

W P 1021

Logement social et accession à la propriété

Florence Goffette-Nagot, Modibo Sidibé

Septembre 2010

GATE Groupe d'Analyse et de Théorie Économique Lyon-St Étienne

93, chemin des Mouilles 69130 Ecully – France

Tel. +33 (0)4 72 86 60 60

Fax +33 (0)4 72 86 60 90

6, rue Basse des Rives 42023 Saint-Etienne cedex 02 – France

Tel. +33 (0)4 77 42 19 60

Fax. +33 (0)4 77 42 19 50

Messagerie électronique / Email : gate@gate.cnrs.fr

Téléchargement / Download : <http://www.gate.cnrs.fr> – Publications / Working Papers

Logement social et accession à la propriété*

Florence Goffette-Nagot

Modibo Sidibé

Université de Lyon, Université Lyon 2, 69007, Lyon, France.

CNRS, GATE Lyon-St Etienne, UMR 5824, 69130 Ecully, France.

Résumé

L'accession à la propriété nécessite une accumulation préalable de capital. On peut penser que le profil de consommation au cours du cycle de vie influence les capacités d'épargne du ménage et ainsi s'interroger sur le rôle des statuts résidentiels passés sur l'accession à la propriété. Or, les études s'intéressant à l'impact des statuts résidentiels passés sur l'accession à la propriété sont rares. Dans le cas français, cette question est particulièrement fondée étant donné le poids important du logement social. L'objectif de cet article est d'analyser les effets d'un séjour dans le parc de logements Hlm sur la dynamique d'accession à la propriété. Pour contrôler la sélection des ménages au sein du parc Hlm, nous proposons l'estimation d'un modèle en deux étapes, dans lequel nous calculons les probabilités prédites d'avoir un séjour en logement Hlm et intégrons ensuite ces probabilités dans un modèle d'âge d'accession à la propriété. La probabilité d'avoir eu un séjour en logement Hlm est instrumentée par une variable représentative de l'état du marché du logement au niveau de l'aire urbaine. Les estimations sont basées sur une base de données originale, constituée par l'empilement des trois dernières enquêtes Logement et la définition de quatre cohortes d'individus, qui nous permettent d'observer un échantillon représentatif des transitions sur le marché du logement de chacune des cohortes au cours des 24 dernières années. Les résultats de l'estimation du modèle de durée avec correction de l'endogénéité du séjour en Hlm mettent en évidence l'accélération de l'accession permise par l'occupation d'un logement Hlm. Ce résultat met en évidence l'existence d'une articulation entre la politique d'offre de logement social et la politique d'aide à l'accession à la propriété. A l'encontre des images négatives souvent associées au logement social, qui constituerait une trappe à pauvreté, cette analyse permet de montrer un réel effet favorable du logement Hlm sur les transitions résidentielles ultérieures. Ces résultats confortent ceux obtenus par LeBlanc *et al.* (1999) et Laferrère et LeBlanc (2006) et les complètent en suggérant que le gain sur la dépense de logement permis par l'occupation d'un logement Hlm est, au moins pour partie, utilisé pour la constitution d'un apport personnel permettant l'accès à la propriété.

*Les auteurs remercient Catherine Rougerie, de la Division Logement de l'Insee, pour son aide pour l'accès aux données des Enquêtes Logement. L'ensemble des traitements effectués dans cet article a été effectué via le Centre d'Accès Sécurisé à Distance de l'Insee, avec l'aide de Véronique Alexandre que les auteurs remercient également.

Logement social et accession à la propriété

Résumé

L'accession à la propriété nécessite une accumulation préalable de capital. On peut penser que le profil de consommation au cours du cycle de vie influence les capacités d'épargne du ménage et ainsi s'interroger sur le rôle des statuts résidentiels passés sur l'accession à la propriété. Or, les études s'intéressant à l'impact des statuts résidentiels passés sur l'accession à la propriété sont rares. Dans le cas français, cette question est particulièrement fondée étant donné le poids important du logement social. L'objectif de cet article est d'analyser les effets d'un séjour dans le parc de logements Hlm sur la dynamique d'accession à la propriété. Pour contrôler la sélection des ménages au sein du parc Hlm, nous proposons l'estimation d'un modèle en deux étapes, dans lequel nous calculons les probabilités prédites d'avoir un séjour en logement Hlm et intégrons ensuite ces probabilités dans un modèle d'âge d'accession à la propriété. La probabilité d'avoir eu un séjour en logement Hlm est instrumentée par une variable représentative de l'état du marché du logement au niveau de l'aire urbaine. Les estimations sont basées sur une base de données originale, constituée par l'empilement des trois dernières enquêtes Logement et la définition de quatre cohortes d'individus, qui nous permettent d'observer un échantillon représentatif des transitions sur le marché du logement de chacune des cohortes au cours des 24 dernières années. Les résultats de l'estimation du modèle de durée avec correction de l'endogénéité du séjour en Hlm mettent en évidence l'accélération de l'accession permise par l'occupation d'un logement Hlm. Ce résultat met en évidence l'existence d'une articulation entre la politique d'offre de logement social et la politique d'aide à l'accession à la propriété. A l'encontre des images négatives souvent associées au logement social, qui constituerait une trappe à pauvreté, cette analyse permet de montrer un réel effet favorable du logement Hlm sur les transitions résidentielles ultérieures. Ces résultats confortent ceux obtenus par LeBlanc *et al.* (1999) et Laferrère et LeBlanc (2006) et les complètent en suggérant que le gain sur la dépense de logement permis par l'occupation d'un logement Hlm est, au moins pour partie, utilisé pour la constitution d'un apport personnel permettant l'accès à la propriété.

1 Introduction

Le logement est un des éléments majeurs du patrimoine des ménages. En France, on compte 57% de propriétaires, et le logement représente près de 70% du patrimoine des ménages (Insee, 2006). Plus de 500 000 ménages accèdent à la propriété chaque année (Briant, 2010). L'accession à la propriété est généralement considérée comme socialement souhaitable et les politiques publiques comportent des aides qui y sont favorables.

L'accession à la propriété est un processus dynamique impliquant une accumulation préalable de capital. Les transitions vers la propriété ont fait l'objet d'une littérature assez importante, qui montre l'importance des variables personnelles influençant la demande de logement et le patrimoine : revenu et nombre d'enfants (Henretta, 1986), race et éducation (Boehm et Schlottmann, 2004), transferts intergénérationnels (Wolff et Attias-Donfut, 2007). On peut penser que le profil de consommation au cours du cycle de vie influence les capacités d'épargne et ainsi s'interroger sur le rôle des statuts résidentiels passés sur l'accession à la propriété. Or, les études s'intéressant à l'impact des statuts résidentiels passés sur l'accession à la propriété sont rares, les seules contributions étant à notre connaissance les travaux de Di Salvo et Ermisch (1997) et Boehm et Schlottmann (2004, 2009).

Dans le cas français, cette question est particulièrement fondée étant donné le poids important du logement social, qui avec plus de 5 millions de ménages au 1er janvier 2008, dont 4,3 millions de logements Hlm, concerne plus de 40% des locataires Commission des Comptes du Logement (2010); Schaefer (2010)¹). En pourvoyant des loyers plus faibles, le logement social pourrait permettre une accumulation de capital plus importante et ainsi constituer un tremplin pour une accession à la propriété plus rapide. LeBlanc *et al.* (1999) observent que les loyers des logements Hlm sont de 40% environ inférieurs à ceux du marché. Ces auteurs montrent également que le statut de locataire Hlm permettrait de consommer un supplément de 10% de service de logement et 11% d'autres dépenses, relativement aux locataires du secteur libre, l'effet d'accumulation étant surtout important pour les ménages les plus riches. Ainsi, comme le notent les auteurs, le statut de locataire Hlm influence les capacités d'épargne des ménages et, par ce biais, peut infléchir la dynamique d'accession à la propriété. Il est même possible que le parc de logement social permette l'accession à la propriété à des ménages qui, sans cette aide, ne pourraient accumuler un capital suffisant. Jacquot (2007) montre qu'une fraction des locataires les plus solvables du parc social a pu devenir propriétaire. Outre les effets redistributifs purs montrés par Laferrère et LeBlanc (2001), l'existence d'un parc de logements sociaux pourrait donc influencer une politique d'actualité, à savoir l'accession sociale. Il existerait ainsi un pont entre deux piliers de la politique du logement, et cet effet pourrait constituer une motivation supplémentaire à une politique d'offre de logements sociaux².

L'effet favorable lié à l'avantage en prix peut cependant être oblitéré par des effets négatifs du

¹LeBlanc *et al.* (1999) notent que la part des ménages logés en logement Hlm a fortement augmenté au cours des quatre dernières décennies, avec 28 % des locataires d'un logement loué vide en Hlm en 1973, 38 % en 1984, et 41 % en 1996. Cette part s'est stabilisée plus récemment, avec 46% de Hlm au sein du parc locatif à l'enquête Logement 2006 (Ministère de l'Ecologie, de l'Energie, du Développement durable et de la Mer, 2009).

²Le travail empirique mené ici porte sur les logements Hlm. Cependant, par abus de langage, nous utiliserons parfois le terme de logement social.

logement social. En effet, l'accès au logement social n'étant pas transférable lors d'une mobilité résidentielle, changer de logement entraîne des coûts de mobilité supplémentaires relativement aux autres statuts d'occupation du logement, comme le notent de Graaff et van Leuvensteijn (2007). En privilégiant cette situation de rente, les locataires du secteur social pourraient limiter leur horizon de recherche d'emploi et ainsi réduire leurs opportunités sur le marché du travail. En outre, de par leurs localisations, qui engendrent un *spatial mismatch*, et la composition socio-démographique de leurs occupants, source potentielle d'effets négatifs du voisinage, les logements sociaux pourraient avoir un impact négatif sur les transitions des individus sur le marché du travail et constituer des trappes à pauvreté³. L'effet net du logement social sur l'accession à la propriété est donc *a priori* ambigu.

A notre connaissance, très peu d'articles se sont intéressés à cette question. Di Salvo et Ermisch (1997) montrent de manière descriptive que si un individu choisit comme première destination le logement social, il diminue de six fois sa probabilité d'être propriétaire comparativement aux locataires du secteur privé. Plus récemment, Boehm et Schlottmann (2009) analysent l'effet du statut passé en comparant les probabilités d'accession selon le statut précédent. Cette analyse ignore cependant l'endogénéité potentielle du statut résidentiel passé.

Cet article propose une modélisation économétrique de l'accession à la propriété afin d'étudier l'impact d'un séjour en logement Hlm sur les transitions vers la propriété du logement. La mesure que nous utilisons pour la propriété est l'âge d'accession, qui tient compte du processus dynamique et cumulatif y aboutissant. De par son but, le logement social concentre des catégories de ménages particulières, ce qui pose un problème d'autosélection. Aussi, nous proposons une approche en deux étapes pour corriger cette autosélection. Dans une première étape, nous estimons un modèle probit de séjour en logement Hlm, dont nous dérivons une probabilité prédite. Dans la deuxième étape, nous estimons un modèle de durée pour l'âge d'accession à la propriété, où la probabilité prédite d'avoir un séjour en logement social est introduite.

La suite de cet article est organisée comme suit : dans la première partie, nous présentons la théorie sous-jacente et quelques faits stylisés sur le marché du logement français ; dans la partie suivante, nous présentons le modèle économétrique et discutons les hypothèses d'identification ; dans la partie 3, nous présentons les données ainsi que les statistiques descriptives de notre échantillon final. Enfin, nous présentons les résultats avant de conclure.

2 Choix résidentiels : théories et faits

2.1 Les déterminants théoriques et empiriques du choix résidentiel

Nous présentons quelques faits stylisés issus de la littérature théorique qui s'est développée à partir des années 1980. Dans le cadre théorique proposé par Henderson et Ioannides (1983), il est démontré que la propriété est le choix optimal car elle procure l'utilité la plus élevée ou le coût d'usage le plus faible. De plus, Henderson et Ioannides (1983) montrent que les contrats de location ne permettent pas de faire payer l'intégralité du coût d'utilisation du logement aux locataires.

³Dans le cas français, les résultats de Dujardin et Goffette-Nagot (2009) et Dujardin et Goffette-Nagot (2010) suggèrent que le logement social n'aurait pas d'effet, ni direct ni indirect *via* les effets de quartier, sur la probabilité de chômage.

L'occupation du logement par son propriétaire permet de résoudre ce problème de maintenance. Ce résultat est nuancé par l'introduction de l'aversion pour le risque, de la préférence pour le présent, et des imperfections sur le marché du crédit. En effet, certains individus n'accéderont jamais à la propriété à cause d'une préférence pour le présent trop élevée, et l'introduction de l'imperfection des marchés de capitaux permet de caractériser les individus susceptibles d'acquiescer un logement, puis de le mettre en location. Enfin, il faut signaler que la décision d'acheter un logement constitue aussi bien un choix d'investissement et qu'un choix de consommation, ce qui a été désigné par le terme de dualisme. Cette hypothèse a été testée, dans le cas français, par Arrondel et Lefebvre (2001). Elle a été développée, dans le cas des ménages âgés, par Gobillon et Laferrère (2006).

Un logement en tant qu'actif est soumis à des fluctuations de prix. Le propriétaire-occupant qui ne détient que cet actif ne pourra pas diversifier ses risques financiers. Cette hypothèse, initialement abordée par Henderson et Ioannides (1983), est raffinée dans un cadre macroéconomique par Ortalo-Magné et Rady (2002). Par ailleurs, les ménages doivent ajuster leur consommation de logement au cours du temps, or un tel ajustement est soumis à des coûts de transactions élevés (Ommeren et Leuvensteijn, 2005).

Sur le plan empirique, la probabilité de choix d'un statut d'occupation c par un individu i peut s'estimer à partir de la forme réduite :

$$\Pr(c_i) = f(X_i, Y_i, P_i) \quad (1)$$

avec X un vecteur de caractéristiques socio-démographiques (vie en couple, nombre d'enfants, nationalité, ...), Y le revenu du ménage et P des indicateurs de prix du logement. Cette représentation est très imparfaite car elle estime la probabilité d'être propriétaire en ignorant le processus y aboutissant. Il peut sembler préférable d'estimer un modèle de durée qui considère l'existence d'une durée avant l'accession à la propriété, durée correspondant implicitement à une période d'accumulation de capital. La variable d'intérêt du modèle est alors l'âge d'accession à la propriété. Ce type de modélisation a été utilisé par Boehm et Schlottmann (2004, 2009). L'âge n'est pas une mesure parfaite de la stratégie d'accession à la propriété à cause des autres dimensions, en termes de taille du logement et de localisation, que cette stratégie comporte. Mais cette donnée représente le meilleur compromis pour les besoins de la modélisation.

2.2 Accession à la propriété et logements sociaux : quelques faits stylisés

Une grande majorité des Français souhaitent être propriétaires de leur logement (Bosvieux, 2005). Cette préférence n'est pas uniquement française, elle s'est manifestée par une augmentation de la part des propriétaires occupants après la seconde guerre mondiale dans tous les pays européens. Aux États-Unis, la politique pour l'accès de la propriété est plus ancienne, la propriété étant synonyme de la réalisation du "rêve américain". En témoigne la citation de Roosevelt : "*A nation of homeowners is unconquerable*".

En France, le développement de la propriété occupante a été soutenu par les dispositifs gouvernementaux octroyant des prêts à des taux particulièrement favorables : Prêt d'Accession à la Propriété (PAP) et Prêt Conventionné (PC) de 1977 à 1995, Prêts à Taux Zéro (PTZ) à

partir de 1995. Le dispositif s'est enrichi en 2007 de mesures fiscales pour l'acquisition ou la construction d'une résidence principale. Le graphique 1 montre l'augmentation constante de la part des propriétaires en France entre 1984 et 2006. Le nombre d'accédants diminue, mais ceci est compensé par l'augmentation du nombre de propriétaires de plein droit, qui s'explique pour partie par le vieillissement de la population.

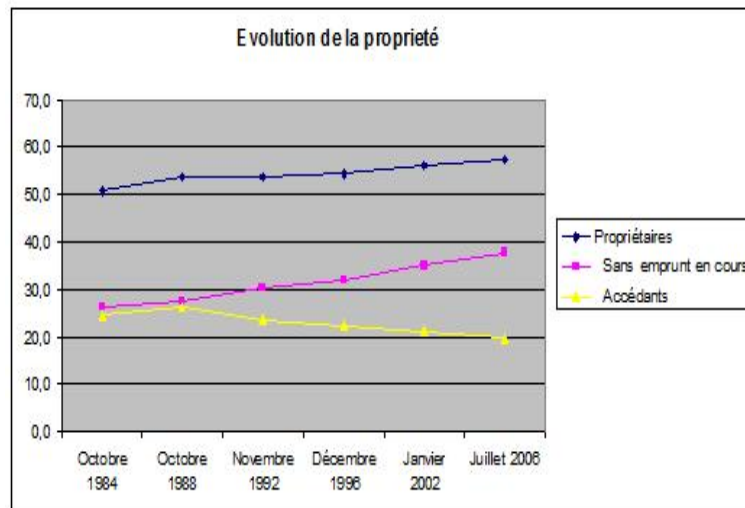


FIG. 1 – Source : Enquêtes Logement 1984, 1988, 1992, 1996, 2002, 2006, calcul des auteurs

Le flux d'accédants à la propriété est également en augmentation constante : entre 2002 et 2006, il est d'un tiers supérieur à ce qu'il était au cours des années 1980 ou au début des années 1990. Malgré les aides ciblées sur ces catégories, les ménages du premier quartile de revenu, de même que ceux du second quartile dans une moindre mesure, sont sous-représentés parmi les ménages accédants. Les ménages avec enfants, et particulièrement ceux qui comptent deux actifs occupés, sont fortement surreprésentés (Briant, 2010). L'âge moyen des primo-accédants était, de 35,45 ans entre 1992 et 1996, 35,97 ans entre 1996 et 2002 et 35,22 ans entre 2002 et 2006 (Source : Enquêtes Logement 1996 à 2006, calcul des auteurs). On constate donc que l'augmentation des prix des logements, forte depuis la fin des années 1990, ne s'est pas traduite par un recul de l'âge d'accession à la propriété. En revanche, elle a eu pour conséquence un allongement de la durée des prêts (Briant, 2010; Rougerie et Friggit, 2010).

Le parc Hlm compte 4,3 millions de logements, soit 37 % du parc locatif (Commission des Comptes du Logement, 2010). Il s'agit de logements plutôt collectifs (85%) relativement récents (40 % ont été construits après 1975 contre 30 % pour l'ensemble du parc) et situés à 70% dans les agglomérations de plus de 50 000 habitants. Le parc de logements sociaux est destiné aux revenus modestes, mais le plafond des ressources pour l'éligibilité est tel que les deux tiers de la population peuvent y prétendre. Ainsi, Jacquot (2007) montre qu'une partie du parc de logements Hlm loge des ménages relativement aisés : en 2002, un locataire Hlm sur cinq se situe dans les quatre déciles les plus élevés de la distribution des niveaux de vie. Ces ménages occupent des logements situés dans des quartiers où les professions intellectuelles et les cadres supérieurs sont surreprésentés (LeBlanc *et al.*, 1999).

Sur la période 1992-2006, la mobilité des locataires du secteur social est faible (10% par an), et ces mobilités se font pour une part non négligeable au sein de ce parc (25 %) (enquêtes Logement 1996, 2002, 2006, calculs des auteurs). Cependant, une fraction des locataires les plus solvables du parc social a pu devenir propriétaire (Jacquot, 2007). Ainsi, au moins 5 % des locataires Hlm ont accédé à la propriété. Ces ménages représentent 8 % des accédants récents et 17% des primo-accédants. Ce mouvement d’accession sociale est soutenu par les politiques publiques, en particulier depuis la mise en place en 1996 d’un programme d’accession à la propriété des Hlm, qui constitue l’une des innovations majeures dans la politique du logement des dernières années. En effet, tout locataire d’un logement, propriété d’un organisme Hlm depuis plus de 10 ans, peut s’en porter acquéreur. Ce programme s’est accompagné de la mise en place d’un prêt aidé : le Prêt pour l’Accession Sociale (PAS).

Les transitions des locataires Hlm vers la propriété n’en restent pas moins plus rares que celles des locataires du secteur libre (5 contre 15% sur la période 1992-2006). Mais ces deux catégories de ménages ayant des caractéristiques bien différentes, il est possible qu’un effet favorable apparaisse si l’on tient compte des caractéristiques des ménages. C’est l’objet de la modélisation économétrique que nous développons. Nous présentons au préalable les données utilisées.

3 Données

3.1 Définitions des variables et de l’échantillon

Idéalement, une étude sur les transitions sur le marché du logement nécessiterait des données sur un panel de ménages comportant en particulier des caractéristiques du logement sur une période assez longue. Or une telle base n’est pas disponible en France. En revanche, les enquêtes Logement de l’Insee offrent des informations détaillées sur les ménages et leur logement, avec quelques informations rétrospectives. En particulier, pour les ménages ayant effectué une mobilité au cours des quatre années précédant l’enquête, des caractéristiques du logement occupé quatre ans avant la date d’enquête, dont le statut d’occupation et la localisation, sont disponibles. Les enquêtes Logement sont réalisées tous les quatre ans environ, les trois dernières enquêtes étant celles de 1996, 2002 et 2006.

Nous définissons le séjour en logement social comme le fait d’être locataire Hlm, soit dans le dernier logement occupé, soit dans le logement précédent. Dans les enquêtes Logement, cette information n’est connue que pour la population des ménages mobiles dans les quatre années précédant la date d’enquête. En utilisant les quatre dernières enquêtes Logement et en sélectionnant les ménages mobiles à chaque enquête, nous formons un échantillon représentatif des ménages mobiles au cours des 24 dernières années (1992 à 2006)⁴. En constituant des cohortes d’individus selon leur année de naissance, il nous est alors possible d’observer l’ensemble des mobilités effectuées par la cohorte sur la période considérée.

La première cohorte est composée d’individus nés entre 1926 et 1956, qui ont entre 40 ans (pour les plus jeunes lorsqu’ils sont observés en 1996) et 80 ans (pour les plus âgés observés en

⁴Plus précisément, les mobilités observées à l’enquête 1996 ont été réalisées entre décembre 1992 et décembre 1996, celles observées à l’enquête 2002 entre décembre 1997 et janvier 2002 et celles observées à l’enquête 2006 entre juillet 2002 et juillet 2006.

2006) à la date d'enquête. Il s'agit de notre cohorte la plus âgée, et la plus hétérogène en termes d'âge. La deuxième est composée d'individus nés entre 1957 et 1966, soit des âges compris entre 30 et 49 ans. La troisième est composée d'individus nés entre 1967 et 1972, qui ont de 24 à 41 ans lorsqu'ils sont observés. Enfin, notre dernière cohorte, la plus jeune, est composée d'individus nés entre 1973 et 1984.

La variable d'intérêt du modèle est définie comme l'âge de la personne de référence du ménage lors de la première accession à la mobilité. Les individus ayant fait une transition de propriétaire à propriétaire, dont nous ne connaissons pas l'âge lors de leur première accession, sont exclus de l'échantillon. Notons également qu'étant donné le faible poids du logement Hlm dans les zones rurales, nous ne nous intéressons qu'aux ménages qui résident initialement dans une aire urbaine⁵. Pour minimiser l'hétérogénéité des comportements observés et étant donné les faibles effectifs d'accédants aux âges extrêmes, nous avons fait le choix d'exclure de notre échantillon final les individus âgés de moins de 23 ans ou de plus 75 ans à la date d'enquête.

3.2 Statistiques descriptives

Notre échantillon final compte 24 467 ménages dont les caractéristiques sont résumées dans le tableau 1. Une différenciation selon le séjour en logement social permet de constater que les variables sociodémographiques, telles que le genre de la personne de référence, le nombre d'enfants, la nationalité et l'éducation sont des déterminants importants du séjour en logement Hlm. Les ménages appartenant aux déciles 2 à 8 de la distribution des revenus par unité de consommation sont surreprésentés parmi les ménages ayant un séjour en logement social. Les cohortes présentent des différences importantes en termes de séjour en logement social : les ménages les plus jeunes sont sous-représentés parmi ceux qui ont eu un séjour en logement social.

Le tableau 2 fournit une idée plus précise de la composition des cohortes. La distribution des revenus est conforme à nos attentes, avec une distribution bimodale pour la cohorte la plus âgée, conséquence de la croissance initiale des revenus avec l'âge et de la diminution lors de la retraite. Le taux de séjour en logement social selon les cohortes est conforme à notre résultat précédent. L'âge d'accession à la propriété est plus faible pour les cohortes les plus jeunes, ce qui s'explique probablement par les tranches d'âge auxquelles les différentes cohortes sont observées. Par ailleurs, l'âge d'accession à la propriété est toujours plus élevé pour les individus ayant eu un séjour en logement social.

Nous nous intéressons à présent à la population des accédants à la propriété selon l'existence d'un séjour en logement social. Le tableau 3 montre que les Français par naturalisation, les étrangers ainsi que les individus ayant un diplôme inférieur au baccalauréat, plus présents dans le parc social, sont aussi surreprésentés parmi les accédants à la propriété ayant eu un séjour en logement social. Par ailleurs, il existe un effet revenu important, même s'il n'est pas trivial pour les hauts revenus. En effet, il y a plus de propriétaires parmi les individus appartenant aux déciles 8 et 9 comparativement aux individus du 10^e décile. Parmi les accédants ayant eu un séjour en logement Hlm, ce sont ceux des déciles 4 à 8 qui sont surreprésentés, ce qui montre que

⁵Au sens de l'Insee.

TAB. 1 – Statistiques descriptives de l'échantillon selon l'existence d'un séjour en logement Hlm

| Caractéristiques en % | Pas de séjour en logement social | Séjour en logement social | Toute la population |
|-------------------------------------|-------------------------------------|------------------------------|------------------------|
| Accédants à la propriété | 27,48 | 17,98 | 25,1 |
| Femmes | 27,73 | 31,55 | 28,69 |
| Vie en couple | 60,12 | 61,77 | 60,53 |
| Nombre d'enfants moyen | 0,82 | 1,34 | 0,95 |
| Nationalité | | | |
| Français de naissance | 86,39 | 82,79 | 85,49 |
| Français par naturalisation | 1,74 | 2,83 | 2,01 |
| Étranger | 11,86 | 14,38 | 12,50 |
| Diplôme | | | |
| Moins que le bac | 45,62 | 70,43 | 51,82 |
| Bac | 15,80 | 12,60 | 15,00 |
| Plus que le bac | 38,58 | 16,97 | 33,18 |
| Revenu par unité de consommation | | | |
| Décile 1 | 11,47 | 9,57 | 10,99 |
| Décile 2 | 9,22 | 10,91 | 9,64 |
| Décile 3 | 9,94 | 11,83 | 10,41 |
| Décile 4 | 9,64 | 11,85 | 10,19 |
| Décile 5 | 9,78 | 12,32 | 10,41 |
| Décile 6 | 10,25 | 12,07 | 10,71 |
| Décile 7 | 10,53 | 11,27 | 10,72 |
| Décile 8 | 10,10 | 10,23 | 10,14 |
| Décile 9 | 9,65 | 6,73 | 8,92 |
| Décile 10 | 9,33 | 3,13 | 7,78 |
| Répartition par cohorte | | | |
| 1 : 1926-1956 | 20,1 | 27,0 | 21,8 |
| 2 : 1957-1966 | 24,8 | 34,0 | 27,0 |
| 3 : 1967-1972 | 25,4 | 23,8 | 25,0 |
| 4 : 1973-1984 | 30,0 | 15,3 | 26,1 |
| Nombre d'observations | 18 349 | 6 118 | 24 467 |

l'accession concerne, au sein des locataires Hlm, les ménages les plus aisés, conformément à ce qui a été observé par ailleurs Jacquot (2007).

4 Stratégie d'estimation

Nous modélisons l'accession à la propriété comme un processus d'arrêt optimal qui détermine l'âge de la primo-accession. Les individus entrent sur le marché en début de cycle de vie (nous choisissons un âge de 23 ans) et à chaque période, décident d'accéder à la propriété ou non. Nous estimons une forme réduite de ce modèle, dans laquelle nous considérons l'âge d'accession à la propriété comme une variable de durée, ce qui nous permet de capter la nature dynamique du phénomène et de tenir compte de la censure, c'est-à-dire le fait que certains individus sont

TAB. 2 – Statistiques descriptives de l'échantillon selon la cohorte

| | Cohorte 1 | Cohorte 2 | Cohorte 3 | Cohorte 4 | Toute la population |
|----------------------------|-------------|-------------|-------------|-------------|---------------------|
| Années de naissance | 1926 à 1956 | 1957 à 1966 | 1967 à 1972 | 1973 à 1984 | |
| Sejour en logement Hlm (%) | 30,92 | 31,33 | 23,74 | 14,62 | 25,01 |
| Age d'accession moyen | 47,8 | 35,1 | 30,6 | 27,3 | 35,8 |
| Avec séjour en Hlm | 53,6 | 37,8 | 31,8 | 28,1 | 35,3 |
| Sans séjour en Hlm | 51,9 | 37,1 | 30,8 | 26,4 | 39,2 |
| Revenu par UC | | | | | |
| Décile 1 | 11,40 | 7,64 | 8,55 | 16,45 | 11,00 |
| Décile 2 | 9,62 | 6,82 | 8,90 | 13,16 | 9,65 |
| Décile 3 | 10,50 | 8,78 | 10,26 | 12,08 | 10,42 |
| Décile 4 | 10,26 | 8,69 | 10,71 | 11,11 | 10,20 |
| Décile 5 | 8,88 | 10,49 | 10,74 | 11,29 | 10,42 |
| Décile 6 | 9,11 | 11,18 | 11,61 | 10,76 | 10,71 |
| Décile 7 | 9,16 | 11,51 | 12,29 | 9,74 | 10,72 |
| Décile 8 | 9,33 | 12,19 | 11,27 | 7,71 | 10,14 |
| Décile 9 | 9,41 | 11,89 | 9,49 | 5,06 | 8,92 |
| Décile 10 | 12,33 | 10,77 | 6,15 | 2,53 | 7,79 |

observés avant d'avoir accédé à la propriété ou n'accéderont jamais. Nous estimons un modèle paramétrique qui certes impose des restrictions sur le modèle, mais offre une interprétation claire de l'effet des caractéristiques individuelles.

4.1 Modèle économétrique

Le modèle retenu pour l'âge d'accession à la propriété est un modèle de durée, dans lequel on modélise T , une variable aléatoire désignant d'âge d'accession à la propriété, dont nous devons préciser la loi de distribution. L'accession à la propriété est un processus lié à l'accumulation de richesse. Or ce processus est limité durant le cycle de vie des individus car les revenus déclinent mécaniquement à partir de l'âge de la retraite. Il nous semble donc que la probabilité d'accession à la propriété est une fonction croissante de l'âge en début de cycle de vie, par la suite elle devient décroissante, ce qui justifie le choix d'une distribution lognormale de l'âge d'accession à la propriété ⁶.

La distribution de T , conditionnellement aux variables observables X , au vecteur de paramètres θ ainsi qu'au paramètre de dispersion σ de la loi lognormale, peut être caractérisée par sa fonction de densité :

$$f(t | \theta, X) = \frac{1}{\sigma t} \Phi \left(\frac{\log(t - X\theta)}{\sigma} \right)$$

et sa fonction de survie :

$$S(t | \theta, X) = \Pr[T > t] = 1 - \Phi \left(\frac{\log(t - X\theta)}{\sigma} \right)$$

L'existence d'individus pour lesquels l'âge d'accession à la propriété est observé et d'individus

⁶La comparaison de la distribution empirique de l'âge d'accession à la propriété à des simulations de loi lognormales corrobore la pertinence de ce choix.

TAB. 3 – Profil des accédants à la propriété selon l’existence d’un séjour en logement social

| | Accédant sans séjour en logement social | Accédant avec séjour en logement social | Ensemble des accédants |
|-----------------------------|--|--|---------------------------|
| Age d’accession | | | |
| Moins de 30 ans | 34,17 | 26,09 | 32,73 |
| 30 à 35 ans | 26,54 | 32,00 | 27,52 |
| 36 à 40 ans | 15,65 | 17,73 | 16,02 |
| 41 à 45 ans | 9,44 | 10,55 | 9,64 |
| 46 à 50 ans | 6,11 | 6,00 | 6,09 |
| 51 à 55 ans | 2,96 | 3,45 | 3,04 |
| 56 à 60 ans | 2,48 | 1,91 | 2,38 |
| Plus de 60 ans | 2,66 | 2,27 | 2,59 |
| Femmes | | | |
| Vie en couple | 81,02 | 89,64 | 82,56 |
| Retraité | 5,41 | 5,09 | 5,36 |
| Nationalité | | | |
| Français de naissance | 92,40 | 84,91 | 91,06 |
| Français par naturalisation | 1,88 | 3,00 | 2,08 |
| Etranger | 5,71 | 12,09 | 6,85 |
| Diplôme | | | |
| Moins que le bac | 42,11 | 61,45 | 45,57 |
| Bac | 15,13 | 14,91 | 15,09 |
| Plus que le bac | 42,76 | 23,64 | 39,34 |
| Revenu par UC | | | |
| Décile 1 | 1,35 | 1,36 | 1,35 |
| Décile 2 | 1,39 | 0,91 | 1,30 |
| Décile 3 | 3,93 | 2,45 | 3,66 |
| Décile 4 | 5,39 | 6,45 | 5,58 |
| Décile 5 | 7,79 | 9,18 | 8,04 |
| Décile 6 | 11,34 | 13,64 | 11,76 |
| Décile 7 | 14,88 | 17,64 | 15,37 |
| Décile 8 | 16,94 | 23,82 | 18,17 |
| Décile 9 | 18,96 | 16,91 | 18,59 |
| Décile 10 | 18,03 | 7,64 | 16,17 |
| Observations | 5 042 | 1 100 | 6 142 |

n’ayant pas encore accédé à la propriété implique deux types de contribution à la vraisemblance du modèle, qui s’écrit :

$$\ln L(\theta) = \sum_{i=1}^n \left[(1 - \delta_i) \log f(T_i | X_i, \theta) \right] + \left[\delta_i \log S(T_i | X_i, \theta) \right] \quad (2)$$

avec X un ensemble de caractéristiques sociodémographiques (genre, statut matrimonial, nombre d’enfants, modification de la composition du ménage, nationalité, revenu, éducation), θ le vecteur de paramètres à estimer et δ la variable indicatrice de la censure (variable binaire prenant la valeur 1 si le ménage n’est pas propriétaire de son logement à la date d’enquête).

Pour mesurer l’effet du séjour en logement social, nous pourrions estimer le modèle de du-

rée précédent pour les deux sous-échantillons définis selon l’existence d’un séjour en logement social, et comparer leurs probabilités d’accéder à la propriété, ou bien introduire une variable indicatrice de séjour en logement social dans le modèle de durée. Une telle comparaison refléterait cependant surtout l’autosélection des individus au sein de chaque statut d’occupation. Par conséquent, nous utilisons la méthode de Heckman et Robb (1985) : dans une première étape, nous estimons l’existence d’un séjour en logement social avec un probit simple, à partir duquel la probabilité individuelle de choisir un logement social est prédite ; cette probabilité prédite est ensuite introduite parmi les explicatives du modèle d’âge d’accession à la propriété. Cette procédure, utilisée couramment dans la littérature, permet d’estimer un effet du séjour en logement Hlm sur la dynamique d’accession à la propriété en évitant les biais liés à l’autosélection dans ce statut d’occupation.

Le vecteur θ des coefficients du modèle de durée est donc obtenu par la maximisation de la vraisemblance suivante :

$$\ln L(\theta) = \sum_{i=1}^n \left[(1 - \delta_i) \log f(T_i | \hat{H}_i, X_i, \theta) \right] + \left[\delta_i \log S(T_i | \hat{H}_i, X_i, \theta) \right] \quad (3)$$

avec \hat{H}_i la probabilité prédite obtenue sur la base d’un modèle probit estimé en première étape.

Lors de l’estimation de ce modèle par maximum de vraisemblance, les écart-types fournis par l’inverse de la matrice hessienne à l’optimum sont biaisés car ils sont basés uniquement sur la matrice de covariance de deuxième étape, alors qu’ils devraient tenir compte du fait que l’une des variables explicatives de la deuxième étape est une variable prédite. Aussi, nous les calculons par une méthode de bootstrap basée sur une idée développée par Orbe *et al.* (2001). Cette procédure est décrite en annexe.

4.2 Identification

Estimer l’effet d’un séjour en logement Hlm sur la dynamique d’accession à la propriété pose un problème d’identification lié à l’existence de variables inobservables expliquant le choix du logement social, et qui pourraient être des déterminants de l’âge d’accession à la propriété. Pour assurer l’identification des paramètres du modèle, la méthode d’Heckman et Robb (1985) suppose d’avoir un instrument, c’est-à-dire une variable expliquant le choix du logement social mais n’ayant pas d’influence sur l’âge d’accession à la propriété.

En termes d’instruments, la littérature dans le domaine du logement a souvent utilisé des variables régionales. C’est le cas de van Leuvensteijn et Koning (2004), ainsi que Munch *et al.* (2006) et Dujardin et Goffette-Nagot (2009). En particulier, Dujardin et Goffette-Nagot (2009) utilisent le pourcentage de Hlm dans l’unité urbaine de résidence pour identifier l’effet d’un séjour en logement social sur la probabilité de chômage. L’idée est de représenter l’état du marché du logement au niveau de la zone géographique au sein de laquelle le ménage fait son choix de localisation. Nous suivons une approche similaire, en l’adaptant à la question traitée ici.

D’une part, nous calculons le pourcentage de Hlm au niveau de l’aire urbaine de résidence. Ce niveau géographique est en effet plus pertinent dans un modèle qui s’intéresse à l’accession à la propriété, étant donné le nombre de ménages qui se dirigent vers les couronnes périurbaines pour

y acquérir un logement. D'autre part, nous utilisons le pourcentage de Hlm parmi les locataires. En effet, il est possible que la part des Hlm parmi l'ensemble des logements capte à la fois le poids des Hlm dans l'offre de logements locatifs et le poids des logements locatifs dans le parc total. Cette seconde caractéristique étant liée à la part des logements en propriété, elle pourrait créer une dépendance de l'instrument avec le terme d'erreur du modèle de durée.

Le poids des logements Hlm dans le parc de logements locatifs à l'échelle de l'aire urbaine varie de 10 à 76%, avec une moyenne de 40%. Si la probabilité d'avoir eu un séjour en logement Hlm est, toutes choses égales par ailleurs, influencée par la part des logements Hlm dans l'aire urbaine, on peut *a priori* penser que cette dernière n'est pas corrélée à l'âge auquel les individus accèdent à la propriété. D'une part, l'offre de logement social est essentiellement le fruit de l'histoire des villes et de politiques locales et il n'y a pas de raison de penser qu'elle affecte le marché des logements en propriété, dont le fonctionnement est surtout déterminé par la densité de population dans l'aire urbaine. D'autre part, cette variable est calculée pour l'aire urbaine de résidence lors du séjour en logement Hlm, et l'accession à la propriété se réalise, pour 23,7% de notre échantillon, dans une aire urbaine différente, qui présente des caractéristiques du marché du logement différentes. Enfin, pour contrôler toute corrélation résiduelle entre l'âge d'accession à la propriété et l'état du marché du logement dans l'aire urbaine, nous introduisons une variable indicatrice pour chaque aire urbaine présente dans l'échantillon. Afin de limiter le nombre de paramètres, nous regroupons les aires urbaines comportant moins de 10 observations.

Ce premier instrument étant basé sur les caractéristiques de l'offre de logement, il est intéressant d'utiliser un second instrument basé sur une logique différente, relative à la demande de logement. Ainsi dans une autre spécification, nous utilisons comme instrument le taux d'évolution démographique de l'aire urbaine entre 1990 et 1999. Ce taux varie de -10 à +25%, avec une moyenne à +2%. On peut penser que dans les aires urbaines en croissance de population, il existe une tension sur le marché du logement qui diminue la probabilité d'accéder à un logement social. Comme pour le premier instrument, nous introduisons simultanément un vecteur de variables indicatrices des aires urbaines.

Nous présentons les estimations réalisées avec chaque instrument, et montrons qu'en dépit de mécanismes différents, les coefficients de deuxième étape fournis avec ces deux instruments restent pratiquement inchangés.

5 Résultats

Les estimations sont réalisées par cohorte. Nous présentons tout d'abord les résultats de l'estimation de la première étape, qui montrent quels sont les déterminants d'un séjour en logement Hlm, puis les résultats du modèle de durée sur l'âge d'accession à la propriété. Pour alléger la présentation, les résultats des estimations avec l'évolution démographique de l'aire urbaine comme instrument sont présentés en annexe (tableaux 4 et 5).

5.1 Modèle probit de séjour en logement Hlm

Les résultats de la première étape sont présentés au tableau 4. Les variables dépendantes sont significatives et ont l'effet attendu sur la probabilité d'avoir un séjour en logement Hlm. La probabilité d'avoir un séjour en logement Hlm est plus élevée pour les ménages dont la personne de référence est une femme et est croissante avec le nombre d'enfants, ce qui est cohérent avec les critères de priorité pour l'attribution des logements sociaux.

Les variables approximant le revenu permanent (niveau d'éducation et revenu par unité de consommation) ont un effet sur la probabilité d'avoir un séjour en logement social. Comparativement aux individus n'ayant que le baccalauréat, les individus n'ayant pas le bac ont une probabilité plus élevée d'avoir un séjour en logement Hlm, à l'exception des plus jeunes pour lesquels l'effet est non significatif. Les individus ayant plus que le bac ont une probabilité plus faible d'avoir un séjour en logement social. Concernant le revenu, la probabilité d'avoir un séjour en logement Hlm décroît avec l'appartenance à des déciles de revenu élevés pour les individus des première et deuxième cohortes. Pour les individus les plus jeunes, on observe un effet revenu négatif pour le dernier décile. La différence d'effet du revenu selon la cohorte pourrait s'expliquer par le fait que les ménages jeunes sont davantage susceptibles d'être logés en logement Hlm quelque soit leur niveau de revenu, alors que les ménages plus âgés sont en logement social si leurs revenus sont faibles.

Les deux instruments, le pourcentage de Hlm parmi les locataires et l'évolution démographique, mesurés au niveau de l'aire urbaine, ont un effet fortement significatif et similaire pour les quatre cohortes. Le pourcentage de Hlm parmi les locataires a un effet positif sur la probabilité d'avoir un séjour en logement social, corroborant l'hypothèse d'un effet d'offre sur le séjour en logement social (tableau 4). L'effet de l'évolution démographique est négatif (voir tableau A.2 en annexe), accréditant l'intuition d'une tension sur le marché du logement accrue et donc de plus grandes difficultés d'accès au parc de logements Hlm dans les aires urbaines en croissance démographique.

5.2 Modèle de durée sur l'âge d'accession à la propriété

Les résultats du modèle de durée sont présentés dans le tableau 5 et le tableau A.3 en annexe. Le fait que la personne de référence soit une femme et le nombre d'enfants augmentent l'âge d'accession à la propriété. Cet effet est similaire pour toutes les cohortes, à l'exception de la première pour laquelle le nombre d'enfants diminue l'âge d'accession à la propriété. On peut penser que sur cette cohorte, les accessions à la propriété relativement tardives qui sont observées se réalisent au moment du départ des enfants.

TAB. 4 – Probit de séjour en logement social avec le % Hlm parmi les locataires

| | Cohorte 1 | Cohorte 2 | Cohorte 3 | Cohorte 4 |
|------------------------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|
| Années de naissance | 1926 à 1956 | 1957 à 1966 | 1967 à 1972 | 1973 à 1984 |
| % Hlm parmi locataires | 2,124*** (0,29) | 2,245*** (0,23) | 1,845*** (0,22) | 1,049*** (0,26) |
| Femme | 0,224*** (0,06) | 0,218*** (0,04) | 0,052 (0,05) | 0,194*** (0,05) |
| Vie en couple | 0,139* (0,06) | 0,100* (0,04) | 0,058 (0,06) | -0,116 (0,06) |
| Nombre d'enfants | 0,161*** (0,02) | 0,168*** (0,01) | 0,236*** (0,02) | 0,407*** (0,02) |
| Nationalité | | | | |
| Français de naissance | Réf. | Réf. | Réf. | Réf. |
| Naturalisé | 0,209 (0,13) | 0,240** (0,08) | -0,084 (0,17) | 0,092 (0,27) |
| Étranger | 0,037 (0,09) | -0,130 (0,13) | -0,104 (0,14) | 0,009 (0,11) |
| Éducation | | | | |
| Moins que le bac | 0,326*** (0,06) | 0,228*** (0,05) | 0,188*** (0,05) | 0,095 (0,07) |
| Bac | Réf. | Réf. | Réf. | Réf. |
| Plus que le bac | -0,290*** (0,08) | -0,104 (0,06) | -0,271*** (0,06) | -0,240*** (0,04) |
| Revenus par UC | | | | |
| Décile 1 | 0,539*** (0,13) | 0,234 (0,17) | -0,033 (0,21) | -0,301* (0,14) |
| Décile 2 | 0,732*** (0,18) | 0,395*** (0,14) | 0,123 (0,16) | -0,134 (0,14) |
| Décile 3 | 0,704*** (0,11) | 0,400*** (0,14) | 0,110 (0,14) | -0,064 (0,10) |
| Décile 4 | 0,557*** (0,10) | 0,455*** (0,10) | 0,157 (0,13) | 0,004 (0,11) |
| Décile 5 | 0,546*** (0,10) | 0,373*** (0,10) | 0,179 (0,13) | 0,123 (0,09) |
| Décile 6 | 0,409*** (0,09) | 0,417*** (0,10) | 0,004 (0,14) | -0,010 (0,09) |
| Décile 7 | 0,284*** (0,08) | 0,251*** (0,08) | 0,092 (0,12) | 0,083 (0,10) |
| Décile 8 | 0,190* (0,10) | 0,228*** (0,05) | 0,119 (0,12) | 0,052 (0,11) |
| Décile 9 | Réf. | Réf. | Réf. | Réf. |
| Décile 10 | -0,390*** (0,13) | -0,380*** (0,06) | -0,223** (0,08) | -0,376** (0,12) |

Notes : Les écarts-types sont corrigés afin de tenir compte de l'appartenance de plusieurs individus à une même aire urbaine.

***, ** et * indiquent respectivement une significativité à 1%, 5% et 10%.

TAB. 5 – Modèle d’accession à la propriété - Instrument : % Hlm parmi les locataires

| | Cohorte 1 | Cohorte 2 | Cohorte 3 | Cohorte 4 |
|-------------------------------|---------------------|---------------------|---------------------|----------------------|
| | 1926 à 1956 | 1957 à 1966 | 1967 à 1972 | 1973 à 1984 |
| Années de naissance | | | | |
| Séjour en logement Hlm | -0,004 (0,08) | -0,352*** (0,08) | -0,668*** (0,09) | -0,687*** (0,07) |
| Femme | 0,046*** (0,01) | 0,055*** (0,01) | 0,037*** (0,01) | 0,019*** (0,004) |
| Vie en couple | 0,055*** (0,01) | 0,0001 (0,01) | -0,012* (0,01) | -0,006 (0,004) |
| Nombre d’enfants | -0,053** (0,01) | 0,031*** (0,01) | 0,096*** (0,01) | 0,127*** (0,01) |
| Nationalité | | | | |
| Français de naissance | Réf. | Réf. | -Réf. | Réf. |
| Naturalisé | 0,029* (0,02) | 0,015 (0,01) | -0,047*** (0,02) | -0,019 (0,02) |
| Étranger | 0,049*** (0,01) | 0,065*** (0,01) | 0,062*** (0,01) | 0,068*** (0,01) |
| Éducation | | | | |
| Moins que le bac | 0,038*** (0,01) | 0,042*** (0,01) | 0,043*** (0,01) | 0,013** (0,004) |
| Bac | Réf. | Réf. | Réf. | Réf. |
| Plus que le bac | 0,008 (0,01) | -0,022*** (0,01) | -0,051*** (0,01) | -0,018*** (0,04) |
| Modifications dans la famille | | | | |
| Naissance | 0,002 (0,01) | 0,0001 (0,003) | 0,014** (0,003) | -0,020*** (0,004) |
| Décès ou départ | -0,027 (0,05) | 0,099 (0,06) | 0,045 (0,12) | -0,082 (0,10) |
| Formation | -0,063*** (0,01) | 0,037*** (0,007) | 0,027*** (0,005) | -0,033*** (0,003) |
| Séparation | -0,048*** (0,01) | 0,045*** (0,01) | 0,055*** (0,01) | 0,046*** (0,004) |
| Sans modification | Réf. | Réf. | Réf. | Réf. |
| Revenus par UC | | | | |
| Décile 1 | -0,024 (0,02) | -0,026* (0,01) | -0,096*** (0,01) | -0,176*** (0,01) |
| Décile 2 | 0,025 (0,02) | -0,027 (0,01) | -0,066*** (0,01) | -0,134*** (0,01) |
| Décile 3 | 0,018 (0,02) | -0,023 (0,01) | -0,064*** (0,01) | -0,099*** (0,01) |
| Décile 4 | -0,004 (0,02) | -0,011 (0,01) | -0,055*** (0,01) | -0,078*** (0,01) |
| Décile 5 | 0,009 (0,02) | -0,004 (0,01) | -0,031** (0,01) | -0,045*** (0,01) |
| Décile 6 | -0,007 (0,01) | 0,001 (0,01) | -0,061*** (0,01) | -0,056*** (0,01) |
| Décile 7 | 0,002 (0,01) | -0,016 (0,01) | -0,032*** (0,01) | -0,018** (0,01) |
| Décile 8 | 0,015 (0,01) | -0,003 (0,01) | 0,006 (0,01) | 0,007 (0,01) |
| Décile 9 | Réf. | Réf. | Réf. | Réf. |
| Décile 10 | 0,016 (0,01) | -0,019 (0,01) | -0,005 (0,01) | -0,021 (0,01) |
| Dummy par aire urbaine | Oui | Oui | Oui | Oui |
| Observations | 5 314 | 6 594 | 6 079 | 6 366 |

Notes : Les écarts-types sont calculés par la méthode de bootstrap décrite en annexe.
***, ** et * indiquent respectivement une significativité à 1%, 5% et 10%.

Les variables indiquant des changements dans la situation du ménage ont des effets contrastés selon les cohortes. Les effets observés sont les mêmes pour les deux cohortes les plus jeunes : pour ces ménages, la formation d'un couple n'a pas d'incidence sur l'âge d'accession à la propriété relativement à l'absence de modification de la composition du ménage, alors que la naissance d'un enfant accélère l'accession à la propriété ; la séparation du couple augmente l'âge d'accession, ce qui reflète probablement le fait que les ménages qui se séparent n'accèdent pas à la propriété en général. On retrouve là des effets bien connus de liens entre le cycle de vie des ménages et les mobilités résidentielles. Pour la cohorte la plus âgée, qui est observée seulement au-delà de 40 ans, on observe une diminution de l'âge d'accession lors de la formation d'un couple, mais aussi lors d'une séparation. On pourrait y percevoir le signe d'une accumulation de capital plus importante des individus de cette cohorte grâce à leur âge, leur permettant d'accéder à la propriété même sans conjoint, ce qui n'est pas le cas pour les autres cohortes. La cohorte 2 est dans une situation intermédiaire, touchée à la fois par la naissance d'enfants qui accélère l'accession à la propriété et le départ d'enfants ou le décès du conjoint, qui la retarde.

On observe un effet important de la nationalité : les ménages dont la personne de référence est de nationalité étrangère accèdent tardivement comparativement aux Français de naissance. Cependant l'effet est moins clair en ce qui concerne les Français par naturalisation, avec des coefficients significatifs pour seulement deux cohortes.

Nous nous intéressons aux variables approximant le revenu permanent⁷. L'effet de l'éducation, qui diminue l'âge d'accession pour les individus les plus éduqués et l'augmente pour les moins éduqués, est conforme à l'hypothèse d'un capital humain et donc probablement d'un patrimoine financier plus élevé, influençant la dynamique globale d'accession à la propriété. L'introduction des variables d'éducation capture une partie de l'effet global du patrimoine. L'appartenance aux déciles de revenu permet de mettre en évidence un autre effet, fruit de la conjonction de deux événements : un revenu plus élevé est souvent au prix d'une plus grande mobilité en début de cycle de vie. C'est ainsi que l'on peut interpréter le fait que l'appartenance aux déciles de revenu inférieurs diminue l'âge d'accession à la propriété pour les plus jeunes (cohortes 3 et 4). La forte mobilité des ménages les plus riches les empêcherait d'accéder tôt à la propriété, tandis que les individus les moins riches accéderaient à la propriété plus rapidement, mais en acquérant des logements de prix plus faible.

Quelques statistiques descriptives, présentées au tableau A.1 en annexe, corroborent cette interprétation. On observe en effet que les ménages des premiers déciles achètent un logement à un prix relativement faible. En revanche, les individus appartenant aux catégories les plus riches achètent une surface plus importante à un prix relativement élevé, dans l'aire urbaine de Paris pour plus du quart d'entre eux.

Ainsi, l'allongement de la durée avant l'accession pour les revenus élevés s'expliquerait par la plus forte mobilité de cette catégorie, mais également par la nécessité de constituer un apport personnel plus important.

Enfin, dès lors que l'on contrôle pour ces caractéristiques observables des individus, on

⁷Des estimations sur les échantillons tirés des enquêtes Logement 2002 et 2006 montrent que le fait de recevoir un héritage diminue l'âge d'accession à la propriété. Nous n'introduisons cependant pas cette variable dans nos estimations car elle n'est pas disponible dans l'enquête 1996.

constate que le séjour en logement social a un effet significatif et négatif sur l'âge d'accession pour les individus qui sont nés après 1956. L'effet estimé est similaire pour les deux instruments, indiquant une certaine robustesse de notre stratégie d'identification. Ainsi, il semble que le passage par le logement social permet effectivement aux ménages une accumulation d'épargne grâce à laquelle ils accèdent à la propriété plus rapidement. Comme le suggèrent les résultats concernant les déciles de revenu, il est possible que cette accession se fasse pour des logements de prix plus faibles. Mais l'accumulation d'un apport personnel, facilité pour les locataires Hlm par le paiement de loyers plus faibles que les prix de marché, semble être déterminant pour la réalisation de la primo-accession.

6 Conclusion

L'objectif de cet article est d'analyser les effets du passage par le parc de logement Hlm sur la dynamique d'accession à la propriété. Cette analyse suppose de contrôler la sélection des ménages dans le parc Hlm, à la fois sur la base de leurs caractéristiques observables et de leurs caractéristiques inobservables. Dans ce but, nous proposons l'estimation d'un modèle en deux étapes, dans lequel nous calculons les probabilités prédites d'avoir un séjour en logement Hlm et intégrons ensuite ces probabilités dans un modèle d'âge d'accession à la propriété. La probabilité d'avoir eu un séjour en logement Hlm est instrumentée par l'introduction d'une variable représentative de l'état du marché du logement au niveau de l'aire urbaine ; nous utilisons successivement la part des logements Hlm au sein du parc locatif et le taux d'évolution démographique entre 1990 et 1999 pour tenir compte de caractéristiques liées respectivement à l'offre et à la demande de logement.

Les estimations sont basées sur l'utilisation d'une base de données originale, constituée par l'empilement des trois dernières enquêtes Logement et la définition de quatre cohortes d'individus, qui nous permettent d'observer un échantillon représentatif des transitions sur le marché du logement de chacune des cohortes au cours des 24 dernières années.

On constate, sur la base de statistiques descriptives, que les ménages ayant eu un séjour en logement Hlm et qui accèdent à la propriété le font plus tardivement que leurs homologues qui ne sont pas passés par le parc Hlm. En revanche, les résultats de l'estimation du modèle de durée, qui corrigent pour l'endogénéité du séjour en Hlm, permettent de mettre en évidence l'accélération de l'accession permise par l'occupation d'un logement Hlm. Ceci est vrai pour les trois cohortes d'individus nés après 1956. Pour ces individus, toutes choses égales par ailleurs, avoir été locataire d'un logement Hlm permet d'accéder à la propriété plus jeune, relativement aux individus qui étaient précédemment locataires dans le secteur privé.

Ce résultat nous semble important, en ce qu'il permet de montrer l'existence d'une articulation entre la politique d'offre de logement social et la politique d'aide à l'accession à la propriété. A l'encontre des images négatives souvent associées au logement social, qui constituerait une trappe à pauvreté, notre analyse permet de montrer un réel effet favorable du logement Hlm sur les transitions résidentielles ultérieures. Ces résultats confortent ceux obtenus par LeBlanc *et al.* (1999) et Laferrère et LeBlanc (2006) et les complètent en suggérant que le gain sur la dépense de logement permis par l'occupation d'un logement Hlm sont, au moins pour partie, utilisés pour

la constitution d'un apport personnel permettant l'accès à la propriété. Ces sorties du parc Hlm sont essentiellement le fait des ménages les plus aisés parmi les locataires Hlm, ce qui menace la mixité sociale au sein du parc Hlm, mais elles constituent également un élément de fluidité permettant le renouvellement des occupants du parc Hlm.

Références

- ARRONDEL, L. et LEFEBVRE, B. (2001). Consumption and investment motives in housing wealth accumulation : A French study. *Journal of Urban Economics*, 50(1):112–137.
- BOEHM, T. P. et SCHLOTTMANN, A. M. (2004). The dynamics of race, income, and homeownership. *Journal of Urban Economics*, 55(1):113 – 130.
- BOEHM, T. P. et SCHLOTTMANN, A. M. (2009). The dynamics of homeownership : eliminating the gap between african american and white households. *Real Estate Economics*, 37:599–634.
- BOSVIEUX, J. (2005). Accession à la propriété : des acquéreurs plus nombreux mais prudents. *Economie et Statistiques*, 381-382:41–61.
- BRIANT, P. (2010). L’accession à la propriété dans les années 2000. *Insee Première*, 1291.
- COMMISSION DES COMPTES DU LOGEMENT (2010). Compte du logement 2010. Rapport technique, CGDD / SOeS.
- de GRAAFF, T. et van LEUVENSTEIJN, M. (2007). The impact of housing market institutions on labour mobility ; a European cross-country comparison. *CPB Discussion Papers*, 82.
- DI SALVO, P. et ERMISCH, J. (1997). Analysis of the dynamics of housing tenure choice in Britain. *Journal of Urban Economics*, 42(1):1–17.
- DUJARDIN, C. et GOFFETTE-NAGOT, F. (2009). Does public housing occupancy increase unemployment ? *Journal of Economic Geography*, 9(6):823–851.
- DUJARDIN, C. et GOFFETTE-NAGOT, F. (2010). Neighborhood effects on unemployment ? : A test à la altonji. *Regional Science and Urban Economics*, In Press, Corrected Proof:–.
- GOBILLON, L. et LAFERRÈRE, A. (2006). Les choix de logement des personnes âgées : consommation et épargne. *Revue Française d’Economie*, 20:115–151.
- HECKMAN, J. J. et ROBB, R. J. (1985). Alternative methods for evaluating the impact of interventions : An overview. *Journal of Econometrics*, 30(1-2):239–267.
- HENDERSON, J. V. et IOANNIDES, Y. M. (1983). A model of housing tenure choice. *American Economic Review*, 73(1):98–113.
- INSEE (2006). *L’économie Française*, chapitre Epargne et patrimoine des ménages : données macroéconomiques et données d’enquêtes.
- JACQUOT, A. (2007). L’occupation du parc Hlm : éclairage à partir des enquêtes Logement de l’insee. Rapport technique, Insee, Direction des Statistiques Démographiques et Sociales.
- LAFERRÈRE, A. et LEBLANC, D. (2001). The effect of public social housing on households’ consumption in france. *Journal of Housing Economics*, 10(4):429–455.

- LAFERRÈRE, A. et LEBLANC, D. (2006). *The Blackwell Companion to Urban Economics*, chapitre Housing Policy : Low-Income Households in France, pages 159–178. Blackwell.
- LEBLANC, D., LAFERRÈRE, A. et PIGOIS, R. (1999). Les effets de l'existence du parc hlm sur le profil de consommation des ménages. *Economie et Statistiques*, 328:37–60.
- MINISTÈRE DE L'ÉCOLOGIE, DE L'ÉNERGIE, DU DÉVELOPPEMENT DURABLE ET DE LA MER (2009). Rapport sur l'évolution des loyers. Rapport technique.
- MUNCH, J. R., ROSHOLM, M. et SVARER, M. (2006). Are homeowners really more unemployed? *Economic Journal*, 116(514):991–1013.
- OMMEREN, J. V. et LEUVENSTEIJN, M. V. (2005). New evidence of the effect of transaction costs on residential mobility. *Journal of Regional Science*, 45(4):681–702.
- ORBE, J., FERREIRA, E. et NUNEZ-ANTON, V. (2001). Modelling the duration of firms in chapter 11 bankruptcy using a flexible model. *Economics Letters*, 71(1):35–42.
- ORTALO-MAGNÉ, F. et RADY, S. (2002). Tenure choice and the riskiness of non-housing consumption. *Journal of Housing Economics*, 11(3):266–279.
- ROUGERIE, C. et FRIGGIT, J. (2010). Prix des logements anciens. *Insee Première*, 1297.
- SCHAEFER, J.-P. (2010). Evolution du parc Hlm. *Actualités Habitat*, 901:6–10.
- van LEUVENSTEIJN, M. et KONING, P. (2004). The effect of home-ownership on labor mobility in the Netherlands. *Journal of Urban Economics*, 55(3):580–596.
- WOLFF, F.-C. et ATTIAS-DONFUT, C. (2007). *Vieillesse de la population et logement. Les stratégies résidentielles et patrimoniales*, chapitre Les transferts intergénérationnels et la propriété du logement, pages 391–401. La Documentation Française.

A Annexes

A.1 Description de la procédure de bootstrap

1. Définir T_i , l'âge d'accession à la propriété pour les individus non-censurés et l'âge actuel pour les individus censurés.
2. Régresser T_i sur l'ensemble des variables explicatives et dériver $\hat{\beta}$ et $\hat{\epsilon}$
3. Générer une série aléatoire de termes d'erreur ϵ^* suivant une loi normale, et une série sur la censure δ^* suivant une loi de Bernouilli.
4. Dériver un échantillon de bootstrap suivant $\log(T_i^*) = X_i\hat{\beta} + \epsilon^*$
5. Estimer le modèle de durée et recouvrir l'ensemble des paramètres θ
6. Recommencer à partir de l'étape 3 et refaire les mêmes étapes J (101) fois.
7. L'écart-type pour chaque paramètre est $s^*(\hat{\theta}) = \left(\frac{1}{J-1} \sum_{j=1}^J (\hat{\theta}_j^* - \bar{\theta}^*)^2 \right)^{1/2}$

A.2 Tableaux complémentaires

TAB. A.1 – Description de la stratégie d’accession selon le niveau de revenu

| | Déciles 1 et 2 | Déciles 3 et 4 | Déciles 5, 6 et 7 | Déciles 8, 9 et 10 |
|------------------------------------|----------------|----------------|-------------------|--------------------|
| Prix moyen (en euros) | 149 310 | 186 536 | 234 393 | 407 813 |
| Surface acquise en m ² | | | | |
| < 40 | 12,79 | 9,29 | 2,45 | 1,19 |
| 40 à 59 | 19,77 | 18,83 | 7,71 | 3,01 |
| 60 à 79 | 26,04 | 22,55 | 14,45 | 11,94 |
| 80 à 99 | 18,60 | 23,34 | 31,42 | 23,57 |
| 100 à 119 | 9,30 | 15,65 | 23,49 | 24,15 |
| Plus de 120 | 12,79 | 19,34 | 20,48 | 36,13 |
| Accédant dans l’AU de Paris (%) | 15,34 | 16,20 | 15,51 | 27,93 |

TAB. A.2 – Probit de séjour en logement social avec le taux d'évolution démographique de l'aire urbaine

| | Cohorte 1 | Cohorte 2 | Cohorte 3 | Cohorte 4 |
|--|----------------------|----------------------|---------------------|----------------------|
| Années de naissance | 1926 à 1956 | 1957 à 1966 | 1967 à 1972 | 1973 à 1984 |
| Taux d'évolution démographique de l'aire urbaine | -13,340*** (3,74) | -18,952*** (4,26) | -9,776*** (2,71) | -10,953*** (4,12) |
| Femme | 0,224*** (0,05) | 0,218*** (0,05) | 0,052 (0,05) | 0,194*** (0,05) |
| Vie en couple | 0,143* (0,06) | 0,087 (0,05) | -0,011 (0,07) | -0,112 (0,06) |
| Nombre d'enfants | 0,164*** (0,02) | 0,168*** (0,01) | 0,236*** (0,02) | 0,410*** (0,02) |
| Nationalité | | | | |
| Français de naissance | Réf, | Réf, | Réf, | Réf, |
| Naturalisé | 0,215 (0,13) | 0,003 (0,08) | -0,113 (0,16) | 0,181 (0,28) |
| Étranger | 0,061 (0,09) | -0,112 (0,13) | -0,090 (0,15) | 0,009 (0,11) |
| Éducation | | | | |
| Moins que le bac | 0,326*** (0,06) | 0,224*** (0,05) | 0,184*** (0,05) | 0,095 (0,07) |
| Bac | Réf, | Réf, | Réf, | Réf, |
| Plus que le bac | -0,281*** (0,08) | -0,120* (0,06) | -0,281*** (0,06) | -0,238*** (0,04) |
| Revenus par UC | | | | |
| Décile 1 | 0,542*** (0,14) | 0,210 (0,16) | -0,039 (0,21) | -0,297* (0,14) |
| Décile 2 | 0,721*** (0,18) | 0,370*** (0,13) | 0,133 (0,17) | -0,129 (0,13) |
| Décile 3 | 0,696*** (0,11) | 0,368*** (0,13) | 0,108 (0,14) | -0,062 (0,10) |
| Décile 4 | 0,566*** (0,10) | 0,419*** (0,09) | 0,159 (0,14) | 0,014 (0,11) |
| Décile 5 | 0,544*** (0,10) | 0,357*** (0,10) | 0,178 (0,14) | 0,126 (0,09) |
| Décile 6 | 0,420*** (0,09) | 0,393*** (0,10) | 0,012 (0,14) | -0,009 (0,09) |
| Décile 7 | 0,286*** (0,08) | 0,231*** (0,07) | 0,095 (0,12) | 0,084 (0,10) |
| Décile 8 | 0,202* (0,10) | 0,222*** (0,05) | 0,119 (0,12) | 0,056 (0,11) |
| Décile 9 | Réf, | Réf, | Réf, | Réf, |
| Décile 10 | -0,342* (0,14) | -0,368*** (0,06) | -0,218** (0,08) | -0,374** (0,13) |
| Observations | 5 314 | 6 594 | 6 079 | 6 366 |

Notes : Les écarts-types sont corrigés afin de tenir compte de l'appartenance de plusieurs individus à une même aire urbaine.

***, ** et * indiquent respectivement une significativité à 1%, 5% et 10%.

TAB. A.3 – Modèle d'accèsion à la propriété - Instrument : évolution démographique de l'aire urbaine

| | Cohorte 1 | Cohorte 2 | Cohorte 3 | Cohorte 4 |
|-------------------------------|---------------------|---------------------|---------------------|----------------------|
| | 1926 à 1956 | 1957 à 1966 | 1967 à 1972 | 1973 à 1984 |
| Années de naissance | | | | |
| Séjour en logement Hlm | -0,012 (0,09) | -0,522*** (0,11) | -1,050*** (0,12) | -0,614*** (0,07) |
| Femme | 0,046*** (0,01) | 0,066*** (0,01) | 0,040*** (0,004) | 0,051*** (0,13) |
| Vie en couple | 0,055*** (0,01) | 0,008 (0,01) | -0,013 (0,004) | -0,027 (0,13) |
| Nombre d'enfants | -0,053** (0,01) | 0,042*** (0,01) | 0,128*** (0,01) | 0,121*** (0,13) |
| Nationalité | | | | |
| Français de naissance | Réf, | Réf, | Réf, | Réf, |
| Naturalisé | 0,030* (0,01) | 0,024 (0,01) | -0,054*** (0,01) | -0,017 (0,01) |
| Étranger | 0,049*** (0,01) | 0,054*** (0,01) | 0,042*** (0,01) | 0,080*** (0,004) |
| Éducation | | | | |
| Moins que le bac | 0,030*** (0,01) | 0,056*** (0,01) | 0,067*** (0,01) | 0,019*** (0,004) |
| Bac | Réf, | Réf, | Réf, | Réf, |
| Plus que le bac | 0,008 (0,01) | -0,030*** (0,01) | -0,080*** (0,01) | -0,038*** (0,004) |
| Modifications dans la famille | | | | |
| Sans modification | Réf, | Réf, | Réf, | Réf, |
| Naissance | -0,002 (0,01) | -0,0001 (0,01) | 0,011* (0,01) | 0,008 (0,01) |
| Décès ou départ | -0,027 (0,05) | 0,100 (0,05) | 0,048 (0,12) | 0,059 (0,12) |
| Formation | -0,063*** (0,01) | 0,038*** (0,01) | 0,029*** (0,01) | -0,029*** (0,01) |
| Séparation | -0,048*** (0,08) | 0,045*** (0,01) | 0,055*** (0,01) | 0,056*** (0,06) |
| Revenus par UC | | | | |
| Décile 1 | -0,022 (0,02) | -0,015 (0,01) | -0,099*** (0,01) | -0,127*** (0,01) |
| Décile 2 | 0,027 (0,02) | -0,006 (0,01) | -0,046*** (0,01) | -0,103*** (0,01) |
| Décile 3 | 0,008 (0,02) | -0,004 (0,01) | -0,050*** (0,01) | -0,091*** (0,01) |
| Décile 4 | -0,003 (0,02) | 0,011 (0,02) | -0,033*** (0,01) | -0,080*** (0,01) |
| Décile 5 | 0,010 (0,02) | 0,017 (0,01) | -0,009 (0,01) | -0,044*** (0,01) |
| Décile 6 | -0,006 (0,02) | 0,023 (0,02) | -0,055*** (0,01) | -0,061*** (0,01) |
| Décile 7 | -0,002 (0,01) | -0,004 (0,01) | -0,019* (0,01) | -0,036*** (0,01) |
| Décile 8 | 0,015 (0,01) | 0,009 (0,01) | 0,020* (0,01) | -0,005 (0,01) |
| Décile 9 | Réf, | Réf, | Réf, | Réf, |
| Décile 10 | 0,016 (0,01) | -0,034** (0,01) | -0,022* (0,01) | -0,016 (0,01) |
| Dummy par aire urbaine | Oui | Oui | Oui | Oui |
| Observations | 5 314 | 6 594 | 6 079 | 6 366 |

Notes : Les écarts-types sont calculés par la méthode de bootstrap décrite en annexe.
***, ** et * indiquent respectivement une significativité à 1%, 5% et 10%.