûts de mobilité élevés (Commissions des

agents immobiliers, frais d'enregistrement et de mutation, etc.) diminuent clairement la mobilité des propriétaires, mais également celle des locataires. Cependant, la faible mobilité résidentielle n'explique pas pour autant le différentiel de durée de chômage entre propriétaires et locataires. Par ailleurs, cela s'explique essentiellement par la stratégie d'accession à la propriété immobilière et par un effet richesse. Finalement, nos résultats prouvent que contrairement à ce que pouvaient laisser suggérer les travaux d'Oswald (1996,1998,1999), une baisse du nombre de propriétaires ne conduit pas nécessairement à une baisse du taux de chômage. Nous avons alors montré que la propriété immobilière améliore à la fois le bien-être (les agents préfèrent être propriétaires que locataires), mais elle constitue une certaine forme de protection contre le chômage.

Dans la continuité de notre réflexion, il serait intéressant de se pencher sur la question de 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. Pour ce faire, il est envisageable de s'appuyer sur un modèle de durée à risques concurrents tenant compte de l'endogénéité des modes d'occupation du logement et, simultanément, de l'hétérogénéité inobservable. Par conséquent, cela nous permettrait de mieux appréhender l'impact de la propriété immobilière sur les différents types de transitions professionnelles des employés.

Bibliographie générale

ABBRING, J., ET VAN DEN BERG, G.J. (2003), « The Nonparametric Identification of Treatment Effects in Duration Models », *Econometrica*, 71(5), pp. 1491-1517.

ACEMOGLU, D., ET SHIMER, R. (2000), « Productivity gains from unemployment insurance », *European Economic Review*, vol. 44(7), pp. 1195-1224.

AIYAGARI, S.R. (1994), « Uninsured Idiosyncratic Risk and Aggregate Saving », *Quarterly Journal of Economics*, vol. 109, n°3, pp. 659-684.

ALGAN, Y., CHERON, A., HAIRAUT J.O., ET LANGOT, F.(2003), « Wealth effect on labor market transitions », *Review of Economic Dynamics*, vol. 6, PP. 156-178.

ALGAN, Y., CHERON, A., HAIRAUT J.O., ET LANGOT, F. (2004), « Épargne de précaution et Chômage : une évaluation quantitative de l'auto-assurance », *Annales d'Économie et Statistique*, n°75, pp. 105-130.

ALGAN, Y., ET TERRACOL, A. (2002), « L'influence de l'épargne de précaution sur la recherche d'emploi », *Économie et Statistique*, n°349-350, pp. 63-76.

ANDREWS, D., CÁLDERA SANCHEZ, A., ET JOHANSSON, Å. (2011), « Housing markets and structural policies in OECD countries », OECD Economics Department Working Papers n°836, OECD, Paris.

ARULAMPALAM, W., ALISON L., ET MARK, P.(2000), « Unemployment Persistence », Oxford Economic Papers, *Oxford University Press*, vol. 52(1), pp. 24-50.

- ATKINSON, A., ET MICKLEWRIGHT, J. (1991), « Unemployment compensation and labor market transitions : A critical review », *Journal of Economic Literature* XXIX, pp. 1679-1727.
- BABEAU, A. CHARPIN, F. (1993), « Détermination du financement optimal d'un logement par la théorie du cycle de vie », *Revue de l'OFCE* Vol. 47, n°47, pp. 67-90.
- BARCELÓ, C. (2003), « Housing Tenure and Labour Mobility : a comparison across European countries », CEMFI W.P, n°0302.
- ARRONDEL, L. ET MASSON, A. (1990), « Hypothèse du cycle de vie, diversification et composition du patrimoine », *Annales d'Économie et de Statistique*, n°17.
- BATTU, H., MA A., ET PHIMISTER, E. (2008), « Housing Tenure, Job Mobility and Unemployment in the UK », *Economic Journal*, vol. 118, n°527, pp. 311-328.
- BAKER, M., ET MELINO, A. (2000), « Duration dependence and nonparametric heterogeneity : A Monte Carlo study », *Journal of Econometrics*, vol. 96, pp. 357-393.
- BENTOLILA, S., ET BERTOLA, G. (1990), « Firing Costs and Labour Demand : How Bad is Euroclerosis? », *The Review of Economic Studies*, Vol. 57, n°3, pp. 381-402.
- BELOT, M., ET VAN OURS, J.C. (2001), « Unemployment and Labor Market Institutions : An Empirical Analysis », *Journal of the Japanese and International Economies*, vol. 15, n°4, pp. 403-418.
- BELOT, M. ET EDERVEEN, S. (2006), « Cultural and institutional barriers in migration between OECD countries », CPB Document, Den Haag : CPB.
- BELZIL, C. ET HANSEN, J. (2002), « Unobserved Ability and the Return to Schooling », *Econometrica*, vol. 70(5), pp 2075-2091
- BLANCHARD, O., ET DIAMOND, P. (1994), « Ranking, Unemployment Duration, and Wages », *Review of Economic Studies*, vol. 61, n°3, pp 417-434.
- BLANK, R. M. (1989), « Analyzing the length of welfare spells », *Journal of Public Economics*, vol. 39 n°3.

BOUYAD-AGHA, S., MÉNARD, S., ET SELLEM, F. (2010), « Statut résidentiel et retour à l'emploi dans un modèle à agents hétérogènes : effet mobilité ou effet richesse ? », *Revue d'Économie Régionale et Urbaine*, n°1, pp 57-88.

BONNAL, L., ET FOUGERE, D. (1990), « Les déterminants individuels des durées de chômage », *Économie et Prévision*, vol. 96, n°5, pp. 45-82.

BREUIL-GENIER, P., LEGENDRE, N. ET VALDELIÈVRE, H. (2000), « Panel d'individus versus panel de logement, ou : que peut-on dire de la qualité du Panel Européen ? », INSEE, mimeo.

BRUNET, C., CLARK, A., ET LESUEUR, J.Y. (2004), « Le statut résidentiel affecte-t-il la durée de chômage ? : Applications micro économétriques sur données françaises », *Revue Économique*, vol. 55, n°3, pp. 569-578.

BRUNET, C., ET LESUEUR, J.Y. (2007), « Statut résidentiel et durée de chômage en France et au Royaume-Uni », *Revue Française d'Économie*, vol. 22, n°2, pp. 165-190.

BRUNET, C., HAVET, N., ET LESUEUR, J.Y. (2010), « La propriété immobilière est-elle un obstacle pour sortir du chômage ? », GATE-CNRS, W.P, n°1007.

BROSIUS, J. (2001), « A la recherche des déterminants de la durée du chômage au Luxembourg », W.P, n°126.

BÖHEIM, R., ET TAYLOR, M. P. (1999), « Residential Mobility, Housing Tenure and the Labour Market in Britain », Institute Labor Research working papers n°035.

CASES, C. (1994), « Durées de chômage et comportements d'offre de travail : une revue de littérature », *Économie et Prévision*, n°113-114, pp. 177-187.

CATTE, P., GIROUARD, PRICE, R., ET ANDRE, C. (2004), « Contribution du marché du logement à la résilience économique », *Revue Économique de l'OFCE* 38(1), 139-173.

CÁLDERA SANCHEZ, A., ET ANDREWS, D. (2011), « To Move or not to Move : What Drives Residential Mobility Rates in the OECD ? », OECD Economics Department Working Papers, n°846, OECD Publishing.

- CAHUC, P., ET ZYLBERBERG, A. (1999), « Job Protection, Minimum Wage and Unemployment », *IZA Discussion Papers Series*, n°95.
- COULSON, N.E., ET FISHER, L.M. (2002), « Tenure choice and labour market outcomes », *Housing Studies*, vol. 17, n°35-49, pp. 35-49.
- COULSON, N.E., ET FISHER, L.M. (2008), « Housing tenure and labor market impacts : The search goes on », mimeo.
- COULSON, N.E., ET FISHER, L.M. (2009), « Housing Tenure and Labor Market Impacts : The Search Goes On », *Journal of Urban Economics*. vol. 65, n°3, pp. 252-264.
- COX, D.R. (1972), « Regression Models and Life Tables », *Journal of the Royal Statistical Society*, vol. B 34.
- COX, D. R., ET OAKES, D. (1985), « Analysis of Survival Data », Londres, New York, Chapman and Hall.
- DAVIES, J.B., ET SHORROCKS, F. (1999), « The distribution of Wealth in Handbook of Income Distribution, A.B. Atkinson and F. Bourguignon (eds) », Amsterdam : Elsevier.
- DEVINE, T. (1988), « Arrival versus acceptance : the source of variation in reemployment rates across demographics groups », *Working Paper, Pennsylvania State University*.
- DUPRAY, A., ET RECOTILLET, I. (2009), « Mobilités professionnelles et cycle de vie », *Économie et Statistique*, N°423 , pp. 31-58.
- De GRAAF, T., ET VAN LEUVENSTEIJN, M. (2007), « The impact of housing market institutions on labour mobility », A European cross-country comparison, CPB Discussion Paper, N°82.
- DEBRAND, T., ET TAFFIN, C. (2005), « Les facteurs structurels et conjoncturels de la mobilité résidentielle depuis 20 ans », *Économie et Statistique*, vol. 381-382, pp. 125-146

DIETZ, R.D., ET HAURIN, D.R. (2003), « The social and private micro-level consequences of homeownership », *Journal of Urban Economics*, vol. 54, n°3, pp. 401-450.

DORMONT, B., FOUGERE, D. ET PRIETO, A. (2001), « L'effet de l'allocation unique dégressive sur la reprise d'emploi », *Économie et Statistiques*, n°343.

FLATAU, P., FORBES, M., HENDERSHOTT, P., ET WOOD, G. (2003), « Homeownership and unemployment : The roles of leverage and public housing », NBER Working Paper n°10021.

FLORENS, J.P., FOUGÈRE, D., ET MOUCHARD, M. (1996), « Duration models », dans *The econometrics of panel data : a handbook of theory with applications*, seconde édition.

FOUGÈRE, D. (1989), « Recherche d'emploi en présence de contrats de travail de courte durée : modélisation et estimation sur données individuelles », *Annales d'Économie et de Statistique*, n°14.

FOUGÈRE, D., KAMIONKA, T., ET PRIETO, A. (2010), « L'efficacité des mesures d'accompagnement sur le retour à l'emploi », *Revue Économique*, vol. 61, n°3, p. 599-612.

GARCIA, J., ET HERNANDEZ, J. (2004), « User Cost Changes, Unemployment and Home-ownership : Evidence from Spain », *Urban Studies* 41(3), 563-578.

GOBILLON, L. (2001), « Emploi, logement et mobilité résidentielle », *Économie et Statistique*, n°9/10, pp. 77-98.

GOBILLON, L., ET DAVID, B. (2003), « L'impact des contraintes d'emprunt sur la mobilité résidentielle et les choix entre location et propriété », Version révisée janvier 2003.

GOSS, E.P., ET PHILLIPS, J.M. (1997), « The impact of home ownership on the duration of Unemployment », *Review of Regional Studies*, vol. 27, pp. 9-27

GREEN, R.K., ET HENDERSHOTT, P.H. (2001a), « Home-ownership and Unemployment in the US », *Urban Studies*, vol. 38, n°9, pp. 1509-1520.

- GREEN, R.K., ET HENDERSHOTT, P.H. (2001b), « Home-ownership and the duration of unemployment : a test of the Oswald hypothesis », Paper presented at the AREUEA Annual Meeting, January 2002.
- HAMMNETT, C. (1991), « The relationship between residential migration and housing tenure in London, 1971-81 : a longitudinal analysis », *Environment and Planning A* 23(8), 1147-1162.
- HAN, A., ET HAUSMAN, J. (1990), « Flexible Parametric Estimation of Duration and Competing Risk Models », *Journal of Applied Econometrics*, vol. 5, n°1, pp. 1-28.
- HAM, J., ET RAE, A. (1987), « Unemployment insurance and male unemployment duration in Canada », *Journal of Labor Economics* vol. 5, pp. 325-353.
- HANSEN, G.D., ET IMROHOROGLU, A. (1992), « The role of unemployment insurance in an economy with liquidity constraints and moral hazard », *Journal of Political Economy*, vol. 100(1), pp. 118-142.
- HECKMAN, J.J. (1979), « Sample selection bias as a specification error », *Econometrica*, vol. 47 n°1.
- HECKMAN, J.J., ET FLINN, C. (1982), «New Methods For Analyzing Structural Models of Labor Force Dynamics », *Journal of Econometrics*, vol. 18, pp. 115-168.
- HECKMAN, J., ET SINGER, B. (1984), « Econometric Duration analysis », *Journal of Econometrics*, vol. 24, pp. 36-132.
- HECKMAN, J.J., ET SINGER, B. (1986), « Econometric analysis of longitudinal data », dans GRILICHES, Z. ET INTRILIGATOR, M. D. (éditeurs), *Handbook of Econometrics*, vol. 3, Elsevier. Science.
- HENDERSHOTT, H.P., ET HU, S.C. (1981), « Inflation and extraordinary returns on owner-occupied housing : Some implications for capital allocation and productivity growth », Vol. 3, pp. 177-203.
- HENLEY, A. (1998), « Residential mobility, housing equity and the labour market », *Economic Journal*, n°108, pp. 414-427.

HUGGETT, M. (1997), « The one-sector growth model with idiosyncratic shocks : Steady states and dynamics », *Journal of Monetary Economics*, vol. 39(3), pp. 385-403.

JENKINS, S.P. (2005), « Survival Analysis » www.iser.essex.ac.uk/teaching/degree/stephenj/ec968/pdfs/ec968lnotesv6.pdf

JENKINS, S.P. (1995), « Easy ways to estimate discrete time duration models », *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* vol. 57, pp. 129-138.

JOSEPH, W.G., ET MARTIN, R.F. (2003), « Precautionary Savings and the Wealth Distribution with Illiquid Durables », *International Finance Discussion Papers*, N° 773.

KALBFLEISCH, J.D., ET PRENTICE, R.L. (1980), « The Statistical Analysis of Failure Time Data », John Wiley, New York.

KAPLAN, E., ET MEIER, P. (1958), « Nonparametric estimation from incomplete observations », *Journal of the American Statistical Association*, vol. 53, pp. 457-481.

KIEFER, N. (1988), « Economic duration data and hazard functions », *Journal of Economic Literature* , vol. 26, pp. 646-679.

LANCASTER, T. (1979), « Econometric methods for the duration of unemployment », *Econometrica*, vol. 47, n°4.

LANCASTER, T. (1990), « The econometric analysis of transition data », *Econometric Society monographs*, Cambridge University Press, Cambridge, UK.

LEGENDRE, N. (2004), « Les revenus du patrimoine dans les enquêtes revenus fiscaux », Documents de Travail de la Direction des Statistiques Démographiques et Sociales, n°F0405, INSEE.

LAYARD, R., NICKELL S., ET JACKMAN, R. (2001), « Unemployment Macroeconomic Performance and the Labour Market », *Oxford University Press*.

LJUNGQVIST, L., ET SARGENT, T. (1998), « The European Unemployment Dilemma », *Journal of Political Economy*, vol. 106, n°3, PP. 514-550.

- LOLLIVIER, S., ET RIOUX, L. (2002), « A structural non-stationary model of job search : Stigmatization of the unemployed by job offers or wage offers ? », W.P, March 2002.
- MARTIN, A. (1996), « Indicateurs de taux de remplacement aux fins de comparaisons internationales », *Revue Économique de l'OCDE*, n°26, pp. 115-132.
- McCALL, J.J. (1970), « Economics of information and job search », *Quarterly Journal of Economics*, vol. 84, n°1.
- MÉNARD, S. (2006), « Optimal unemployment insurance with non-separable preferences », *Economics Letters, Elsevier*, vol. 93(2), pp. 267-271.
- MÉNARD, S., ET SELLEM, F. (2008), « Statut résidentiel et retour à l'emploi dans un modèle à agents hétérogènes », W.P, TEPP-GAINS.
- MÉNARD, S., ET SELLEM, F. (2010), « How Does Social Housing Affect the Rate of Equilibrium Unemployment ? », W.P, TEPP-GAINS, February 2010.
- MEYER, B.D. (1990), « Unemployment insurance and unemployment spells », *Econometrica*, vol. 58 n°4.
- MORTENSEN, D. (1970), « Job search and labor market analysis », dans ASHENFELTER, O. ET LAYARD, R. (eds), *Handbook of labor economics*, vol. 2, Elsevier Science Publisher. pp. 849-919.
- MORTENSEN, D. (1977), « Unemployment Insurance and Labor Supply Decisions », *Industrial and labor Relations Review*, vol. 30(4), pp. 505-517.
- MORTENSEN, D., ET PISSARIDES, C. (1994) « Job creation and job destruction in the theory of unemployment », *Review of Economic Studies*, vol. 61, pp. 397-415.
- MUNCH, J.R., ROSHOLM, M., ET SVARER, M. (2005), « Rent control and unemployment duration », *Journal of public economics*, 89, pp. 2165-2181
- MUNCH, J.R., ROSHOLM, M., ET SVARER, M. (2006), « Are Home Owners Really More Unemployed ? », *The Economic Journal*, vol. 116, pp. 991-1013.

MUNCH, J.R., ROSHOLM M., ET SVARER, M. (2008), « Home Ownership, Job Duration and Wages », *Journal of Urban Economics*, vol. 63 n°1, pp. 130-145.

MILLARD, S. (1996), « The Effect of Employment Protection Legislation on Labor Market Activity : A Search Approach », *Bank of England Working Paper*.

NARANDRANTHAN, W., ET STEWART, M. (1993), « Modelling the probability of leaving unemployment : competing risk models with exible base-line hazards », *Applied Statistics* 42, pp. 63-83.

NICKELL, S. (1990), « Unemployment : Questions and some Answers », *Economic Journal*, vol. 108, n°448, pp. 802-816.

NICKELL, S. (1997), « Unemployment and Labor Market Rigidities : Europe versus North America », *Journal of Economic Perspectives*, vol. 11, n°3, pp. 55-74

NICKELL, S., NUNZIATA, L., ET OCHEL, W. (2005), « Unemployment in the OECD Since the 1960s. What Do We Know ? », *The Economic Journal*, vol. 115, n°500, pp. 1-27.

NICKELL, S., ET LAYARD, R. (1999), « Labor Market Institutions and Economic Performance » , dans AASHENFELTER O., CARD D., (eds), *Handbook of Labor Economics*, Elsevier, vol. 3, pp. 3029-3084.

OCDE (2005), « Employment Outlook 2005 », <http://www.oecd.org/dataoecd/2/61/36780856.pdf>

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. (1998), « The missing piece of the unemployment puzzle », CEPR Workshop on Unemployment Dynamics.

OSWALD, A.J. (1999), « The Housing Market and Europe's Unemployment », www2.warwick.ac.uk/fac/soc/economics/staff/faculty/oswald/homesnt.pdf

- OSWALD, A.J., GARDNER, J., ET PIERRE, G. (2001), « Moving for Job Reasons », W.P. University of Warwick.
- PALLAGE, S., SCRUGGS L., ET ZIMMERMANN, C. (2008), « Unemployment Insurance Generosity : A Trans-Atlantic Comparison », IZA Discussion Papers 3869, Institute for the Study of Labor (IZA).
- PEHKONEN, J. (1999), « Unemployment and Home-Ownership », *Applied Economics Letters* vol. 6, pp. 263-265.
- PETO, R., ET PETO, J. (1972), « Asymptotically efficient rank invariant test procedures (with discussion) », *Journal of the Royal Statistical Society*, n°135, pp. 185-206.
- PISSARIDES, C. (1992) , « Loss of skill during unemployment and the persistence of employment shocks. *Quarterly Journal of Economics*, vol. 107, pp. 1381-1391.
- PRENTICE, R. (1978), « Linear rank tests with right censored data », *Biometrika*, n°65, pp. 165-179.
- PRENTICE, R.L., ET GLOECKLER, L.A. (1978), « Regression Analysis of Grouped Survival Data with Application to Breast Cancer Data », *Biometrics*, vol. 34.
- QUIGLEY, J.M. (1987), « Interest Rate Variations, Mortgage Prepayments and Household Mobility », *Review of Economics and Statistics*, 49(4), 636-643.
- RECOTILLET, I., ET DUPRAY, A. (2009), « Mobilités professionnelles et cycle de vie », *Économie et statistique*, Vol. 423, n°423, pp. 31-58
- RIDDER, G. (1987), « The sensitivity of duration models to misspecified unobserved heterogeneity and duration dependence », Working paper, Groningen University.
- RIOUX, L. (2001), « Salaire de réserve, allocation chômage dégressive et revenu minimum », *Économie et Statistique*, 346-347, 2001.
- ROUWENDAL, J., ET NIJKAMP, P. (2007), « Homeownership and labor market behavior : Interpreting the evidence », *Handbook of Labor Economics*, vol. 3, pp. 3029-3084.

ROHE, W., ET STEWART, L. (1996), « Homeownership and neighborhood stability », *Housing Policy Debate* 7(1), 173-184.

SOUTH, S., ET DEANE, G. (1993), « Race and mobility : individual determinants and structural constraints », *Social Forces* 72(1), 147-167.

TERRACOL, A. (2004), « RMI et Offre de travail », W.P, Février 2004.

TERRACOL, A. (2009), « Guaranteed minimum income and unemployment duration in France », *Labour Economics*, vol. 16, n°2, pp 171-182.

SIMONNET, V., ET TERRACOL, A. (2010), « Coût du travail et flux d'emploi : l'impact de la réforme de 2003 », *Économie et Statistique*, n°429-430, pp. 107-128.

VAN DEN BERG, G.J. (1990), « Nonstationarity in job search theory », *Review of Economic Studies*, n°57, pp.255-277.

VAN DEN BERG, G.J. (2001), « Duration Models : Specification, Identification and Multiple Durations », dans HECKMAN, J.J., ET LEAMER, E. (éditeurs), *Handbook of Econometrics*, vol. 5, Elsevier Science.

VAN DEN BERG, G.J., VAN DER KLAUW, B., ET VAN OURS, J. (2004), « Punitive sanctions and the transition rate from welfare to work », *Journal of Labor Economics* Vol. 22, pp. 211-241.

VAN VUUREN, A. (2009), « The impact of Homeownership on Unemployment in the Netherlands », dans van EWIJK. C., VAN LEUVENSTELJIN, M. *Homeownership and the Labour Market in Europe. Oxford University Press*, pp. 113-135.

VAN VUUREN, A., ET VAN LEUVENSTELJIN, M. (2007), « The impact of Homeownership on Unemployment in the Netherlands », CPB Discussion Paper 86, 53.

VAN LEUVENSTELJIN, M., ET KONING, P. (2004), « The Effect of Home-ownership on Labour Mobility », *Journal of Urban Economics*, vol. 55, pp. 580-596.

VAN OMMEREN, J.N., ET VAN LEUVENSTELJIN, M. (2005), « New evidence of the effect of transaction costs on residential mobility », *Journal of Regional Science*, 681-702.

WOLPIN, K. (1987), « Estimating a structural job search model : the transition from school to work », *Econometrica*, vol .55, pp. 801-818.

Annexe A

Annexe du chapitre 1

A.1 Statique comparative des conditions d'équilibre du modèle

Soit H une fonction convexe, non négative, strictement décroissante, satisfaisant les relations suivantes :

$$H(\omega) = \int_{\omega^*}^{\infty} (\omega - \omega^*) dF(\omega) = - \int_{\omega}^{\omega^*} (\omega - \omega^*) dF(\omega) = - \int_{\omega}^{\omega^*} (1 - F(\omega)) d\omega$$

$\omega \rightarrow \infty$

$$\begin{aligned} \frac{\partial H(\omega)}{\partial \omega} &= -[1 - F(\omega)] < 0; \\ \frac{\partial^2 H(\omega)}{\partial \omega^2} &= f(\omega) > 0; \lim_{\omega \rightarrow \infty} H(\omega) = 0 \end{aligned}$$

La statique comparative pratiquée sur les conditions d'équilibre du modèle permet d'étudier la sensibilité des salaires de réserve et des taux de sortie du chômage aux paramètres d'intérêt du modèle. On obtient les propriétés suivantes :

Pour les locataires

– Effet d'une modification du montant des indemnités chômage ($db > 0$).

$$\frac{\partial \omega^*}{\partial b} = \left[\frac{1}{1 + \frac{(q_l + q_n)}{\rho} [1 - F(\omega^*)]} \right] = \left[\frac{\rho}{\rho + (q_l + q_n)[1 - F(\omega^*)]} \right] > 0 \quad (\text{A.1})$$

$$\frac{\partial \lambda^L}{\partial b} = -(q_l + q_n)f(\omega) \frac{\partial \omega^*}{\partial b} = -(q_l + q_n)f(\omega) \left[\frac{\rho}{\rho + (q_l + q_n)[1 - F(\omega^*)]} \right] < 0$$

– Effet d'une modification du taux de préférence pour le présent ($d\rho$) :

$$\frac{\partial \omega^*}{\partial \rho} = \left[\frac{-(q_l + q_n)H(\omega^*)}{\rho \{ \rho + (q_l + q_n)[1 - F(\omega^*)] \}} \right] < 0 \quad (\text{A.2})$$

$$\frac{\partial \lambda^L}{\partial \rho} = -(q_l + q_n)f(\omega^*) \frac{\partial \omega^*}{\partial \rho} = -(q_l + q_n)f(\omega^*) \left[\frac{-(q_l + q_n)H(\omega^*)}{\rho \{ \rho + (q_l + q_n)[1 - F(\omega^*)] \}} \right] > 0$$

– Effet d'une augmentation des taux d'arrivée des offres ($dq_l > 0$, $dq_n > 0$) :

$$\frac{\partial \omega^*}{\partial q_l} = \left[\frac{H(\omega^*)}{\rho + (q_l + q_n)[1 - F(\omega^*)]} \right] > 0 \quad (\text{A.3})$$

$$\frac{\partial \omega^*}{\partial q_n} = \left[\frac{H(\omega^*)}{\rho + (q_l + q_n)[1 - F(\omega^*)]} \right] > 0 \quad (\text{A.4})$$

$$\frac{\partial \lambda^L}{\partial q_l} = \left[[1 - F(\omega^*)] - (q_l + q_n)f(\omega^*) \frac{\partial \omega^*}{\partial q_l} \right] \leq 0 \quad (\text{A.5})$$

$$\frac{\partial \lambda^L}{\partial q_l} = \left[[1 - F(\omega^*)] - (q_l + q_n)f(\omega^*) \frac{\partial \omega^*}{\partial q_n} \right] \leq 0 \quad (\text{A.6})$$

Pour les propriétaires

- Effet d'une modification du montant des indemnités chômage ($db > 0$).

$$\frac{\partial \omega_l^*}{\partial b} = \left[\frac{\rho}{\rho + q_l[1 - F(\omega_l^*)] + q_n[1 - F(\omega_n^*)]} \right] > 0 \quad (\text{A.7})$$

$$\frac{\partial \omega_n^*}{\partial b} = \left[\frac{\rho}{\rho + q_l[1 - F(\omega_l^*)] + q_n[1 - F(\omega_n^*)]} \right] > 0 \quad (\text{A.8})$$

$$\frac{\partial \lambda^P}{\partial b} = \left[-q_l f(\omega_l^*) \frac{\partial \omega_l^*}{\partial b} - q_n f(\omega_n^*) \frac{\partial \omega_n^*}{\partial b} \right] < 0 \quad (\text{A.9})$$

- Effet d'une modification du taux de préférence pour le présent ($d\rho$) :

$$\frac{\partial \omega_l^*}{\partial \rho} = \left[\frac{-q_l H(\omega_l^*) - q_n H(\omega_n^*) - \rho m c q_n [1 - F(\omega_n^*)]}{\rho \{ \rho + q_l [1 - F(\omega_l^*)] + q_n [1 - F(\omega_n^*)] \}} \right] < 0 \quad (\text{A.10})$$

$$\frac{\partial \omega_n^*}{\partial \rho} = \frac{\partial \omega_l^*}{\partial \rho} + \frac{\partial \rho m c}{\partial \rho} = \left[\frac{-q_l H(\omega_l^*) - q_n H(\omega_n^*) - \rho m c q_n [1 - F(\omega_n^*)]}{\rho \{ \rho + q_l [1 - F(\omega_l^*)] + q_n [1 - F(\omega_n^*)] \}} \right] + m c$$

$$= \left[\frac{-q_l H(\omega_l^*) - q_n H(\omega_n^*) + \rho^2 m c + \rho m c q_l [1 - F(\omega_l^*)]}{\rho \{ \rho + q_l [1 - F(\omega_l^*)] + q_n [1 - F(\omega_n^*)] \}} \right] \leq 0 \quad (\text{A.11})$$

$$\frac{\partial \lambda^P}{\partial \rho} = \left[-q_l f(\omega_l^*) \frac{\partial \omega_l^*}{\partial b} - q_n f(\omega_n^*) \frac{\partial \omega_n^*}{\partial b} - q_n m c f(\omega_n^*) \right] \leq 0 \quad (\text{A.12})$$

– Effet d'une modification des coûts de mobilité (mc) :

$$\frac{\partial \omega_l^*}{\partial mc} = \left[\frac{-\rho q_n [1 - F(\omega_n^*)]}{\rho + q_l [1 - F(\omega_l^*)] + q_n [1 - F(\omega_n^*)]} \right] < 0 \quad (\text{A.13})$$

$$\frac{\partial \omega_n^*}{\partial mc} = \left[\frac{\rho [\rho + q_l [1 - F(\omega_l^*)]]}{\rho + q_l [1 - F(\omega_l^*)] + q_n [1 - F(\omega_n^*)]} \right] > 0 \quad (\text{A.14})$$

$$\frac{\partial \lambda^P}{\partial mc} = \left[-q_l f(\omega_l^*) \frac{\partial \omega_l^*}{\partial mc} - q_n f(\omega_n^*) \frac{\partial \omega_n^*}{\partial mc} \right] \leq 0 \quad (\text{A.15})$$

– Effet d'une augmentation des taux d'arrivée des offres ($dq_l > 0$, $dq_n > 0$) :

$$\frac{\partial \omega_l^*}{\partial q_l} = \left[\frac{H(\omega_l^*)}{\rho + q_l [1 - F(\omega_l^*)] + q_n [1 - F(\omega_n^*)]} \right] > 0 \quad (\text{A.16})$$

$$\frac{\partial \omega_n^*}{\partial q_n} = \left[\frac{H(\omega_n^*)}{\rho + q_l [1 - F(\omega_l^*)] + q_n [1 - F(\omega_n^*)]} \right] > 0 \quad (\text{A.17})$$

$$\frac{\partial \lambda^P}{\partial q_l} = \left[[1 - F(\omega_l^*)] - q_l f(\omega_l^*) - q_n f(\omega_n^*) \frac{\partial \omega_l^*}{\partial q_l} \right] \leq 0 \quad (\text{A.18})$$

$$\frac{\partial \lambda^P}{\partial q_n} = \left[-q_l f(\omega_l^*) \frac{\partial \omega_n^*}{\partial q_n} + [1 - F(\omega_l^*)] - q_n f(\omega_n^*) \right] \leq 0 \quad (\text{A.19})$$

Annexe B

Annexe du chapitre 2

FIGURE B.1 – Fonctions de survie estimées selon le statut résidentiel

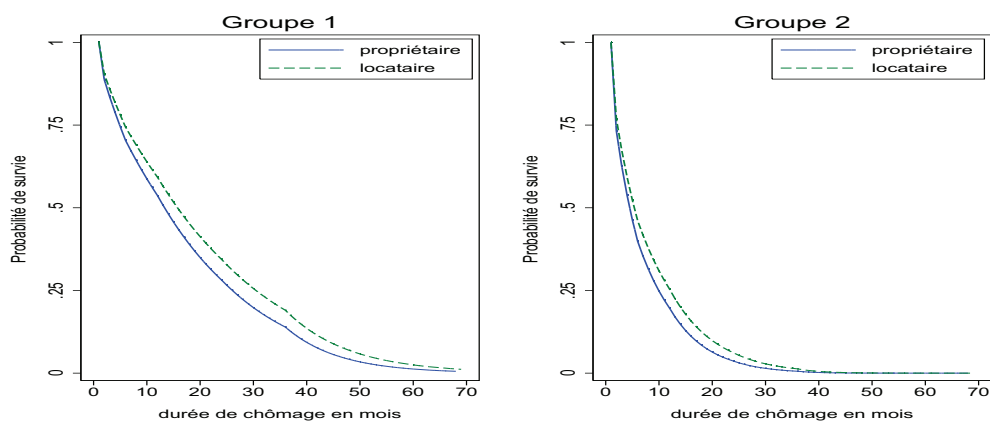


FIGURE B.2 – Fonctions de survie estimées selon le statut résidentiel et le sexe

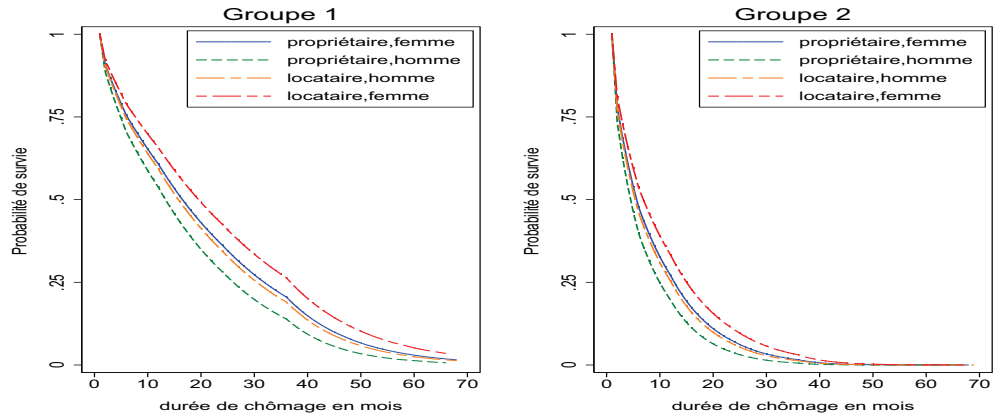


FIGURE B.3 – Fonctions de survie estimées selon le statut résidentiel et l'allocation chômage

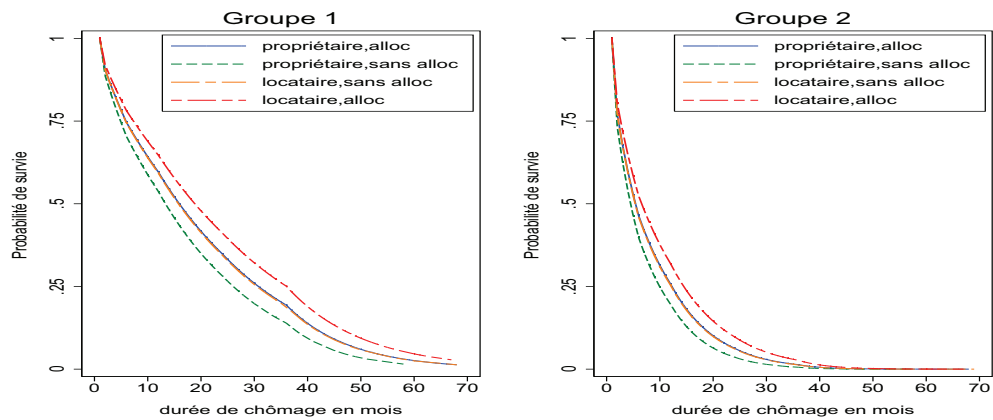


FIGURE B.4 – Fonctions de survie estimées selon le statut résidentiel et le niveau d'études

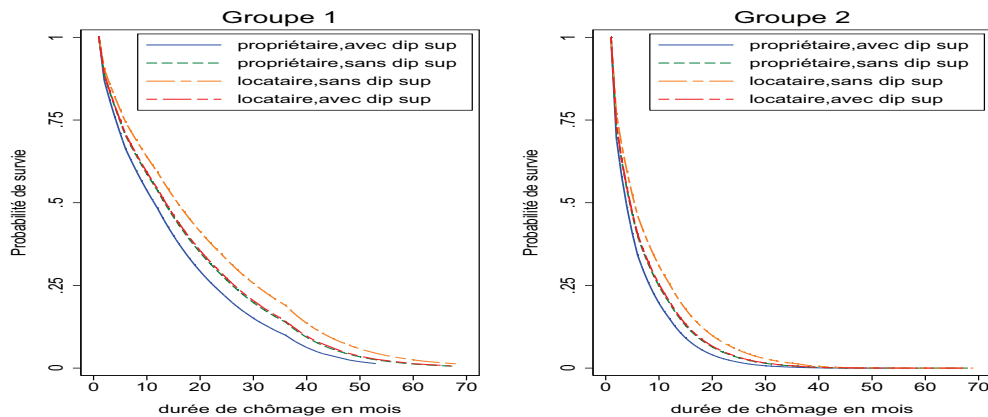
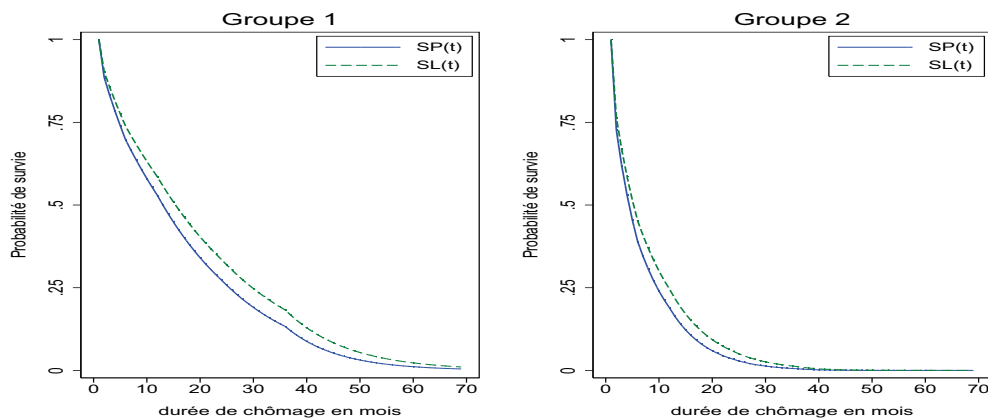


FIGURE B.5 – Fonctions de survie estimées



Note : SP(t) représente la fonction de survie d'un homme de nationalité française, propriétaire, âgé de 30 à 45 ans, qui perçoit une allocation chômage, vit en couple sans enfant et reside dans une commune rurale.

SL(t) représente la fonction de survie d'une homme de nationalité française, locataire, âgé de 30 à 45 ans, qui perçoit une allocation chômage, vit en couple sans enfant et reside dans une commune rurale.

Annexe C

Annexe des chapitres 2 et 3 : Les modèles de durée

C.1 Préliminaires : fonction de survie, fonction de hasard et censure

Soit T une variable aléatoire positive, qui représente la durée de chômage connue par un individu avant d'obtenir un emploi et par t ses réalisations ($0 \leq t < \infty$). On note f la fonction de densité de T et F sa fonction de répartition. Ainsi, on peut définir la fonction de répartition qui s'écrit de la manière suivant :

$$F(t) = Pr(T \leq t) \tag{C.1}$$

$F(t)$ correspond à la probabilité que la durée de l'épisode soit inférieure ou égale à t .

La fonction de densité est :

$$f(t) = \lim_{\Delta t \rightarrow 0} \frac{Pr(t \leq T < t + \Delta t)}{\Delta t} = \frac{\partial F(t)}{\partial t} \tag{C.2}$$

$f(t)$ correspond à la probabilité inconditionnelle qu'un individu connaisse une

période de chômage T . D'autre part, **la fonction de survie est**, elle aussi, reliée à la fonction de répartition :

$$S(t) = 1 - F(t) = \int_t^\infty f(u)du = Pr(T \geq t) \quad (C.3)$$

La fonction de survie $S(\cdot)$ fournit la probabilité que la longueur de l'épisode de chômage excède t , autrement dit, elle représente la probabilité que l'individu soit toujours au chômage après t unité de temps. A l'aide des deux fonctions $f(t)$ et $S(t)$, il est possible d'établir une fonction de distribution qui est très importante dans l'analyse des durées : la fonction de de hasard.

En temps continu et en présence d'une population homogène de demandeurs d'emploi, **la fonction de risque** s'écrit :

$$\theta(t) = \lim_{\Delta t \rightarrow 0} \frac{Pr(t \leq T < t + \Delta t \mid T \geq t)}{\Delta t} \quad (C.4)$$

Au numérateur on trouve la probabilité qu'une personne qui a connu une période de chômage T , jusqu'à l'instant t , sorte de cet état dans un intervalle de temps très court Δt suivant t . En divisant cette probabilité conditionnelle par Δt on obtient la probabilité moyenne de sortie. Le risque de sortie (i.e., la probabilité instantanée de sortie du chômage) est obtenu en considérant des intervalles de temps Δt de plus en plus courts. On dit que Δt tend vers zéro. La fonction de risque rassemble les différents risques de sortie pour différentes durées de chômage.

Il est possible d'établir des liens entre la fonction de survie et la fonction de hasard. A l'aide de la formule de Bayes on peut écrire :

$$\begin{aligned}
 Pr(t \leq T < t + \Delta t \mid T \geq t) &= \frac{Pr(T \in [t, t + \Delta t], T \geq t)}{Pr(T \geq t)} \\
 &= \frac{Pr(T \in [t, t + \Delta t])}{Pr(T \geq t)} \tag{C.5}
 \end{aligned}$$

On peut reformuler cette expression avec la fonction de répartition et de survie :

$$Pr(t \leq T < t + \Delta t \mid T \geq t) = \frac{F(t + \Delta t) - F(t)}{S(t)} \tag{C.6}$$

En divisant par Δt l'expression (C.6) et lorsque Δt tend vers 0, on obtient :

$$\begin{aligned}
 \theta(t) &= \frac{1}{S(t)} \lim_{\Delta t \rightarrow 0} \frac{F(t + \Delta t) - F(t)}{\Delta t} \\
 &= \frac{f(t)}{S(t)} \tag{C.7}
 \end{aligned}$$

Il existe des relations simples entre les fonctions de densité $f(t)$, de survie $S(t)$ et de hasard $\theta(t)$. Ainsi, on peut montrer que :

$$f(t) = \theta(t)S(t) \tag{C.8}$$

$$\begin{aligned}
 \theta(t) = \frac{f(t)}{S(t)} &= \frac{f(t)}{1 - F(t)} && \text{(C.9)} \\
 &= \frac{-\partial[1 - F(t)]/\partial t}{1 - F(t)} \\
 &= \frac{\partial\{-\ln[1 - F(t)]\}}{\partial t} \\
 &= -\frac{\partial\{\ln[S(t)]\}}{\partial t}
 \end{aligned}$$

Notons $H(t)$ la fonction de hasard intégré $\int_0^t h(u)du$. On remarque que

$$\int_0^t \theta(u)du = -\ln(1 - F(u)) \Big|_0^t \tag{C.10}$$

or $F(0) = 0$ et $\ln(1) = 0$, on obtient alors

$$\ln(1 - F(t)) = -\int_0^t \theta(u)du \tag{C.11}$$

D'où, on en déduit :

$$\begin{aligned}
 S(t) &= \exp\left(-\int_0^t \theta(u)du\right) && \text{(C.12)} \\
 &= \exp[-H(t)]
 \end{aligned}$$

$$f(t) = \theta(t)S(t) = h(t) \exp[-H(t)] = \theta(t) \exp\left(-\int_0^t \theta(u)du\right) \tag{C.13}$$

$$F(t) = 1 - S(t) = 1 - \exp[-H(t)] = 1 - \exp\left(-\int_0^t \theta(u)du\right) \tag{C.14}$$

En économie, il est néanmoins très rare de pouvoir affirmer qu'une population est homogène et que les observations sont tirées d'une même distribution de probabilité. La probabilité de sortie du chômage semble plutôt varier avec l'âge, la qualification et avec d'autres caractéristiques qui changent d'un individu à l'autre. C'est pourquoi, il est nécessaire de compléter la fonction de risque simple, telle qu'elle a été présentée ci-dessus, par des variables explicatives qui nous permettent de réduire au maximum les différences inter-individuelles. En regroupant ces caractéristiques dans un vecteur x , la nouvelle fonction de risque se présente de la façon suivante :

$$\theta(t|x) = \lim_{\Delta t \rightarrow 0} \frac{\text{Prob}(t \leq T < t + \Delta t \mid T \geq t, x)}{\Delta t} \quad (\text{C.15})$$

C.2 Censures

Une raison pour laquelle il est préférable de modéliser la durée de chômage à l'aide de la fonction de risque est due à une caractéristique fondamentale des données de durée : **les censures**.

C.2.1 Censures à gauche

Les **censures à gauche** sont dues au manque d'information sur la situation professionnelle (emploi, chômage ou inactivité) d'un individu avant le début de la période d'observation de l'enquête.

C.2.2 Censures à droite

Les **censures à droite** peuvent être le résultat d'un problème d'attrition : certaines personnes peuvent sortir du champ de l'enquête avant que celle-ci prenne fin, ceci peut être lié à différentes raisons telles que les refus de réponse, les décès

et les déménagements. Dans ce cas, la durée du chômage des individus à la fin de la période d'observation de l'enquête n'est pas connue avec exactitude. En effet, la présence de censure peut conduire à sous-estimer la durée moyenne des épisodes de chômage. Les modèles de durée permettent de contrôler les données censurées en ayant recours à la méthode du maximum de vraisemblance. Cette méthode utilise les données de manière différente selon que l'épisode de chômage est ou non censuré. Ainsi, quand la durée de chômage est censurée à droite, le taux de hasard est évalué *via* la fonction de survie qui représente la probabilité que l'individu soit toujours au chômage après t unité de temps. Par contre, lorsque l'épisode de chômage est complet, la contribution à la vraisemblance se fait à l'aide de la fonction de densité ou bien de la fonction de hasard.

Soit une variable aléatoire C , indépendante de T , indiquant le temps qui sépare le début d'un épisode de chômage de la fin d'étude. Notons, pour l'individu i ($i = 1, 2, \dots, N$), c_i la réalisation de C et t_i la réalisation de T , dans ce cas nous pouvons définir une variables indicatrice de censure $\delta_i = I_{\{t_i \leq c_i\}}$ prenant la valeur 1 si la durée de chômage de l'individu i est observée et 0 sinon.

La forme générale de la fonction de vraisemblance est :

$$L = \prod_{i=1}^N \left[\left(\theta(t_i) S_i(t) \right)^{\delta_i} \left(S(t_i) \right)^{1-\delta_i} \right] = \prod_{i=1}^N \left[\left(\theta(t_i) \right)^{\delta_i} \left(S(t_i) \right) \right]$$

Il existe une troisième raison qui permet de justifier l'utilisation de la fonction de hasard pour modéliser la durée du chômage :

C.2.3 Les dépendances de durée

La fonction de hasard ($\theta(t)$), nous permet d'analyser les dépendances de durée de la probabilité de sortie du chômage. Lorsque $\frac{d\theta(t)}{dt} < 0$, la probabilité instantanée de sortie du chômage diminue avec la durée du chômage. On parle alors de dépendance temporelle négative. Par contre, si $\frac{d\theta(t)}{dt} > 0$, la probabilité de retour à l'emploi augmente avec la durée du chômage. Dans ce cas, il s'agit de dépendance de durée positive.

C.3 Estimation des modèles de durée

L'objectif de l'estimation de modèles de durée est d'analyser les effets des différentes caractéristiques individuelles des demandeurs d'emploi sur la probabilité instantanée de sortie du chômage. Il existe donc trois approches d'estimations.

C.3.1 Approche non-paramétrique

L'estimateur non-paramétrique de Kaplan-Meier (1958) permet de calculer le taux de hasard (c'est-à-dire la part des individus de l'échantillon qui reprenne un emploi parmi la population à risque) et la fonction de survie dans l'état de chômage. Il est important de noter que seules des sous-populations homogènes font l'objet de cette approche statistique.

Soit N la taille d'une population homogène en situation de chômage, d_j le nombre d'épisodes de chômage qui se terminent à la date t_j et m_j le nombre d'épisodes qui sont censurés à la date t_j .

On peut définir le nombre d'épisodes de chômage qui risque de se terminer à

la date t_j comme :

$$r_j = N - \sum_{k < j} (d_k + m_k)$$

Le taux de hasard de Kaplan-Meier s'écrit :

$$\theta(t_j) = P(T = t_j | T \geq t_j)$$

L'estimateur de la fonction de hasard est :

$$\hat{\theta}_j = \frac{d_j}{r_j} \tag{C.16}$$

La fonction de survie de Kaplan-Meier s'écrit :

$$S(t) = \prod_{t_j \leq t} (1 - \theta_j)$$

L'estimateur de la fonction de survie s'écrit :

$$\hat{S}(t) = \prod_{t_j \leq t} (1 - \hat{\theta}_j) = \prod_{t_j \leq t} \frac{r_j - d_j}{r_j} \tag{C.17}$$

Les formules (C.16) et (C.17) nous permettent, dans la procédure d'estimation, de déterminer de façon préliminaire les formes des fonctions de hasard et de survie. Bien que cette approche prenne en compte les problèmes de censures à droite, elle n'inclut pas toutes les variables susceptibles d'influencer la durée de chômage. Il est donc nécessaire de développer des modèles économétriques qui corrigent ce désavantage de la méthode non paramétrique.

Il existe principalement deux catégories de modèles de durée qui permettent de réaliser une estimation des fonctions de risque en tenant compte des caractéristiques individuelles des chômeurs. Il s'agit d'une part des modèles à temps

accéléré (*Accelerated Failure Time Modes(AFT)*), et d'autre part, des modèles à hasard proportionnel (*Proportional Hazard Models (PH)*).

C.3.2 Approche paramétrique

C.3.2.1 Les modèles à hasard proportionnel (PH)

Les modèles à hasard proportionnel ont été proposés par Cox (1972). Dans ces modèles la fonction de risque $\theta(t|x)$ dépend alors d'une fonction de risque de base, $\theta_0(t)$, et d'une fonction $\varphi(x, \beta)$ regroupant les variables explicatives et leur paramètre associé. La fonction de hasard est définie :

$$\theta(t|x) = \theta_0(t)\varphi(x, \beta) \tag{C.18}$$

Généralement, on pose : $\varphi(x, \beta) = \exp(x\beta')$. La fonction de risque s'écrit alors sous la forme suivante :

$$\theta(t|x) = \theta_0(t)\exp(\beta'x) \tag{C.19}$$

La fonction de risque de base $\theta_0(t) = \theta_0(t, 0)$ définit la distribution des durées de chômage pour les individus dont les covariables sont nulles ($x = 0$). Il est possible d'imposer une forme paramétrique à cette fonction (Exponentielle, Weibull, Log logistique, Log Normale,...). Lorsque l'on n'impose aucune restriction à ce niveau, l'estimation des paramètres est obtenue par maximisation de la fonction de vraisemblance partielle et l'estimateur est alors qualifié de semi-paramétrique.

C.3.2.2 Les modèles à vie accélérée (AFT)

Dans les **modèles à vie accélérée** le risque de base n'est plus seulement une fonction du temps mais il dépend également des caractéristiques individuelles. La fonction de survie dans l'état de chômage est définie :

$$S(t) = S_0(\exp(-x\beta)t) \tag{C.20}$$

où $S_0(t)$ représente la survie de base, x est le vecteur des caractéristiques observées et β un vecteur de paramètres à estimer. Par ailleurs, le choix de la densité de T déterminera la forme du modèle de durée : les lois exponentielle, Weibull donneront des modèles à hasard proportionnel, tandis que les lois log-normales ou log-logistiques donneront des modèles à temps accéléré. Le tableau C.1 présente quelques lois couramment utilisées dans la littérature.

TABLE C.1 – Lois usuelles

Loi	Hasard	Survie	Paramétrisation	Métrique
Exponentielle	λ	$e^{-\lambda t}$	$\lambda = \exp(x\beta)$	PH/AFT
Weibull	$\lambda\alpha t^{\alpha-1}$	$e^{-\lambda t^\alpha}$	$\lambda = \exp(x\beta)$	PH/AFT
log-normale	$\frac{\Phi\left(\frac{(\ln(t)-\mu)}{\sigma}\right)}{1-\Phi\left(\frac{(\ln(t)-\mu)}{\sigma}\right)}$	$1 - \Phi\left(\frac{(\ln(t)-\mu)}{\sigma}\right)$	$\mu = x\beta$	AFT
log-logistique	$\frac{\lambda^{\frac{1}{\gamma}} t^{\frac{1}{\gamma}-1}}{\gamma\left(1+(\lambda t)^{\frac{1}{\gamma}}\right)}$	$\frac{1}{\gamma\left(1+(\lambda t)^{\frac{1}{\gamma}}\right)}$	$\lambda = \exp(-x\beta)$	AFT

C.3.3 Approche semi-paramétrique

L'approche paramétrique présente plusieurs inconvénients : d'une part, elle ne tient pas compte du fait que les données sont collectées de façon discrète (par exemple, les épisodes de chômage des individus sont observés que mois par mois), et d'autre part, elle oblige l'analyse à spécifier une loi paramétrique pour le hasard de base. Par conséquent, un mauvais choix de cette loi aboutira à des estimateurs

biaisés (Ridder,1987). Une solution alternative est de considérer que l'état d'un individu n'est observé que dans des intervalles discrets (Prentice et Gloeckler, 1978, Meyer, 1990, Han et Hausman, 1990, Jenkins, 1995). On parle alors de modèle semi-paramétrique.

Soit I_t l'intervalle $[t - 1, t]$, si l'agent se déclare chômeur au temps $t - 1$, et employé au temps t , alors on sait qu'il est sorti du chômage durant l'intervalle $[t - 1, t]$.

On commence par spécifier un modèle à hasard proportionnel :

$$\theta(t) = \theta_0(t) \exp(\beta x)$$

L'équivalent discret du taux de hasard durant l'intervalle I_t , c'est-à-dire la probabilité que l'épisode du chômage prenne fin entre $t - 1$ et t , sachant qu'il a duré jusqu'en $t - 1$:

$$\begin{aligned}
 \theta(t) &= Pr(T \in [t - 1, t] | T > t - 1) \\
 &= \frac{S(t - 1) - S(t)}{S(t - 1)} = 1 - \frac{S(t)}{S(t - 1)} \\
 &= 1 - \frac{\exp(-\int_0^t \theta(\tau) d\tau)}{\exp(-\int_0^{t-1} \theta(\tau) d\tau)} \\
 &= 1 - \exp \left[- \int_{t-1}^t \theta(\tau) d\tau \right] \\
 &= 1 - \exp \left[- \int_{t-1}^t \theta_0(\tau) \exp(\beta x) d\tau \right] \\
 &= 1 - \exp \left[- \exp(\beta x) \int_{t-1}^t \theta_0(\tau) d\tau \right] \\
 &= 1 - \exp \left[- \exp(\beta x + \gamma_t) \right]
 \end{aligned} \tag{C.21}$$

où $\gamma_t = \ln \left(\int_{t-1}^t h_0(\tau) d\tau \right)$.

Ensuite, on peut définir la probabilité que la durée de chômage soit supérieure à t conditionnelle à $t - 1$ comme :

$$\begin{aligned}
 Pr(T > t | T > t - 1) &= \frac{S(t)}{S(t - 1)} \\
 &= \exp \left[- \exp(\beta x) \int_{t-1}^t h_0(\tau) d\tau \right] \\
 &= \exp \left[- \exp(\beta x + \gamma_t) \right] \tag{C.22}
 \end{aligned}$$

L'équivalent discret de la fonction de survie dans l'état du chômage est donc :

$$S(t) = Pr(T > t) = \prod_{s=1}^t \exp[- \exp(\beta x + \gamma_s)] \tag{C.23}$$

et

$$S(t - 1) = Pr(T > t - 1) = \prod_{s=1}^{t-1} \exp[- \exp(\beta x + \gamma_s)] \tag{C.24}$$

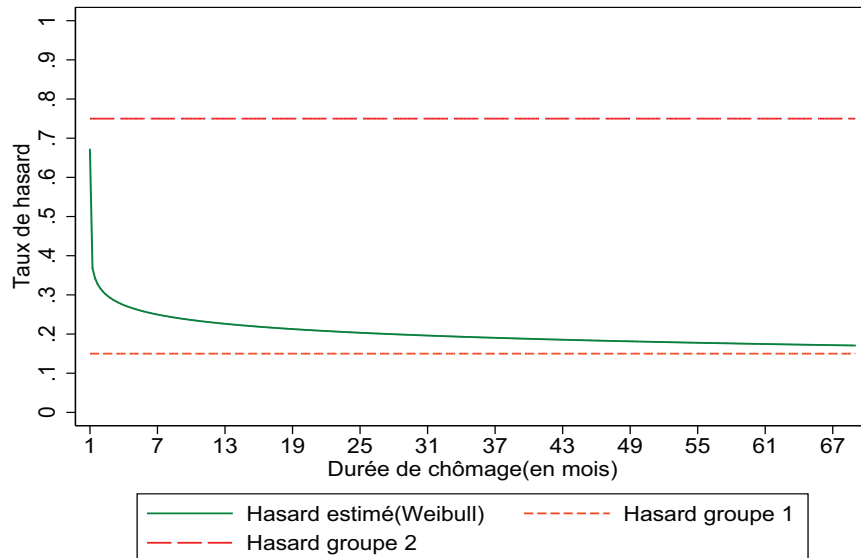
C.3.4 Hétérogénéité inobservée

C.3.4.1 Le principe mover-stayer

Selon Lancaster (1979), Heckman et Singer (1984), Kiefer (1988) et Blank (1989), la non prise en compte de l'hétérogénéité existant entre les individus conduit à une dépendance temporelle négative du risque de sortie du chômage. Ce biais renvoie au phénomène "*mover-stayer*". Il est possible, à l'aide d'un exemple très simple, de présenter l'intuition derrière ce phénomène. Supposons que nous voulions modéliser le comportement de retour à l'emploi d'une population qui se compose de deux groupes hétérogènes. On suppose également que ces deux groupes d'individus ont des taux de hasard constants, mais différents (exemple

de la Figure C.1 ($\theta_1=0.15$ et $\theta_2=0.75$). Si nous tentons d'estimer la fonction de hasard de cette population, sans tenir compte de l'hétérogénéité non observée, nous allons observer que la fonction de risque va diminuer avec le temps. En effet, la structure de la population restant au chômage va se modifier avec le temps; elle comportera de plus en plus d'individus dont le risque de sortir du chômage est faible (*stayers*) et de moins en moins d'individus pour lesquels ce risque est élevé (*movers*). De ce fait, il résulte que le taux de hasard estimé tend vers le risque le plus faible, alors qu'en réalité, il n'y a pas de dépendance temporelle pour aucun des deux groupes. Il est donc nécessaire de contrôler l'hétérogénéité individuelle tant observée que non observée.

FIGURE C.1 – Effet *mover-stayer*



C.3.5 Modèles de hasard proportionnel mélangé «*Mixed Proportional Hazard*(MPH)»

Le modèle MPH est développé par Lancaster (1979) et repris dans de nombreux travaux en microéconomie du travail. Ce modèle est une extension du modèle de Cox (1972) et permet de tenir compte de l'hétérogénéité non observable.

Le modèle MPH suppose que la fonction de risque dépende non seulement du temps et des variables explicatives, mais aussi d'une composante ν , inobservable (constante dans le temps). Notons également que ν , est la réalisation d'une variable aléatoire V qui peut prendre différentes valeurs.

La fonction de risque conditionnelle au terme d'hétérogénéité ν prend la forme suivante :

$$\theta(t|x, \nu) = \theta_0(t) \exp(\beta x) \nu$$

On note $G(\nu|x)$ la fonction de répartition sachant x , $g(\nu|x)$ la densité et ν le support de $g(\nu|x)$.

La densité mixte inconditionnelle à ν s'obtient par intégration :

$$\begin{aligned} f_m(t|x) &= \int_{\nu} f(t|x, \nu) dG(\nu|x) \\ &= E[f(t|x, \nu)] \end{aligned} \tag{C.25}$$

De même, on peut définir la fonction de survie mixte inconditionnelle au terme d'hétérogénéité ν qui s'obtient en intégrant la fonction de survie conditionnelle par rapport à la distribution des inobservables.

$$\begin{aligned} S_m(t|x) &= \int_{\nu} S(t|x, \nu) dG(\nu|x) \\ &= E[S(t|x, \nu)] \end{aligned} \quad (\text{C.26})$$

La fonction de hasard inconditionnelle (ou en encore *hasard moyen*) est :

$$\theta_m(t|x) = \frac{f_m(t|x)}{S_m(t|x)} = \frac{\int_{\nu} f(t|x, \nu) dG(\nu|x)}{\int_{\nu} S(t|x, \nu) dG(\nu|x)} \quad (\text{C.27})$$

C.3.6 Choix d'une distribution mélangeante

C.3.6.1 Hétérogénéité Gamma

La spécification standard généralement utilisée dans la littérature pour la distribution du paramètre d'hétérogénéité ν est la loi gamma de moyenne égale à un et de variance σ^2 . La fonction de densité de la loi gamma s'écrit comme :

$$g(\nu) = \frac{\theta}{\Gamma(\alpha)} (\theta\nu)^{\alpha-1} \exp(-\theta\nu) \quad \nu \geq 0, \quad \alpha, \theta > 0 \quad (\text{C.28})$$

où

$$\Gamma(\alpha) = \int_0^{\infty} x^{\alpha-1} e^{-x} dx \quad (\text{C.29})$$

Les fonctions de risque et de survie mixtes (i.e., fonctions de hasard et survie inconditionnelles) ont une expression simple dans le cas d'une distribution mixante de moyenne nulle et de variance σ^2 :

$$\theta_m(t|x) = \frac{\theta(t|x)}{1 + \sigma^2 H(t|x)} \quad S_m(t|x) = (1 + \sigma^2 H(t|x))^{-\frac{1}{\sigma^2}} \quad (\text{C.30})$$

C.3.6.2 Hétérogénéité non paramétrique

La spécification d'une forme paramétrique pour la distribution mélangeante n'est pas sans conséquence, car en cas d'une mauvaise spécification, les estimations sont forcément biaisées (voir par exemple, Baker et Melimo, 2000). Le choix d'une forme non paramétrique des termes d'hétérogénéité non observée permet d'assouplir les contraintes imposées à l'estimation de paramètres de modèle MPH avec la loi gamma (Heckman et Singer, 1984). Cette approche consiste à estimer l'hétérogénéité inobservable à l'aide de points de masse (à cet effet, voir aussi, Ham et Rea, 1987 et Blank, 1989). L'idée intuitive de cette méthode est de supposer qu'il existe k différents groupes hétérogènes au sein d'une population. Les caractéristiques inobservables des individus se reflètent dans k constantes $(\nu_1, \nu_2, \nu_3, \dots, \nu_k)$ associées à chacun des groupes *via* la fonction de risque. La probabilité qu'un individu fasse partie du groupe k est P_k où $\sum_1^K P_k = 1$.

La fonction de hasard conditionnelle à x et ν_k pour un individu appartenant au groupe k s'écrit de la façon suivante :

$$\theta_{ik}(t|x, \nu_k) = \theta_0(t) \exp(\beta x + \nu_k) \quad (\text{C.31})$$

La fonction de survie non conditionnelle à ν_k s'écrit donc :

$$S(t|x)_{mi} = \sum_{j=1}^k P_j \exp\left(-\int_0^t \theta_{ik}(\tau|x, \nu_k) d\tau\right) \quad (\text{C.32})$$

La fonction de log-vraisemblance non conditionnelle à ν_k s'écrit :

$$\mathcal{L} = \sum_{i=1}^N \ln \left[\sum_{k=1}^K P_k \left[\theta_{ik}(t|x, \nu_k) \right]^{\delta_i} \left[\exp\left(-\int_0^t \theta_{ik}(\tau|x, \nu_k) d\tau\right) \right]^{1-\delta_i} \right] \quad (\text{C.33})$$

Le lecteur pourra trouver un exposé complet des modèles de durée et de leurs applications dans de nombreux ouvrages ou articles, dont Heckman et Singer (1986), Lancaster (1990), Neumann (1991), Jenkins (1995), Florens et *al.*(1996), ou encore van den Berg (2001).

Annexe D

Annexe du chapitre 4

D.1 Les équations de Bellman

Nouveau propriétaire qui vient de déménager dans la ville i employé dans la ville i' :

$$\begin{aligned}
 V(a, \epsilon_{ei'}^{npi}) &= \max_{a' \geq 0} \left\{ u(\hat{Y}_{ei'}^{pi} + a - a') \right. \\
 &+ (1 - \lambda_r)\beta s [\max\{V(a', \epsilon_{ei'}^{pA})V(a', \epsilon_{ei'}^{pB})V(a', \epsilon_{ei'}^{lA})V(a', \epsilon_{ei'}^{lB})\}] \\
 &+ (1 - \lambda_r)\beta(1 - s) [\max\{V(a', \epsilon_u^{pA})V(a', \epsilon_u^{pB})V(a', \epsilon_u^{lA})V(a', \epsilon_u^{lB})\}] \\
 &\left. + \lambda_r\beta [\max\{V(a', \epsilon_r^{pA})V(a', \epsilon_r^{pB})V(a', \epsilon_r^{lA})V(a', \epsilon_r^{lB})\}] \right\}
 \end{aligned}$$

Nouveau locataire dans la ville i travaillant dans la ville i' :

$$\begin{aligned}
 V(a, \epsilon_{ei'}^{nli}) &= \max_{a' \geq 0} \left\{ u(\hat{Y}_{ei'}^{li} + a - a') \right. \\
 &+ (1 - \lambda_r)\beta s [\max\{V(a', \epsilon_{ei'}^{pA})V(a', \epsilon_{ei'}^{pB})V(a', \epsilon_{ei'}^{lA})V(a', \epsilon_{ei'}^{lB})\}] \\
 &+ (1 - \lambda_r)\beta(1 - s) [\max\{V(a', \epsilon_u^{pA})V(a', \epsilon_u^{pB})V(a', \epsilon_u^{lA})V(a', \epsilon_u^{lB})\}] \\
 &\left. + \lambda_r\beta [\max\{V(a', \epsilon_r^{pA})V(a', \epsilon_r^{pB})V(a', \epsilon_r^{lA})V(a', \epsilon_r^{lB})\}] \right\}
 \end{aligned}$$

L'équation optimale d'un nouveau propriétaire de la ville i au chômage est :

$$\begin{aligned}
 V(a, \epsilon_u^{npi}) &= \max_{a' \geq 0, \epsilon_{i'} \geq 0} \left\{ u(\hat{Y}_u^{pi} + a - a') - e_A^{pi}(a) - e_B^{pi}(a) \right. \\
 &+ (1 - \lambda_r)\beta\pi_A^{pi}(a)[\max\{V(a', \epsilon_{eA}^{pA})V(a', \epsilon_{eA}^{pB})V(a', \epsilon_{eA}^{lA})V(a', \epsilon_{eA}^{lB})\}] \\
 &+ (1 - \lambda_r)\beta\pi_B^{pi}(a)[\max\{V(a', \epsilon_{eB}^{pA})V(a', \epsilon_{eB}^{pB})V(a', \epsilon_{eB}^{lA})V(a', \epsilon_{eB}^{lB})\}] \\
 &+ (1 - \lambda_r)\beta(1 - \pi_A^{pi}(a) - \pi_B^{pi}(a))[\max\{V(a', \epsilon_u^{pA})V(a', \epsilon_u^{pB})V(a', \epsilon_u^{lA})V(a', \epsilon_u^{lB})\}] \\
 &\left. + \lambda_r\beta[\max\{V(a', \epsilon_r^{pA})V(a', \epsilon_r^{pB})V(a', \epsilon_r^{lA})V(a', \epsilon_r^{lB})\}] \right\}
 \end{aligned}$$

L'équation de Bellman d'un nouveau locataire de la ville i au chômage est :

$$\begin{aligned}
 V(a, \epsilon_u^{nli}) &= \max_{a' \geq 0, \epsilon_{i'} \geq 0} \left\{ u(\hat{Y}_u^{li} + a - a') - e_A^{li}(a) - e_B^{li}(a) \right. \\
 &+ (1 - \lambda_r)\beta\pi_A^{li}(a)[\max\{V(a', \epsilon_{eA}^{pA})V(a', \epsilon_{eA}^{pB})V(a', \epsilon_{eA}^{lA})V(a', \epsilon_{eA}^{lB})\}] \\
 &+ (1 - \lambda_r)\beta\pi_B^{li}(a)[\max\{V(a', \epsilon_{eB}^{pA})V(a', \epsilon_{eB}^{pB})V(a', \epsilon_{eB}^{lA})V(a', \epsilon_{eB}^{lB})\}] \\
 &+ (1 - \lambda_r)\beta(1 - \pi_A^{li}(a) - \pi_B^{li}(a))[\max\{V(a', \epsilon_u^{pA})V(a', \epsilon_u^{pB})V(a', \epsilon_u^{lA})V(a', \epsilon_u^{lB})\}] \\
 &\left. + \lambda_r\beta[\max\{V(a', \epsilon_r^{pA})V(a', \epsilon_r^{pB})V(a', \epsilon_r^{lA})V(a', \epsilon_r^{lB})\}] \right\}
 \end{aligned}$$

L'équation de bellman d'un nouveau retraité ($j = p$ ou $j = l$) s'écrit :

$$\begin{aligned}
 V(a, \epsilon_r^{nji}) &= \max_{a' \geq 0} \left\{ u(\hat{Y}_r^{ji} + a - a') \right. \\
 &\left. + (1 - \lambda_m)\beta[\max\{V(a', \epsilon_r^{pA})V(a', \epsilon_r^{pB})V(a', \epsilon_r^{lA})V(a', \epsilon_r^{lB})\}] \right\}
 \end{aligned}$$

Enfin, l'équation de Bellman d'un retraité ($j = p$ ou $j = l$) s'écrit :

$$\begin{aligned}
 V(a, \epsilon_r^{ji}) &= \max_{a' \geq 0} \left\{ u(Y_r^{ji} + a - a') \right. \\
 &\left. + (1 - \lambda_m)\beta[\max\{V(a', \epsilon_r^{pA})V(a', \epsilon_r^{pB})V(a', \epsilon_r^{lA})V(a', \epsilon_r^{lB})\}] \right\}
 \end{aligned}$$

D.1.1 L'effort de recherche optimal

L'effort optimal d'un nouveau propriétaire de la ville i à la recherche d'un emploi en i' est donnée par :

$$e_{i'}^{npi}(a) = \frac{1}{\gamma_{i'}} \log \left(\frac{1}{2} \gamma_{i'} \beta (1 - \lambda_r) \left[\max\{V(a', \epsilon_{ei'}^{pA})V(a', \epsilon_{ei'}^{pB})V(a', \epsilon_{ei'}^{lA})V(a', \epsilon_{ei'}^{lB})\} - \max\{V(a', \epsilon_u^{pA})V(a', \epsilon_u^{pB})V(a', \epsilon_u^{lA})V(a', \epsilon_u^{lB})\} \right] \right)$$

L'effort optimal d'un nouveau locataire de ville i à la recherche d'un emploi en i' :

$$e_{i'}^{nli}(a) = \frac{1}{\gamma_{i'}} \log \left(\frac{1}{2} \gamma_{i'} \beta (1 - \lambda_r) \left[\max\{V(a', \epsilon_{ei'}^{pA})V(a', \epsilon_{ei'}^{pB})V(a', \epsilon_{ei'}^{lA})V(a', \epsilon_{ei'}^{lB})\} - \max\{V(a', \epsilon_u^{pA})V(a', \epsilon_u^{pB})V(a', \epsilon_u^{lA})V(a', \epsilon_u^{lB})\} \right] \right)$$

D.1.2 Élasticités des politiques économiques

TABLE D.1 – Élasticités des politiques économiques

	Allocations chômage	Contrainte d'endettement	Contrainte de remboursement	Taux d'intérêt	Taxe sur l'achat d'un logement
Durée moyenne du chômage	0.39	-0.21	0.18	1.32	-0.47
Durée moyenne du chômage des locataires	-0.62	-0.02	0.30	0.42	0.02
Durée moyenne du chômage des propriétaires	0.41	-0.06	0.59	3.34	-0.34
Taux de chômage	1.06	-0.12	0.14	0.44	-0.26
Taux de chômage des locataires	-6.23	-1.17	-0.54	0.48	-2.42
Taux de chômage des propriétaires	5.29	0.31	0.52	-1.22	0.87
Taux de propriété	1.79	-0.89	-1.33	-3.65	-1.63
Taux d'endettement	3.21	-0.32	-1.10	-0.12	-0.76