

---

## Les seniors de moins en moins mobiles, les jeunes toujours plus mobiles : l'évolution de la mobilité résidentielle est-elle paradoxale ?

Anne Laferrère

---

**Édition électronique**

URL : <http://journals.openedition.org/economiepublique/5332>

DOI : 10.4000/economiepublique.5332

ISSN : 1778-7440

**Éditeur**

IDEP - Institut d'économie publique

**Édition imprimée**

Date de publication : 1 février 2008

ISBN : 45-31-94-N

ISSN : 1373-8496

**Référence électronique**

Anne Laferrère, « Les seniors de moins en moins mobiles, les jeunes toujours plus mobiles : l'évolution de la mobilité résidentielle est-elle paradoxale ? », *Économie publique/Public economics* [En ligne], 20 | 2007/1, mis en ligne le 12 mars 2008, consulté le 12 septembre 2020. URL : <http://journals.openedition.org/economiepublique/5332> ; DOI : <https://doi.org/10.4000/economiepublique.5332>

---

# économie publique public economics

Revue de l'**Institut d'Économie Publique**

Deux numéros par an

**n° 20** – 2007/1



~~économie~~publique sur internet : [www.economiepublique.fr](http://www.economiepublique.fr)

© Institut d'économie publique – IDEP

Centre de la Vieille-Charité

2, rue de la Charité – F-13002 Marseille

Tous droits réservés pour tous pays.

Il est interdit, sauf accord préalable et écrit de l'éditeur, de reproduire (notamment par photocopie) partiellement ou totalement le présent ouvrage, de le stocker dans une banque de données ou de le communiquer au public, sous quelque forme et de quelque manière que ce soit.

Imprimé en France.

La revue ~~économie~~publique bénéficie du soutien du Conseil régional Provence-Alpes-Côte d'Azur

ISSN 1373-8496

Dépôt légal février 2008 – n° imprimeur 453194N

## L'évolution des mobilités résidentielles

*Changes over Time in Residential Mobility*

# Les seniors de moins en moins mobiles, les jeunes toujours plus mobiles : l'évolution de la mobilité résidentielle est-elle paradoxale ?

Anne Laferrère\*

## Résumé

Nous recherchons l'influence de certains facteurs exogènes tels l'âge ou le revenu sur la mobilité résidentielle et son évolution, ainsi que celle de facteurs plus endogènes comme l'état du logement ou son statut d'occupation. La mobilité est surtout saisie à travers son corollaire, l'ancienneté d'occupation du logement : plus grande est cette ancienneté, moins on est mobile. Il apparaît que :

1. l'ancienneté a augmenté de 1984 à 1996 et légèrement baissé entre 1996 et 2002. Ce mouvement résulte de deux évolutions opposées. L'ancienneté augmente chez les plus de 65 ans et diminue chez les moins de 65 ans, surtout chez les plus jeunes. On observe à la fois davantage d'anciennetés courtes et davantage d'anciennetés longues ;
2. à tout âge et tout niveau de revenu, davantage de ressources diminuent l'ancienneté. L'effet est plus fort dans le premier quartile de revenu, ce qui témoigne de contraintes des coûts de mobilité ;

---

\*. Insee et Crest. 18, Bd A. Pinard, 75675 Paris cedex 14. Tél. : 01 41 17 55 74, fax : 01 41 17 77 18. [anne.laferrere@insee.fr](mailto:anne.laferrere@insee.fr). Des versions antérieures de cette étude ont été présentées aux Journées de Microéconomie Appliquée (2006) à Nantes et aux 1<sup>ers</sup> Rencontres du Logement (2006) à Marseille. Je remercie les participants et surtout les rapporteurs de la revue pour leurs remarques.

3. les locataires en secteur social de l'agglomération parisienne font exception à cette règle : leur revenu est lié positivement à leur ancienneté ;
4. l'augmentation de la mobilité des moins de 65 ans s'observe pour les locataires du secteur libre ; ce l'est moins pour ceux du secteur social ou les propriétaires. Chez les plus de 65 ans la baisse de la mobilité s'observe surtout pour les propriétaires et les locataires du secteur social.

---

## Summary

This article looks into how exogenous factors, such as age and income, or more endogenous tenure status or housing quality, influence residential mobility and its evolution. Mobility is measured through its corollary, the length of tenure in the current home. The longer the length of tenure the lower the mobility. We find that

1. The length of tenure increased between 1984 and 1996, and slightly decreased between 1996 and 2002. This movement is the result of two opposite trends. Length of tenure increased for those above 65, and decreased for those below 65, especially the youngest. More short and more long lengths of tenure are both observed.
2. More income reduces the length of tenure at all ages. The income gradient is steeper at lower level of income, which points to income constraints to residential mobility for the poorest households.
3. One exception to the rule is found for the Parisian tenants living in public housing: for them income is positively linked to length of tenure.
4. The increase in the mobility of the young is observed for private sector tenants; less for tenants in public housing or owner occupiers. Among those 65 and more, the decrease in mobility is observed for tenants in public housing or owner occupiers.

Mots clés : Mobilité résidentielle, comportement des ménages, logement social.

Keywords: Residential Mobility, Household behavior, Social Housing.

J.E.L. : D1, R2.

---

## 1. Introduction

La question de la mobilité résidentielle est d'importance en raison, prioritairement, du lien éventuel entre les obstacles à la mobilité et le chômage. Le fonctionnement du marché du logement empêche-t-il de déménager afin de trouver du travail là où manque la main d'œuvre ? Certains ont avancé l'hypothèse d'un lien entre le taux de chômage et le taux de propriété occupante des logements, les propriétaires étant « trop peu » mobiles (Oswald, 1996 ; 1997). Glaeser et Gyourko (2001) invoquent le faible prix des logements dans les zones en déclin économique aux USA comme frein au départ pour les populations pauvres. D'autres font le lien entre la concentration des logements sociaux et le taux de chômage élevé dans certains quartiers : le logement social qu'on ne veut abandonner de crainte de ne pas en trouver un autre ailleurs serait alors un piège (Hugues et McCormick, 1981). Par ailleurs, le droit au maintien dans les lieux de locataires sociaux dont les revenus dépassent les plafonds pourrait empêcher les plus modestes d'accéder aux HLM.

De fait, on observe que les propriétaires sont moins mobiles que les locataires (Boehm et Schlottmann, 2006 ; Debrand et Taffin, 2005), mais on peut envisager une causalité inverse : c'est, par exemple, parce que l'on a un travail stable que l'on achète son logement : l'acquéreur sait qu'il ne devrait pas déménager, sauf exception, avant quelque temps<sup>1</sup>. La mobilité résidentielle étant coûteuse, on s'attend à ce que davantage de revenu favorise les déménagements, et qu'ainsi l'ancienneté soit corrélée *négativement* au revenu. Cependant, certains ont noté une corrélation *positive* entre revenu des locataires HLM et ancienneté (le Blanc et al., 1999 ; Jacquot, 2007). Dans le troisième tiers de la vie, des chocs de revenu (retraite), de taille du ménage (veuvage) ou de santé peuvent nécessiter des ajustements du « logement-patrimoine » et du « logement-consommation ». Si les coûts de

---

1. Il y a donc sélection endogène quand on étudie l'influence du statut d'occupation sur la mobilité résidentielle et sur, par exemple, la sortie du chômage. Même si, en France, le lien entre propriété occupante et moindre sortie du chômage semble avéré (Brunet et Lesueur, 2004), aux Pays-Bas, la causalité inverse prime. Van Leuvensteijn et Koning (2004) montrent que ce sont les décisions en matière de logement qui découlent de celles en matière d'emploi et non l'inverse ; et que les propriétaires sont moins soumis au risque de chômage.

transaction les empêchent, nous observerions des ménages pauvres en revenu, et donc en consommation, mais riches en logement, habitant des appartements ou maisons « trop vastes ». Une ancienneté longue pour des ménages pauvres serait alors un signe que de tels ajustements n'ont pu avoir lieu. L'importance de ces ajustements et le degré de contrainte qui les accompagne demeurent mal connus.

Sans aborder toutes ces questions, cet article se concentre sur deux points. Le premier est l'évolution temporelle de la mobilité résidentielle, dont certains avancent qu'elle diminue et, qu'en conséquence, le marché du logement ne serait pas assez fluide (OLAP, 2004). Baccaïni (2001) a montré qu'une vision globale est trompeuse. Entre les deux derniers recensements généraux de population, les mobilités de courte distance diminuaient davantage que celles de longue distance. *A priori*, les mobilités de longue distance sont plutôt liées à l'emploi. La baisse des mobilités de courte distance peut montrer au contraire que les logements sont davantage adaptés à leurs occupants que par le passé, sans qu'il soit besoin de s'inquiéter d'un manque de fluidité du marché. Sur la période récente, Baccaïni (2005) observe qu'entre 1999 et 2004, les changements de résidence et de régions ont été plus fréquents qu'entre 1990 et 1999. Debrand et Taffin (2005) s'appuyant sur les enquêtes Logement, trouvent que le taux de mobilité à 4 ans est assez stable de 1984 à 1996 et a augmenté de 1996 à 2002. Mais les évolutions démographiques, les conditions de logement ainsi que la structure par âge de la population influencent la mobilité résidentielle puisque, par exemple, on déménage de moins en moins avec l'âge. Nous étudions la mobilité et son évolution en liaison avec ces autres évolutions et en particulier *à âge donné*. Le second point abordé est l'effet du revenu courant sur l'ancienneté dans le logement : davantage de revenu desserre-t-il les contraintes et permet-il plus de mobilité ? Pour prévoir, par exemple, le comportement des nouvelles générations de ménages âgés, il semble utile d'observer les comportements passés de générations qui ont connu des évolutions importantes de revenu et de conditions de logement.

La section 2 présente l'évolution globale de l'ancienneté résidentielle depuis 1984 et l'effet de l'âge sur cette évolution. Les sections 3 et 4 étudient les facteurs pouvant intervenir sur la mobilité résidentielle. Une première série d'analyses multivariées est offerte dans la section 5. La section 6 met en évidence la divergence des évolutions selon l'âge. La section 7 réplique les résultats sur le sous-ensemble des ménages « permanents », ce qui permet d'introduire les conditions de logement comme facteurs explicatifs de l'ancienneté résidentielle. L'effet de la localisation est approfondi dans la section 8 à travers le comportement des ménages en HLM. La section 9 présente les évolutions temporelles selon le statut d'occupation. La section 10 conclut l'article.

## 2. L'ancienneté en augmentation de 1988 à 1996, stable de 1996 à 2002

Pour étudier la mobilité résidentielle au niveau du ménage à partir de données en coupe transversale, on peut soit raisonner en taux de mobilité, soit analyser l'ancienneté d'occupation dans le logement. Dans le premier cas, il faut choisir une période de référence (un, quatre, dix ans...). La variable dichotomique d'intérêt vaudra, par exemple, 1 si l'emménagement dans le logement est inférieur à un an, et 0 dans le cas contraire. La moyenne de cette variable sur une catégorie de ménages fournit un taux de mobilité annuel pour la catégorie considérée. Dans le second cas, on analyse l'ancienneté  $A$  dans le logement comme signe que le ménage n'a pas bougé pendant  $A$  années. L'évolution de l'ancienneté, qui est une variable continue, sera alors inversement liée à celle de la mobilité<sup>2</sup>. Nous privilégions, ici, l'ancienneté de la personne de référence dans le logement dans les cinq enquêtes Logement successives et comparables effectuées en 1984, 1988, 1992, 1996 et 2001. Il n'est pas équivalent d'étudier l'ancienneté et un taux de mobilité. En effet, c'est la combinaison de taux de mobilité à court, long et moyen terme qui est résumée par l'ancienneté d'occupation. Nous avons donc complété les analyses d'ancienneté moyenne par des analyses de quantiles d'ancienneté. De plus, nous avons systématiquement vérifié si des modèles probit sur la mobilité depuis 4 ans (ou depuis 1 ou 10 ans) donnaient des résultats similaires à nos analyses de l'ancienneté moyenne<sup>3</sup>.

L'originalité par rapport aux études précédentes (par exemple, Debrand et Taffin, 2005) est, outre le choix de cette variable continue et une étude de la dispersion des anciennetés, une réflexion sur l'endogénéité des variables, l'utilisation lorsque cela est possible de variables explicatives datées d'avant le mouvement, et une spécification non additive par l'introduction d'effets croisés. Précisons la datation des variables explicatives utilisées<sup>4</sup>. Si l'ancienneté dans le logement est de  $A$ , cela

---

2. Les enquêtes de 1984 et 1988 ont eu lieu en octobre, les suivantes en décembre. Voir Lancot et Rieg (2003). On définit l'ancienneté  $A$  en utilisant le mois d'arrivée lorsqu'il est connu ( $maa2$  ou  $maa2a$  est l'année d'arrivée de la personne de référence dans le logement ;  $mois$  le mois d'arrivée).

En 2002 : si  $maa2a=2002$  alors  $A=1/12$  ; sinon si  $1995 \leq maa2a \leq 2001$  alors  $A=(1/12)+(2001-maa2a)/((13-mois)/12)$  ; sinon  $A=(1/12)+2001-maa2a+(6/12)$ .

En 1996 : si  $maa2a=1997$  alors  $A=1/12$  ; sinon si  $1990 \leq maa2a \leq 1996$  alors  $A=(1/12)+(1996-maa2a)/((13-mois)/12)$  ; sinon  $A=(1/12)+1996-maa2a+(6/12)$ .

En 1992 : si  $maa2=1993$  alors  $A=1/12$  ; sinon si  $mma$  ne 'XX' alors  $A=(1/12)+(1992-maa2)/((13-mois)/12)$  ; sinon  $A=(1/12)+1992-maa2a+(6/12)$  ;

En 1988 : si  $mma$  ne ' ' alors  $A=(88-maa2)/((13-mois)/12)$  ; sinon  $A=88-maa2+(6/12)$ . Et idem en 1984.

3. Nous ne les présentons pas afin de ne pas alourdir la présentation.

4. Je remercie l'un des rapporteurs de la revue à qui l'éclaircissement sur ancienneté et mobilité doit beaucoup.

revient à dire que le ménage, observé à la date  $t$ , n'a pas déménagé en  $t-1$ ,  $t-2$  ...  $t-A+1$ . Les déterminants de cette ancienneté ou de cette non-mobilité pendant  $A$  années sont à chercher dans les conditions de vie tout au long de cette période. Sans doute primordiaux ont été les déterminants de la mobilité intervenue en  $t-A$  (revenu et conditions de logements de l'époque), mais ceux des périodes suivantes jouent un rôle également.

Si  $X_{t-1}$  est le vecteur des déterminants de la mobilité entre  $t-1$  et  $t$ , on aura :

$$At = f(X_{t-1}, X_{t-2}, \dots, X_{t-A})$$

Aucun fichier de données individuelles n'offre une telle richesse de variables explicatives. Les enquêtes Logement fournissent un riche vecteur  $X_t$  et un vecteur  $X_{t-4}$ , moins riche. En effet, le ménage a été aussi interrogé en  $t$  sur son logement 4 ans avant l'enquête, qui peut être différent du logement actuel. Nous avons choisi d'utiliser ces variables  $X_{t-4}$  chaque fois que c'était possible. Quand cela ne l'était pas, nous expliquons l'ancienneté en  $t$  par les variables  $X_t$  de cette date courante. Pour les variables d'âge et de période, on peut utiliser l'âge en  $t$  et la date  $t$ , ou l'âge en  $t-A$ , qui est égal à âge  $-A$  et la date  $t$ , ou encore l'âge en  $t$  et la date du mouvement  $t-A$ . Nous avons choisi la première solution, l'exercice restant en tous cas descriptif<sup>5</sup>.

Précisons pour finir que les anciennetés mesurées à une date donnée, sous-estiment les durées complètes d'occupation des logements. Les données sont dites censurées : on ne peut interpréter l'ancienneté moyenne comme la durée moyenne passée dans un logement.

Cette étude se situe au niveau du ménage et non de l'individu, ce qui interdit d'étudier la cohabitation entre générations, et seuls les ménages ordinaires sont pris en compte, ce qui exclut la mobilité vers les maisons de retraite.

On commence par une simple régression de l'ancienneté  $A$  dans le logement sur des indicatrices d'année d'enquête  $T$ , de la forme  $A = \Sigma \alpha T + \varepsilon$ .

L'ancienneté moyenne est de 14,4 ans fin 2001, contre 13,2 en 1984, soit 1,2 an de plus (tableau 1, col. 1). La hausse a principalement été forte entre 1988 et 1992 (+0,55 an) et entre 1992 et 1996 (+ 0,51 an). L'ancienneté est stable de 1996 à la fin de l'année 2001. Cette augmentation de l'ancienneté est en partie un effet du vieillissement de la population. En effet, l'ancienneté, nulle au moment de la décohabitation du domicile parental, augmente avec l'âge, au fur et à mesure que

---

5. On verra plus bas que l'effet de l'âge sur l'ancienneté est positif, ce qui a une interprétation intuitive. L'effet de l'âge au dernier déménagement serait quant à lui négatif. L'intuition est alors que, plus on a déménagé à un âge avancé, plus le déménagement est susceptible d'être récent, donc moins longue est l'ancienneté. Cette information nous a semblé moins intéressante que la simple diminution de la mobilité résidentielle avec l'âge. Seules des données de panel permettraient d'approfondir le fait que moins on a déménagé, moins on risque de le faire.

les ajustements du logement aux besoins de la famille ont été effectués : mise en couple, naissances, emploi stable. . . Chaque année de vie qui passe augmente en moyenne l'ancienneté de 0,5 an et l'évolution est presque linéaire (figure 1).

Le vieillissement de la population entraîne donc mécaniquement une augmentation de l'ancienneté moyenne générale, une diminution de la mobilité résidentielle. De fait, « à âge égal »<sup>6</sup>, et en supposant l'effet de l'âge identique sur toute la période étudiée, l'ancienneté n'a augmenté que de 0,47 an (tableau 1, col. 2). Sur la période couverte de près de 20 ans, le vieillissement de la population explique donc 0,7 an d'augmentation de l'ancienneté, soit 61 %  $(1,23 - 0,47 / 1,23)$  de la hausse (figure 2).

Si on s'intéresse, non pas à l'ancienneté, mais à la probabilité d'occuper son logement depuis moins de 1, 4, 10 ou 20 ans, toujours à âge égal, l'évolution est voisine. Mais on observe que la probabilité d'occuper son logement depuis moins de 1 ou 4 ans augmente, tandis que la probabilité d'occuper son logement depuis moins de 10 ou 20 ans diminue. Il pourrait y avoir une polarisation de la population entre des ménages très mobiles et des ménages très peu mobiles. Ceci est confirmé par l'étude des quantiles d'ancienneté. D'une part, la dispersion de l'ancienneté a augmenté sensiblement au fil du temps (figure 3). D'autre part, l'évolution diffère selon le niveau de l'ancienneté. Le 1<sup>er</sup> quartile d'ancienneté a diminué (de 6 mois entre 1996 et 2001) tandis que le 3<sup>e</sup> quartile a augmenté (de 3,7 ans). Une régression sur les quantiles d'ancienneté<sup>7</sup> confirme qu'à âge égal, les anciennetés courtes (1<sup>er</sup> quartile) ont davantage baissé en 2001 que l'ancienneté médiane, et que les anciennetés longues (3<sup>e</sup> quartile) ont augmenté sur toute la période (figure 4 et annexe 2). Cette analyse par quantile montre donc qu'il existe une conjonction de deux phénomènes opposés : *certaines ménages ont été de plus en plus mobiles et d'autres, de moins en moins.*

Mais l'âge n'est bien sûr pas l'unique explication de l'ancienneté d'occupation du logement. Des facteurs plus ou moins exogènes : le revenu, le niveau d'étude, les conditions de logement, le veuvage, ou d'autres plus endogènes, tels le mariage ou la mise en couple, la séparation, le statut d'occupation du logement peuvent jouer sur la mobilité résidentielle.

---

6.  $A = \Sigma \alpha T + \beta \text{ âge} + \varepsilon$

7. Régressions quantiles. Voir Koenker et Hallock (2001) pour une présentation de la méthode.

### 3. Les facteurs exogènes : revenu, niveau d'études, conditions de logement

Puisqu'il existe des coûts importants de mobilité, davantage de revenu permet d'y faire face et donc d'ajuster plus facilement sa consommation de logement (voir, par exemple, Gobillon et le Blanc, 2004). On s'attend alors à une corrélation négative entre le revenu et l'ancienneté. Henderson et Ioannides (1989) n'introduisent pas le revenu, mais la richesse et la trouvent bien négativement corrélée à la durée d'occupation. De même Ozyildirim *et al.* (2005) trouvent un coefficient positif du revenu courant sur le fait d'avoir bougé durant les deux dernières années. Mais on pourrait aussi imaginer la liaison inverse si davantage de revenu à un âge donné permet d'ajuster plus rapidement sa consommation de logement, par exemple, en relâchant les contraintes de crédit : on bougerait alors moins souvent au cours de sa vie si on est plus aisé, par exemple, parce qu'on sera propriétaire plus tôt. L'ancienneté serait alors liée positivement au revenu. Par ailleurs, le marché de la location est réglementé. Les locataires ont droit au maintien dans les lieux ; les ménages à revenu modeste peuvent prétendre à un logement à loyer subventionné. Certains trouvent une corrélation positive entre revenu des locataires HLM et ancienneté (le Blanc *et al.*, 1999 ; Jacquot, 2007).

Mais *quid* en cas de chocs sur le revenu, à la hausse ou à la baisse ? Un choc à la hausse incite à changer pour consommer davantage et permet de le faire, un choc à la baisse oblige à diminuer sa consommation, mais empêche peut-être de le faire si les coûts de transaction sont trop élevés. On peut penser que les chocs à la hausse entraînent davantage de mobilité que ceux à la baisse. Changer de logement, outre les coûts directs de transaction, fait perdre à un locataire l'avantage de loyer lié à son ancienneté. Bouger est alors d'autant plus pénalisant qu'on occupe son logement depuis longtemps. L'effet du revenu pourrait donc être plus faible pour un locataire jeune (de faible ancienneté, qui perd donc peu à déménager) que pour une personne plus âgée de même revenu. Des dysfonctionnements du marché du logement, ou la rigidité de l'offre de logement pour les pauvres, peuvent aussi faire que les mouvements sont contraints par la pauvreté. Ainsi, des ménages très modestes ne bougeraient pas du tout ou, à l'inverse, bougeraient souvent faute de trouver un logement adéquat. À la limite, ils pourraient se déplacer de chambre d'hôtel en chambre d'hôtel. *A priori*, la liaison entre revenu et mobilité résidentielle peut donc être non monotone.

De fait, un graphique de l'ancienneté moyenne dans le logement selon le revenu du ménage à la date de l'enquête (en monnaie 2001, incluant les allocations logement) montre une pente plus forte pour les revenus les plus faibles (figure 5). L'ancienneté baisse fortement lorsque le revenu augmente pour les ménages du premier quartile (ceux dont le revenu annuel est inférieur à 14000 €), diminue moins

ensuite, jusqu'à la médiane de 23000 €. Le revenu semble avoir peu d'influence au-delà de la médiane. C'est pourquoi nous introduirons souvent dans la suite du texte le revenu sous forme d'une fonction *spline*, linéaire par morceaux, dont les nœuds sont placés à chaque quartile, afin de tenir compte de cette non-linéarité possible. En complément au revenu, nous introduisons le niveau d'études en trois postes<sup>8</sup>. Un niveau supérieur facilite l'accès à l'information et diminue donc les coûts de transaction. La période des études peut être directement liée à la mobilité résidentielle si on doit déménager vers une ville universitaire ou un niveau d'étude plus élevé peut entraîner un emploi réclamant de la mobilité géographique (commissaire de police, par exemple). Il s'interprète aussi comme un revenu permanent supérieur, à âge et revenu courant égaux.

Les conditions de logement peuvent pousser à déménager. Pour l'analyser, on ne peut se baser sur celles observées à la date de l'enquête. Il faut connaître les caractéristiques du logement *avant le dernier déménagement*, puisque ce sont elles qui ont motivé l'éventuel départ. On en connaît certaines, 4 ans avant l'enquête, mais uniquement pour les ménages déjà constitués à ce moment-là, qualifiés de « permanents ». On saisira ces conditions de logement à travers une variable d'espace, le nombre de pièces par personne ; à travers le type de logement, maison ou appartement. Une maison peut être un signe de qualité si elle permet plus d'intimité par rapport aux voisins qu'un appartement, l'accès à un jardin et plus d'espace ; on introduira aussi la localisation du logement : zone rurale et cinq tranches de taille de l'unité urbaine.

L'évolution de l'état de santé peut pousser à déménager. Ainsi, avant les antibiotiques, les médecins recommandaient aux victimes de maladies infectieuses des logements ensoleillés ou situés en haute montagne. Plus près de nous, une personne devenant moins valide ou anticipant une invalidité recherchera un logement proche d'un aidant potentiel ; l'arthrose fera abandonner une maison avec jardin pour un appartement ; une mobilité réduite fera préférer un rez-de-chaussée ou un ascenseur. L'état de santé n'est pas observé dans les enquêtes Logement, on ne pourra donc qu'émettre quelques hypothèses sur ses effets : on attribuera à l'évolution des conditions de santé une part des résidus inexplicables.

---

8. Nous introduisons aussi comme contrôle le nombre d'habitants du logement, sous forme non linéaire, pour tenir compte des économies d'échelle dans la consommation.

## 4. Les facteurs plus endogènes : le statut d'occupation

D'autres facteurs, comme le statut d'occupation du logement, sont plus endogènes<sup>9</sup>. Le choix du statut d'occupation dépend du coût d'usage du logement. Ce dernier synthétise de nombreux éléments : coût de transaction (droit de mutation, rémunération des intermédiaires), contrainte et coût du crédit, prix, loyer, placements alternatifs, fiscalité, etc. Il faut y ajouter l'état du marché (existence de logements locatifs de taille convenable, par exemple) et, pour les ménages éligibles, la disponibilité de logements sociaux à prix subventionnés et les différentes aides publiques au logement. On ne peut interpréter simplement tel ou tel statut d'occupation comme une cause de la mobilité ou de l'immobilité. Nous observons une sélection endogène : le choix de la propriété occupante est lié à la stabilité parce que les coûts de transaction sont plus élevés pour un propriétaire que pour un locataire<sup>10</sup>. Un propriétaire effectue un placement, il s'intéressera donc à l'entretien et à l'amélioration de son logement, puisque ces éléments jouent sur sa valeur, ce qui se conçoit à long terme. Il peut aussi aménager le logement à sa convenance. Il y a de fortes chances qu'un logement en propriété occupante soit plus adapté à son occupant qu'un logement en location. De même, compte tenu de la longueur de l'attente, un habitant en logement HLM sera moins mobile que celui d'un autre logement locatif, d'autant qu'il risque de ne plus être éligible après quelques années : on peut donc rester dans le logement occupé mais plus difficilement bénéficier d'un autre logement social<sup>11</sup>. Notons que même sur le marché « libre », l'évolution des loyers est réglementée : en période de hausse, un locataire qui quitterait son logement pour louer ensuite le même subirait une perte financière ; ce peut être l'inverse en période de baisse, mais en général l'effet de l'ancienneté est d'abaisser le coût du loyer<sup>12</sup>. L'asymétrie d'information entre bailleur et locataire joue dans le même sens. Si le premier connaît de mieux en mieux la qualité du second au fil du temps, il n'en a que plus d'intérêt à conserver un bon locataire dans son logement : cela joue à la baisse des loyers avec l'ancienneté et intervient dans les coûts de

---

9. Nous introduisons également l'état matrimonial à la date d'observation (le mariage incluant l'union libre). On peut penser que le célibat est associé à une moindre ancienneté, si la décision de bouger est plus simple lorsqu'une seule personne est en jeu. Mais le mariage ou la mise en couple, le divorce ou la séparation s'accompagnent par définition de mobilité, au moins pour un des deux membres du couple. Ce sont en fait les transitions entre états matrimoniaux qui seraient intéressantes mais notre source ne permet pas de les observer sur toute la période. Nous ne commentons donc pas les résultats.

10. Boehm (1981).

11. Du moins dans une autre zone. Un bailleur social peut procéder à des réallocations de logements, sans vérifier les ressources puisqu'il y a droit au maintien dans les lieux.

12. Laferrère et Warzée (2002) évaluaient la baisse moyenne de loyer à 2,6 % par année d'ancienneté en secteur libre en 2001.

transaction des locataires<sup>13</sup>.

Faisant abstraction de la sélection endogène, nous mettons en relation le statut d'occupation 4 ans avant l'enquête et l'ancienneté au moment de l'enquête. Le statut d'occupation 4 ans avant l'enquête est demandé à tous les ménages d'ancienneté inférieure à 4 ans, pour les autres il est par construction le même qu'à la date de l'enquête. Nous définissons six statuts possibles ; propriétaire (y compris fermiers métayers), logement à titre gratuit<sup>14</sup>, locataire du secteur privé (y compris loi de 48), locataire du secteur social, co-résidant avec les parents ou habitant en collectivité, ce qui correspond surtout aux décohabitations, et statut de résident l'étranger ou en provenance des DOM/TOM. Ces deux dernières catégories ont par définition une ancienneté inférieure à 4 ans. Nous les excluons dans un second temps pour vérifier la stabilité des résultats sur le champ des seuls ménages dits « permanents ». Nous introduisons aussi une variable relative à la possession de résidence secondaire à la date de l'enquête selon l'idée que ce second logement peut influencer la façon d'occuper un logement principal.

Les propriétaires sont ceux qui ont la plus grande ancienneté dans leur logement, près de 20 ans en moyenne sur la période, suivis des ménages logés gratuitement. Les ménages en HLM ont en moyenne dix ans d'ancienneté, les locataires du secteur libre, 7,8 ans seulement (voir tableau A1 en annexe). La déformation de la structure des statuts d'occupation vers la propriété occupante (la part de propriétaires 4 ans avant l'enquête est passée de 44 % en 1984 à 51 % en 2001) doit donc augmenter l'ancienneté au fil du temps.

À tous ces facteurs individuels pouvant jouer sur la mobilité résidentielle, il faut ajouter la conjoncture économique et, plus généralement, l'état du marché du logement. Une période de forte activité économique et de création d'emplois devrait être accompagnée de plus de mobilité ; l'introduction d'un contrôle des loyers pour les locataires en place devrait au contraire diminuer la mobilité résidentielle.

## 5. Analyses multivariées : importance des contraintes de revenu

Nous poursuivons l'analyse multivariée de l'ancienneté, dans laquelle nous n'avons introduit jusque-là que la date de l'enquête et l'âge (figure 2, traits pleins).

---

13. Si les enquêtes Logement demandaient l'ancienneté dans le logement au moment du déménagement, nous pourrions voir si elle joue différemment sur la mobilité des locataires et des propriétaires.

14. Avant 2001, certains propriétaires occupants ayant fait donation de leur logement à leurs enfants sont classés dans la catégorie « logés gratuitement ».

Nous estimons donc la régression suivante :

$$A = \Sigma\alpha T + \beta \text{ âge} + \Sigma\phi X + \varepsilon \quad (1)$$

où  $X$  est un vecteur qui inclut le revenu, la taille du ménage, le diplôme, l'état matrimonial, le statut d'occupation et la possession de résidence secondaire. Nous faisons donc l'hypothèse que ces variables ont la même influence à toutes les dates et à chaque âge (tableau 1).

On s'intéresse d'abord à l'effet du revenu. Dans une spécification incluant de simples indicatrices d'appartenance à un quartile de revenu (non présentée au tableau 1), davantage de revenu diminue l'ancienneté dans le logement, donc augmente la mobilité. À âge égal, l'écart entre un ménage du 1<sup>er</sup> quartile de revenu et un ménage du 2<sup>e</sup> quartile est de 1,6 an, il est de 0,9 an entre un ménage du 2<sup>e</sup> et du 3<sup>e</sup> quartile ou du 3<sup>e</sup> et du 4<sup>e</sup> quartile. L'écart est donc de 3,4 ans entre les quartiles extrêmes, ce qui représente près du quart de l'ancienneté moyenne. Si on introduit le revenu sous forme d'une fonction *spline* afin de tenir compte d'une éventuelle non-linéarité, à partir des coefficients de cette fonction, on peut estimer à quelle hauteur un écart-type supplémentaire de revenu annuel réduit l'ancienneté<sup>15</sup>. Une telle augmentation réduit l'ancienneté de 2 à 15 mois, c'est-à-dire de 1 % à 7 %, selon le niveau de revenu (tableau 2, colonne « Tous »). L'effet, quoique significatif, est faible pour les ménages dont le revenu est supérieur au premier quartile : entre 2 et 4 mois, c'est-à-dire entre 1 et 3 % de leur ancienneté moyenne. Il est beaucoup plus fort pour les ménages du premier quartile pour lesquels un écart-type supplémentaire de revenu, soit 3397 € annuels, diminue l'ancienneté de 15 mois, soit 7 % de leur ancienneté. Cela témoigne de l'importance des coûts de transaction et des contraintes qu'un revenu faible fait peser sur la mobilité résidentielle. L'effet du diplôme va aussi dans le sens attendu d'une moindre ancienneté pour les plus diplômés : 1 an de moins pour ceux dotés d'un baccalauréat, 2 ans pour ceux issus de l'enseignement supérieur, par rapport à ceux issus de l'enseignement primaire ou secondaire (tableau 1, col. 4).

Les variables plus endogènes de statut d'occupation ont des coefficients estimés conformes aux attentes : les propriétaires occupants connaissent les anciennetés les plus longues, près de 7,5 ans de plus que les locataires du secteur privé qui constituent la catégorie de référence. Les locataires du secteur social ont une ancienneté supérieure de 1 an à ceux du secteur libre. L'écart brut d'ancienneté entre les deux secteurs locatifs est de 2,3 ans ; il diminue *cet. par.*<sup>16</sup> car les locataires sociaux ont des caractéristiques qui les rendent peu mobiles. Par exemple, leurs

---

15. Nous multiplions le coefficient estimé par l'ancienneté moyenne au sein du quartile et par l'écart-type du revenu observé au sein du quartile.

16. *Ceteris paribus*, toutes choses égales par ailleurs, c'est-à-dire une fois prises en compte les autres variables de contrôle comme l'âge ou le revenu.

revenus sont en moyenne plus faibles (-13 %) et ils sont plus âgés de 3 ans que les locataires du secteur privé.

Posséder une résidence secondaire a un effet positif mais faible et peu significatif sur l'ancienneté. L'effet de revenu est peu modifié par l'ajout des autres contrôles (tableau 1, col. 4). L'effet temporel l'est davantage car une partie de l'évolution sur la période est provoquée par celle des statuts d'occupation par exemple. L'évolution de l'ancienneté à âge égal était moins forte que l'évolution brute puisque la population vieillit et que les plus âgés ont les anciennetés les plus longues. Lorsque l'on ajoute le revenu dans le modèle, l'évolution redevient plus importante, car davantage de revenu pèse sur l'ancienneté en permettant une plus grande mobilité. La plupart des autres facteurs observés jouent aussi plutôt à la baisse de l'ancienneté : hausse des divorces, augmentation du niveau de diplôme. En sens inverse, l'augmentation de la propriété occupante a joué à la hausse de l'ancienneté, comme le vieillissement de la population. Elle annule l'effet revenu. Finalement, l'introduction des variables observées, explicatives de l'ancienneté, modifie peu le profil d'évolution temporelle de la mobilité : hausse jusqu'en 1996, puis stabilité en fin de période (figure 2, traits pointillés).

Pour approfondir l'effet du revenu sur l'ancienneté, nous avons ensuite aussi estimé une spécification dans laquelle toutes les variables explicatives sont interagies avec le quartile de revenu (voir tableau A2, en annexe) :

$$A = \Sigma \alpha T Q_y + \beta \text{ âge } Q_y + \Sigma \phi X Q_y + \varepsilon, \quad (2)$$

où  $Q_y$  est un vecteur de variables indicatrices du quartile de revenu ( $y = 1, 2, 3$  ou 4). L'ancienneté sur la période augmente quelle que soit la tranche de revenu. L'effet du revenu est toujours significativement négatif, plus fort pour les plus pauvres et faible au-delà du premier quartile (tableau 3). Les propriétaires (ou les personnes logées à titre gratuit) du 1<sup>er</sup> quartile de revenu sont plus immobiles que les propriétaires plus fortunés sans qu'il y ait de différences significatives entre les trois autres quartiles. Ainsi l'écart d'ancienneté entre un propriétaire et un locataire du secteur libre est de 5 ans dans le 4<sup>e</sup> quartile, 6 ans dans le 2<sup>e</sup>, 7,5 dans le 3<sup>e</sup> et atteint 12 ans dans le 1<sup>er</sup> quartile. Mais c'est l'inverse pour les autres statuts d'occupation : le 1<sup>er</sup> quartile connaît une ancienneté inférieure aux autres, surtout en HLM. Un locataire de faible revenu a une ancienneté plus faible qu'un locataire des quartiles de revenu, supérieurs à Q1. Ce résultat pourrait s'interpréter de la façon suivante. Même si davantage de revenu favorise la mobilité, à âge et revenu égaux, les secteurs locatifs accueillent de préférence la population mobile, donc de faible ancienneté. L'écart interquartile est de 3 ans en secteur libre et atteint 5 ans en HLM (tableau A2 en annexe). Ce dernier chiffre rejoint une observation faite par le Blanc *et al.* (1999, tableau 5) qui trouvaient un écart d'ancienneté (brut) de 4,7 ans entre les ménages HLM du 1<sup>er</sup> décile de revenu et ceux du 10<sup>e</sup> en

1996<sup>17</sup>. Nous avons observé que les locataires du secteur social ont en moyenne une ancienneté supérieure de un an à ceux du secteur libre. Notre spécification montre que cet écart est de 1,6 à 1,8 an pour les ménages les plus riches de Q2 à Q4 et est au contraire nul chez les plus pauvres. À ce stade de l'analyse, nous ne pouvons cependant conclure : il se pourrait que le résultat soit porté par un effet de composition géographique. C'est en région parisienne que l'avantage de loyer procuré par le logement en HLM est le plus fort ; c'est donc là qu'on est le plus incité à rester en HLM (le Blanc *et al.*, 1999). Par ailleurs, les ménages parisiens sont plus riches que la moyenne. La corrélation positive pourrait venir de là ; les « riches » locataires sociaux parisiens ont des anciennetés plus longues. Nous revenons plus loin sur cette question.

Nous avons observé précédemment une augmentation des anciennetés longues et une diminution des anciennetés courtes. Cette divergence des comportements pourrait être liée à l'âge. Pour le vérifier, nous autorisons d'abord l'effet d'âge à ne plus être constant sur la période. Nous introduisons pour cela une variable d'interaction de l'âge avec l'année d'observation, dans la spécification additive sans interactions<sup>18</sup>. De fait, l'influence de l'âge n'est pas constante : elle s'accroît (tableau 1, col. 5). Les ménages non seulement sont moins mobiles en vieillissant, mais ils le sont désormais de moins en moins. Chaque année de vie supplémentaire augmentait l'ancienneté moyenne de 0,36 ou 0,37 an jusqu'en 1992, contre 0,43 an en 1996 et 0,45 an en 2001 (coefficient de l'interaction de l'âge avec l'année d'observation).

## 6. Approfondissement des effets de l'âge

La variation de l'ancienneté avec l'âge, l'évolution dans le temps de cet effet, l'augmentation de la dispersion des anciennetés et le vieillissement démographique incitent par conséquent à étudier de manière plus précise l'évolution de la mobilité sur la période selon l'âge. Nous savons aussi que l'évolution des revenus sur les vingt dernières années n'a pas été la même selon les tranches d'âge. Selon notre source, les revenus des moins de 40 ans ont stagné, tandis que ceux des ménages âgés de 40 à 65 ans ont progressé de 18 %. Ceux des retraités âgés de 65 à 79 ans ont, quant à eux, progressé de 33 % et ceux des plus de 80 ans de 40 %. Comme nous l'avons observé précédemment à propos du quartile de revenu, on ne peut donc se contenter de spécifications additives.

---

17. Jacquot (2007) trouve un écart identique entre déciles de niveaux de vie en 2001.

18.  $A = \Sigma \alpha T \text{ âge} + \beta \text{ âge} + \Sigma \phi X + \varepsilon$ .

## 6.1. Depuis 1996, une hausse de la mobilité chez les moins de 65 ans, une baisse au-delà

Nous séparons les ménages en quatre groupes d'âge : moins de 40 ans (« jeunes »), 40-65 ans (« mûrs »), 65-80 ans (« retraités »), 80 ans et plus (« seniors »). Nous étudions toujours l'évolution de l'ancienneté dans les logements, en contrôlant pour les variables âge, diplôme, revenu, taille du ménage, statut d'occupation, état matrimonial et possession d'une résidence secondaire. Le revenu est introduit sous forme de *spline* par quartile. Comme précédemment, nous avons testé successivement une spécification simplement additive dans laquelle l'équation (1) est estimée séparément dans les quatre tranches d'âge et une spécification où toutes les variables sont interagies avec le quartile de revenu. C'est alors l'équation (2) qui est estimée par tranche d'âge. Les tableaux complets sont présentés seulement en annexe. Nous nous concentrons ici sur les deux variables principales d'intérêt : l'évolution temporelle et le revenu.

Pour l'évolution temporelle, la distinction du quartile de revenu apporte peu au niveau descriptif où se situe cette étude et seuls des résultats des modèles additifs par tranche d'âge sont donc commentés (tableau 4). L'augmentation de l'ancienneté jusqu'en 1996 et la légère diminution depuis 1996 cachent des évolutions très divergentes selon le groupe d'âge auquel on appartient. Le tableau 4 et la figure 4 présentent les coefficients des années d'enquêtes dans les régressions, donc l'effet temporel, en années d'ancienneté puis en pourcentage de l'ancienneté moyenne (figure). Pour les seniors, l'ancienneté est stable jusqu'en 1992, augmente significativement de 2 ans entre 1992 et 1996, puis se stabilise. L'ancienneté des retraités augmente quant à elle continuellement sur la période, de 4 ans, soit +17 %. L'ancienneté est, à âge égal, assez stable pour les ménages de 40-64 ans. La baisse entre 1996 et 2001 devient non significative après l'introduction des variables de contrôle. Chez les jeunes de moins de 40 ans, l'ancienneté diminue au contraire régulièrement. Cette diminution est de 0,78 an soit -17 %. La divergence entre les classes d'âge commence surtout après 1988. La hausse globale entre 1988 et 1992 ne se produit que chez les retraités, elle n'a pas lieu aux âges actifs. Ensuite, entre 1992 et 1996, l'ancienneté continue d'augmenter chez les retraités et les seniors, est stable chez les « mûrs » de plus de 40 ans, baisse chez les plus jeunes (-0,5 an, soit -11,3 %). Finalement, depuis 1996, elle monte chez les retraités, est stable chez les seniors et les actifs, baisse encore chez les moins de 40 ans. Le comportement des retraités et celui des actifs se mettent à diverger après 1992 (figures 6, en années et en pourcentage).

La plus grande stabilité résidentielle des ménages âgés de 65 à 80 ans est observée à statut d'occupation égal, elle ne provient donc pas de la simple hausse du taux de propriété occupante. La tendance n'est d'ailleurs pas modifiée quand

on n'introduit pas le contrôle par le revenu<sup>19</sup>. L'étude de l'ancienneté peut être ici encore complétée par celle de la mobilité. Pour les retraités, globalement moins mobiles, la mobilité récente est assez stable ; la proportion de ménages ayant emménagé depuis moins de 4 ans est stable autour de 8-9 % ; c'est la proportion de ceux qui n'ont pas bougé depuis longtemps qui augmente sensiblement. Par exemple, 49 % des ménages de 65-80 ans avaient emménagé depuis plus de 20 ans en 1984, ils sont 60 % en 2001. Pour approfondir cette observation nous avons estimé des régressions quantiles simultanées par tranche d'âge. Toutes choses égales par ailleurs, pour les « jeunes », l'ancienneté diminue pour les trois quantiles d'ancienneté. Pour les « mûrs », l'ancienneté baisse au voisinage du premier quartile et de la médiane et monte au voisinage du troisième quartile ; pour les retraités, l'ancienneté augmente quel que soit le quartile. La polarisation notée plus haut est donc largement une polarisation par groupe d'âges : les jeunes et une large fraction des « mûrs » sont de plus en plus mobiles ; les retraités le sont globalement moins.

Cette immobilité croissante peut refléter les meilleures conditions de logement des ménages âgés ainsi que leur meilleur état de santé, non observé ici ; une meilleure santé conduit à une moindre nécessité de déménager en maison de retraite ou en co-résidence avec ses enfants. Il faudrait une étude plus fine au niveau de l'individu afin d'en être sûr. Mais une forte baisse de la co-résidence entre parents âgés et enfants a été observée au fil des générations. Par exemple, la proportion de femmes de 76-79 ans co-résidant est passée de 17 % pour la génération 1908 à 6 % pour la génération 1920, soit une division par 3 entre la génération d'une mère et celle de sa fille ; elle est de 2 % pour les hommes du même âge (le Blanc *et al.*, 1999). Selon les recensements de population, on observe une diminution de la vie en logements-foyers (inclus ici) et en maisons de retraite ou de soins (exclus du champ) avant 85 ans pour les nouvelles générations par rapport à leurs aînés (Laferrère, 2006). Cette plus grande autonomie à son propre domicile peut se traduire par une hausse de l'ancienneté observée. Il se peut aussi que les nouvelles générations de retraités, plus riches, puissent cumuler plusieurs résidences sans déménager. La facilité des transports et la baisse de leur coûts facilitent ces doubles résidences<sup>20</sup>. De fait 25,5 % des retraités propriétaires de leur résidence principale possèdent aussi une résidence secondaire et 9,2 % des retraités non-propriétaires de résidence principale sont aussi dans ce cas (Minodier et Rieg, 2007).

---

19. La hausse de l'ancienneté est moins forte sans contrôle revenu (+ 3,4 ans contre + 4,3 ans sur la période) car un revenu plus important a réellement rendu possible plus de mobilité (donc moins d'ancienneté).

20. Je remercie l'un des rapporteurs de m'avoir suggéré cet effet des coûts de transport. Leur baisse pourrait à la fois faciliter l'immobilité apparente des seniors, qui « bougeraient » sans changer de résidence principale et la mobilité des jeunes, qui changeraient de résidence parce que le retour fréquent dans la « résidence secondaire parentale » est moins onéreux. Ces hypothèses restent bien sûr à vérifier.

La possession d'une résidence secondaire à la date de l'enquête est sans effet sur l'ancienneté des 80 ans et plus et a un effet positif sur l'ancienneté des moins de 80 ans. Ceci est compatible avec l'idée selon laquelle posséder une résidence secondaire permet de moins ajuster sa consommation de résidence principale. Cet effet décroît avec l'âge<sup>21</sup>. La période 1996-2002 a connu parallèlement une augmentation de la mobilité résidentielle des ménages d'âge actif, surtout chez les plus jeunes. Là encore, le constat n'est pas modifié par l'introduction des variables de contrôle. Il faudra donc chercher l'explication ailleurs. S'il n'y a pas à rechercher du côté de l'évolution de l'état de santé, on peut sans doute relier cette mobilité à l'amélioration de la situation de l'emploi de la période 1996-2002. Notons que cette mobilité accrue peut être reliée à la diminution du taux de co-résidence des jeunes avec leurs parents observée entre 1996 et 2001 (Laferrère, 2005). L'inflexion de l'ancienneté constatée après 1992 pour les plus jeunes se produit d'abord dans la moitié inférieure de la distribution des revenus (tableau A3, en annexe). Elle est concomitante au développement de l'enseignement supérieur et des aides au logement : le « bouclage des aides », c'est-à-dire leur extension aux étudiants<sup>22</sup>, a eu lieu entre 1992 et 1996. Entre ces deux dates le taux de vie en logement indépendant des étudiants passe de 30 à 40 % (Laferrère et le Blanc, 2004). Même si la vie étudiante signifie majoritairement continuer à co-résider avec ses parents, elle est aussi synonyme de mobilité résidentielle et l'a été de plus en plus sur cette période<sup>23</sup>.

## 6.2. L'effet revenu identique à tout âge

Alors qu'un revenu plus élevé diminue l'ancienneté et facilite la mobilité résidentielle, nous cherchons maintenant à savoir si cet effet s'observe à tous les âges. Les tableaux 2 et 3 présentent l'effet du revenu selon le groupe d'âge et le quartile de revenu<sup>24</sup>. Quel que soit l'âge, nous observons toujours une influence négative significative du revenu sur l'ancienneté : davantage de revenu facilite toujours la mobilité résidentielle. Pour les moins de 80 ans, nous retrouvons le résultat du niveau global : l'effet est toujours plus fort pour les ménages les plus modestes du premier quartile de revenu. Un écart-type supplémentaire de revenu

---

21. Notre source ne dit pas si le déménagement d'un retraité a eu lieu vers sa résidence secondaire. Dans la spécification avec interaction avec les quartiles de revenu, on trouve à partir de 64 ans et pour le quartile inférieur un effet négatif de la possession de résidence secondaire : il se pourrait que ces ménages aient déménagé vers leur résidence secondaire et que leur résidence principale antérieure soit conservée avec le statut de résidence secondaire.

22. Indépendamment des ressources de leurs parents.

23. L'augmentation du nombre des étudiants explique en partie la stagnation du revenu des moins de 40 ans. Les revenus d'activité des étudiants sont faibles et les transferts familiaux sont mal mesurés.

24. Pente estimée de l'effet revenu multiplié par un écart-type de revenu, en mois d'ancienneté et en pourcentage de l'ancienneté moyenne de la tranche d'âge.

augmente l'ancienneté de 5 à 7 % de l'ancienneté moyenne, effet deux fois plus fort que pour des revenus supérieurs chez les jeunes, voire même trois fois plus fort pour les actifs et retraités. L'effet est plus faible au-delà de 80 ans. Si la mobilité résidentielle des jeunes est commandée par des événements du cycle de vie (mise en couple, départ de chez les parents), elle est donc aussi contrainte par le revenu. Au-delà de 40 ans et avant 80 ans, la contrainte de revenu semble encore forte. Après 80 ans elle demeure significative mais plus faible. C'est sans doute l'évolution de l'état de santé qui prime alors. La même étude de l'influence du revenu courant sur la probabilité d'avoir déménagé depuis moins de 4 ans confirme ce résultat : à tout âge, davantage de revenu augmente la mobilité résidentielle<sup>25</sup>.

Si nous revenons à deux questions initiales, celle du lien entre le chômage et l'immobilité et celle de la mobilité forcée par contrainte de revenu, il semble que de faibles revenus pourraient empêcher des ménages de bouger. Mais on ne trouve aucun signe que de faibles revenus poussent à bouger<sup>26</sup>. Il convient d'être prudent car la mobilité vers les maisons de soins ou de retraite nous échappe ; elle pourrait très bien être contrainte par de faibles revenus.

Interpréter les facteurs de l'évolution temporelle de la mobilité résidentielle n'est donc pas aisé. Le revenu agit de la même façon à tout âge, mais il existe une divergence des évolutions entre les jeunes et les retraités, divergence qui persiste à revenu égal. Pour les jeunes, davantage de mobilité serait synonyme d'une meilleure possibilité d'ajustement, donc de fluidité. Ceci est concomitant au développement structurel de l'enseignement supérieur et des mobilités géographiques induites par la poursuite des études, ainsi qu'à la reprise économique entre 1996 et 2001. Moins de mobilité sur la période récente chez les inactifs âgés se conjuguerait avec de « meilleurs logements ». Il faudrait tester cela en ajoutant des contrôles pour l'état du logement quitté, ce qui est fait (partiellement) ci-après.

### 6.3. Effet de génération

Nous avons privilégié jusque-là une interprétation en termes d'âge (par exemple, la mobilité résidentielle diminue avec l'âge) et de période (par exemple, la fin des années 1980 a vu une baisse de la mobilité et le « bouclage » des aides a facilité la mobilité des jeunes). Mais les différences d'évolution selon les classes d'âge incitent à retraduire les résultats en termes de générations puisque nous observons la relation bien connue  $\text{âge} = \text{date courante} - \text{date de naissance} = \text{moment} - \text{génération}$ . Ce genre d'interprétation se lit bien sur des graphiques d'ancienneté moyenne de

---

25. Il en est de même pour les régressions quantiles par âge : à tous niveaux d'ancienneté et à tous âges, davantage de revenu diminue l'ancienneté.

26. Laferrère (2006) arrive à la même conclusion par l'étude de la mobilité résidentielle des ménages âgés en 2001.

pseudo-cohortes (on ne raisonne donc plus ici à revenu égal mais l'influence du revenu, quoique significative, est faible). Les ménages sont regroupés par tranches d'âge d'une durée de quatre ans correspondant à quatre années de naissance. Pour les enquêtes allant de 1984 à 1996, les groupements par âge et cohortes coïncident, puisqu'elles ont été menées à quatre ans d'intervalle. Ainsi, la génération 1921-1924 (appelée ici 1924), est observée pour un âge se situant entre 60 et 63 ans en 1984, entre 64 et 67 ans en 1988, 68 et 71 ans en 1992 et 72 et 75 ans en 1996. Pour l'enquête de 2001, nous supposons qu'elle a eu lieu en 2000.<sup>27</sup>

La figure 7 présente l'ancienneté (en ordonnées logarithmiques) selon la génération (en abscisses) pour chaque âge. Pour les générations les plus anciennes, aux grands âges (plus de 65 ans), nous observons une hausse de l'ancienneté à âge donné au fil des générations. Par exemple, à 76 ans la génération 1908 avait une ancienneté moyenne de 25,6 ans ; au même âge, la génération 1924 a une ancienneté de 30,3 ans, soit une hausse de 19 %. En dessous de cet âge, donc aux âges actifs, apparaît plutôt une stabilité. Par exemple, toutes les générations observées ont la même ancienneté de 15 ans et demi à 52 ans. En dessous de 40 ans, nous distinguons deux phénomènes. L'un, conjoncturel, de baisse de l'ancienneté sur le dernier point observé (reprise économique de 2001), l'autre, davantage structurel, de baisse de l'ancienneté au fil des générations. Par exemple, à 28 ans on a observé la génération 1956 et une ancienneté de 3,8 ans ; au même âge, la génération 1972 a une ancienneté de 3 ans, soit une baisse de 22 %. Les effets de générations se font sentir aux deux extrémités de la vie. La mobilité semble répondre à des logiques différentes pour les actifs et les inactifs. On retrouve les résultats précédents, de façon plus synthétique. L'économétrie a montré par ailleurs que ces évolutions n'étaient pas le pur fruit de facteurs microéconomiques individuels observés dans les enquêtes Logement.

## 7. Vérification des résultats sur les ménages déjà constitués

Parmi les facteurs non observés jusqu'ici, les conditions de logement jouent vraisemblablement sur la décision de rester ou changer de logement. Ces conditions de logement peuvent être observées pour les seuls ménages déjà constitués 4 ans

---

27. C'est-à-dire que, par exemple, cette même génération de 1924 est supposée avoir 76-79 ans en 2001 (en réalité elle les a eus en 2000). L'âge est celui de la personne de référence du ménage. Dans les cas de co-résidence entre parents et enfants, la personne de référence est l'actif le plus âgé ou, à défaut, l'individu le plus âgé. Il s'ensuit que certains individus âgés non actifs sont comptés dans le ménage d'une cohorte plus jeune.

avant l'enquête, ménages qualifiés de permanents<sup>28</sup>. On exclut donc maintenant les ménages arrivés depuis moins de 4 ans de l'étranger ou des DOM-TOM et les ménages de décohabitants (jeunes ayant quitté le domicile de leurs parents depuis moins de 4 ans) pour lesquels on ne connaît rien du logement antérieur occupé. L'échantillon passe ainsi de 153 340 à 137 936 observations, ce qui élimine 10 % des ménages. Nous utilisons trois types de variables de conditions de logement : le nombre de pièces par personne, le fait d'habiter une maison plutôt qu'un appartement et la localisation géographique : zone rurale, petite ville, grande ville ou agglomération parisienne.

Les résultats répliqués sur cette sous-population sont stables (tableau 1, col.6) : augmentation de l'ancienneté entre 1984 et 1996 d'un peu plus d'un an, évolution non significative depuis cette date. À âge égal, les évolutions sont à nouveau moindres : l'évolution de la structure par âge explique 54 % de la hausse. Les ménages « permanents » sont moins mobiles que l'ensemble, par définition, puisque qu'on leur ôte des ménages, tous mobiles, et l'inflexion à la hausse de la mobilité sur la dernière période est surtout due aux ménages non permanents. En excluant tour à tour les décohabitants et les immigrants, il apparaît que l'exclusion des décohabitants est sans effet sur l'évolution. Une partie de la baisse de l'ancienneté observée entre 1996 et 2002 provient donc de la hausse de l'immigration. Quand on réplique les résultats par groupe d'âge, ils sont inchangés. En particulier, la hausse de la mobilité des moins de 40 ans ne vient pas seulement de l'évolution des décohabitations des jeunes.

Les conditions de logement jouent sur la mobilité résidentielle. La variable d'espace a une influence positive sur l'ancienneté : une pièce supplémentaire par personne l'augmente de 1,5 an, soit 11 %. Cet effet est positif pour toutes les classes d'âge, mais plus fort relativement chez les jeunes. Une pièce supplémentaire par personne augmente l'ancienneté des moins de 40 ans de 14 %, celle des 40-65 ans de 9 % seulement (tableau 5). On reste donc davantage dans un logement qui offre plus d'espace. Le fait d'habiter une maison plutôt qu'un appartement accroît aussi l'ancienneté : une maison doit apporter plus d'intimité et de satisfaction à ses occupants. L'effet est inverse de celui de l'espace, il augmente avec l'âge. Habiter une maison accroît l'ancienneté de 5 à 6 % chez les moins de 65 ans et de 15 % chez les plus de 65 ans. La localisation du logement n'a pas le même effet selon la classe d'âge. Si habiter en zone rurale augmente toujours l'immobilité par rapport au fait d'habiter une petite unité urbaine (situation de référence), vivre par exemple dans l'agglomération parisienne n'a pas d'effet sur l'ancienneté des 40-65 ans tandis que

---

28. Pour les autres, on ne connaît que les conditions de logement à la date des enquêtes. Nous choisissons ici (comme pour le statut d'occupation) d'utiliser les conditions de logement datées de 4 ans avant l'enquête qui donnent davantage une idée de la raison de la mobilité éventuelle, si elle a eu lieu dans les 4 ans, ou de l'immobilité.

cela augmente celle des autres classes d'âge. Sur la période, le nombre de pièces par personne a augmenté, la proportion des ménages en maison individuelle, y compris en agglomération parisienne, a fluctué. Ajouter les variables de conditions de logement n'a donc pas un effet univoque sur le profil d'évolution temporelle de l'ancienneté. Globalement, le profil est peu modifié : l'ancienneté augmente moins à conditions de logement égales parce que celles-ci se sont améliorées et ont donc eu tendance à accroître l'ancienneté, surtout en début de période. En fin de période, les évolutions sont parallèles. Ceci est moins vrai pour les jeunes : pour eux, ajouter les conditions de logement n'a pas d'effet sur le profil temporel. Deux conclusions donc. Une partie de la hausse globale de l'ancienneté provient de meilleures conditions de logement. Par ailleurs, la baisse de l'ancienneté des jeunes et la hausse de celle des retraités persistent quand on contrôle par les conditions de logement, comme ce sous-champ le permet (figure 8). Pour les retraités, il faudrait chercher une interprétation en ayant recours à d'autres aspects des conditions de logement. Les ascenseurs mais aussi les appareils ménagers, le téléphone, l'usage de plats préparés, l'électronique, contribuent à l'autonomie résidentielle des ménages âgés. On sait aussi que la hausse de l'espérance de vie permet à la vie en couple de durer plus longtemps, l'un des conjoints, l'épouse le plus souvent s'occupant de l'autre en cas de dépendance. Ces conditions ainsi que l'amélioration de l'état de santé, à âge égal, contribuent sûrement à la baisse de la mobilité résidentielle mais seraient à documenter plus précisément à partir d'une source plus adaptée.

## 8. L'influence du statut d'occupation et le comportement des locataires HLM

À âge et à revenu égal, les propriétaires sont moins mobiles que les locataires, soit parce que les coûts de déménagements sont supérieurs pour eux (causalité directe), soit parce qu'ils ont choisi un logement plus adapté à long terme ou peuvent aménager à leur guise, soit encore parce qu'ils l'ont choisi en raison de leur connaissance du fait de ne pas avoir à en bouger (causalité inverse). De même, les habitants d'un logement social sont moins mobiles que ceux du secteur locatif libre. Là encore, c'est soit parce que le coût de mobilité est plus grand (perte de loyer si on ne retrouve pas de logement social ailleurs, supérieure à la perte subie en « *tenure discount* » du locataire du secteur libre), soit à cause d'une sélection endogène des moins mobiles en HLM.

Sur la sous-population des ménages permanents, une fois ajoutées les variables de condition de logement, la différence d'ancienneté entre HLM et secteur libre reste du même ordre (tableau 1, col. 6). Mais on peut maintenant approfondir l'effet paradoxal du revenu en secteur locatif trouvé ci-dessus. Nous proposons

pour cela une nouvelle spécification, qui s'affranchit de l'hypothèse que toutes les variables explicatives jouent de la même façon pour tous les statuts d'occupation du logement. De même que l'on avait abandonné cette hypothèse pour le revenu ou pour l'âge, nous l'abandonnons pour le statut d'occupation. Nous retenons trois statuts : propriétaire ou logé gratuitement, locataire en secteur social, locataire en secteur libre. Chaque variable indicatrice de statut est interagie avec toutes les autres variables explicatives : année d'enquête, âge, revenu (sous forme linéaire), possession de résidence secondaire, diplôme, état matrimonial, pour estimer le modèle suivant :

$$A = \sum \alpha TS_i + \beta \text{ âge } S_i + \sum \phi XS_i + \varepsilon, \quad (3)$$

où  $S_i (i = 1, 2, 3)$  est le vecteur de variables indicatrices des statuts d'occupation.

Concentrons-nous sur l'effet du revenu (tableau 6). Il est significativement différent pour les trois types de statut d'occupation. Négatif pour les propriétaires et les locataires du secteur privé (davantage de revenu facilite la mobilité), il devient *positif* pour les locataires HLM<sup>29</sup>. La corrélation positive trouvée par le Blanc *et al.* (1999) ou Jacquot (2007) demeure donc à *âge égal*. Elle ne provient donc pas du fait d'entrer en HLM, jeunes avec peu de revenu, ni d'une augmentation de ce dernier avec le cycle de vie plus rapide que dans les autres secteurs. Cela demeure à qualités de logement égales (tableau 6, col. 2). Ainsi que nous l'évoquions en section 5, la corrélation positive pourrait provenir d'un double phénomène. D'abord, les ménages restent en HLM d'autant plus que l'avantage de loyer par rapport au secteur privé est important (voir Munch et Svarer, 2002, pour le Danemark). Or, l'avantage de loyer est en moyenne de l'ordre de 100 % à 150 % du loyer en agglomération parisienne contre seulement de 20 % à 80 % (selon la taille du logement et la localisation) en province<sup>30</sup>. Ensuite, les ménages HLM en agglomération parisienne sont moins modestes que ceux de province : leur revenu est en moyenne de 28 % supérieur dans notre échantillon. L'effet positif du revenu pourrait donc être un effet de structure : en région parisienne existe une incitation à rester en HLM alors que les revenus sont les plus élevés. Pour en avoir le cœur net, nous introduisons dans notre spécification les variables de localisation du logement.

Vivre en agglomération parisienne augmente l'ancienneté, on l'a vu, mais uniquement pour les locataires. Le coefficient est un peu plus important pour un locataire social que pour un locataire du secteur libre : 2,8 ans pour le premier, 2,3 ans pour le second (non présent sur le tableau 6). On peut penser que le

29. Résultat inchangé si l'on considère le statut d'occupation à la date de l'enquête plutôt que 4 ans avant. Gronberg et Reed (1992) trouvent aussi que le revenu est lié négativement à la probabilité de bouger pour un locataire dont le loyer est contrôlé et positivement pour les propriétaires. Munch et Svarer (2002) trouvent que la durée d'occupation des locataires danois (tous en secteur contrôlé) est liée positivement au revenu. Nagy (1995) et Simmons-Mosley et Malzeppi (2006) aboutissent au même résultat.

30. En 1996, selon Le Blanc *et al.* (1999).

contrôle des loyers pour les locataires en place dissuade les parisiens de bouger du secteur libre (le contrôle « mord » d'autant plus qu'on est en situation de marché tendu ; il est d'ailleurs plus contraignant à Paris et dans les grandes villes), comme le surplus procuré par un loyer HLM dissuade les locataires HLM de bouger. Le coefficient estimé est aussi positif dans les grandes villes mais beaucoup plus faible (respectivement 1,0 et 0,2 an). Une fois ces contrôles ajoutés, le signe du revenu reste négatif pour les propriétaires et les locataires du secteur privé, mais le coefficient devient non significatif pour les locataires HLM. Leur revenu n'a pas d'effet sur leur ancienneté. Cela pourrait provenir d'une mauvaise spécification : leur revenu n'a peut-être pas le même effet à Paris et en province et, si tel est le cas, l'effet global résultant serait nul. On propose donc une dernière spécification qui sépare en deux les franciliens des autres (on réitère la régression précédente sur les deux sous-champs, tableau 6 col. 4 et 5). L'intuition était bonne : pour les ménages en HLM, l'effet revenu est *positif* en agglomération parisienne et *négatif* non significatif en province. Il y a bien une spécificité des locataires HLM parisiens. Pour tous les autres ménages, davantage de revenu diminue l'ancienneté, c'est-à-dire favorise la mobilité résidentielle. Il n'y a pas de différence de comportement entre Paris et la province pour les locataires du secteur libre ni pour les propriétaires. Pour les locataires HLM de l'agglomération parisienne au contraire, plus leur revenu est élevé, plus grande est leur ancienneté. Ceci est compatible avec plusieurs mécanismes. Soit, par le passé, à Paris, les ménages entrant en HLM n'étaient pas particulièrement modestes par rapport à ceux qui s'y installent aujourd'hui : la paupérisation relative des locataires HLM sur la période étudiée serait un phénomène parisien. Cela dit, cette paupérisation est parallèle en province et en agglomération parisienne. L'explication n'est donc pas la bonne. Soit l'avantage procuré par un HLM de l'agglomération parisienne est si grand que les ménages aisés, qui auraient le choix de se loger ailleurs, préfèrent rester. Cela pourrait se produire dans le centre de Paris où le gain de loyer est fort. Dans les autres HLM, moins bien situées ou de moins bonne qualité, on reste moins longtemps et l'on déménage dès que le revenu le permet. Le gain à rester est moins fort. Le mode de fixation des loyers HLM, peu modulés selon la qualité et en particulier, la localisation du logement, et fixés indépendamment du revenu du locataire encourage ce type de mécanisme. De fait, le Blanc *et al.* (1999) avaient aussi trouvé que les « meilleurs » logements sociaux, au sens de la variable de composition sociale de la commune, étaient occupés par les ménages aux plus hauts revenus, ce qui a été confirmé par Jacquot (2007). Ils évoquaient un phénomène de « filtration naturelle » (p.45) : les logements HLM remis souvent sur le marché, et donc occupés par les plus modestes, sont tout naturellement les moins agréables, puisque le droit au maintien dans les lieux sans condition de ressources incite les plus riches à rester dans les plus agréables.

Notons que c'est pour les locataires que la possession d'une résidence secondaire augmente le plus l'ancienneté (tableau 6). Une telle possession n'a pas d'effet significatif pour les ménages propriétaires ou logés gratuitement. Posséder une résidence secondaire incite à garder plus longtemps son HLM, peut-être à le « supporter », à moins que ce ne soit le bénéfice du faible loyer HLM qui permette l'acquisition de la résidence secondaire... L'effet d'une résidence secondaire est aussi positif quoique plus faible (+1,8 contre 2,5 ans d'ancienneté) pour les locataires du secteur libre. Le choix du statut de locataire de la résidence principale, quand il s'accompagne de celui d'une mobilité plus faible, peut donc englober le choix d'acquisition de résidence secondaire. Il en est de même de la localisation, puisque l'effet positif de la possession d'une résidence secondaire sur l'ancienneté est observé en agglomération parisienne quel que soit le statut, alors qu'il est non significatif pour les propriétaires occupants provinciaux (tableau 6, col. 4 et 5).

L'effet du revenu, lui, intervient dans les secteurs qui fonctionnent selon une logique de marché ou dans les zones de marché moins tendu. Dans ce cas, davantage de revenu diminue l'ancienneté et facilite la mobilité résidentielle. Parmi les locataires de logements sociaux parisiens, plus on est riche, plus on reste longtemps dans son logement. Ceci est la conséquence logique de la quasi-absence de corrélation du loyer HLM avec la qualité du logement – et en particulier la localisation – ainsi qu'avec le revenu. Le corollaire en est la difficulté pour les ménages éligibles à obtenir un logement HLM en région parisienne.

Notons que la corrélation positive entre revenu et ancienneté des locataires sociaux parisiens n'empêche pas que la probabilité d'avoir bougé dans les 4 dernières années, sachant qu'on était en HLM, augmente pour eux avec le revenu, comme pour toutes les catégories. Mais la probabilité d'avoir bougé dans les 10 dernières années diminue pour eux avec le revenu. Ceux qui restent longtemps en HLM le font d'autant plus que leur revenu est élevé.

## 9. Les locataires du secteur libre de plus en plus mobiles contrairement aux propriétaires et locataires HLM

On peut étudier l'évolution temporelle de l'ancienneté selon le statut d'occupation du logement, puisqu'on a interagi les variables de statut avec les dates d'enquête (il s'agit toujours du statut 4 ans avant l'enquête et non du statut à l'enquête ou dans le précédent logement). Nous avons testé l'égalité des coefficients des variables statut\*année et nous ne commentons que ce qui est significatif.

En début de période, de 1984 à 1988, les locataires du secteur social ne se distinguent pas *cet. par.* de ceux du secteur libre par une ancienneté plus grande. La divergence d'évolution commence ensuite. En 1992, l'écart au profit des locataires du secteur social est de 1,3 an, de 2,5 an en 1996 et de 3 ans en 2001.

L'ancienneté des locataires du secteur libre baisse de 1984 à 1992, est stable de 1992 à 1996, diminue depuis : au total la baisse *cet. par.* est de 1,5 an. L'introduction des contrôles dits de « conditions de logement » ne modifie pas l'évolution pour les locataires. L'évolution est inverse en HLM : on observe une stabilité de l'ancienneté des locataires du secteur HLM de 1984 à 1988, une hausse de 1988 à 1996, stabilité depuis 1996. L'ancienneté des propriétaires occupants est en hausse régulière à partir de 1988. Au total, sur la période l'ancienneté des propriétaires et locataires du secteur social augmente de 1,6 et 1,8 an, respectivement. L'augmentation est respectivement de 0,7 et 1,6 an une fois introduits les contrôles de conditions de logements. L'évolution des conditions de logement ne change donc pas la tendance mais la modère un peu. Les conditions de logement en amélioration, celles des propriétaires surtout, mais aussi celles des locataires HLM, favorisent l'immobilité croissante. La figure 9 résume les résultats du modèle.

Finalement la mobilité a diminué, de façon curieusement assez synchrone pour les propriétaires occupants et les locataires HLM, tandis qu'elle augmentait pour les locataires du secteur libre. Ceci est à mettre en relation avec les résultats observés par tranches d'âge : les jeunes locataires du secteur libre sont devenus relativement plus mobiles et le bouclage des aides au logement n'y est sans doute pas étranger.

On peut aussi décliner ces évolutions par statut selon l'âge. Nous avons constaté que l'ancienneté des moins de 65 ans avait diminué entre 1996 et 2001. C'est le cas surtout pour les locataires du secteur libre immédiatement après 1992. Globalement, leur ancienneté baisse de 22 % sur la période. Celle des locataires en HLM de moins de 65 ans monte de 6,7 %. L'ancienneté est assez stable pour les propriétaires de moins de 65 ans (baisse de 2,6 %). Sur toute la période, l'ancienneté en HLM est significativement supérieure, *cet. par.* à celle en secteur libre en moyenne de 1 an en 1984 et de 2 ans en 2001. L'évolution des écarts bruts est plus forte (de 1,2 ans en 1984 et 3,6 ans en 2001) car l'évolution du peuplement HLM (vieillesse et paupérisation) a favorisé l'immobilité. Chez les plus de 64 ans, où globalement l'ancienneté augmente, l'évolution est pourtant inverse pour les locataires du secteur libre<sup>31</sup> ; mais l'ancienneté augmente chez les propriétaires (+ 10 %) et encore plus chez les locataires du secteur social (hausse de 28 % de leur ancienneté).

Ainsi, la moindre mobilité des locataires du secteur social est surtout due aux

---

31. Leur ancienneté baisse de 10 % surtout de 1984 à 1988. Notons que les locataires du secteur libre sont peu nombreux à ces âges. Ces résultats proviennent de deux modèles avec interactions du type de celui du tableau 6 col. 3, estimés séparément pour les moins de 65 ans et les plus de 64 ans.

ménages âgés. Si on décompose davantage cette tranche d'âge en 60-80 ans et au-delà de 80 ans, c'est chez les locataires les plus âgés du secteur social que l'ancienneté a surtout augmenté. C'est en partie un effet du remplacement des générations et la conséquence de l'entrée en HLM à un âge jeune des générations arrivées à l'âge adulte dans l'après guerre. Les générations les plus âgées n'avaient pas eu ce choix du secteur social.

## 10. Conclusions

Rappelons les principales conclusions de cette étude de l'ancienneté des ménages dans leur logement selon les enquêtes Logement de 1984 à 2001. L'ancienneté a augmenté de 1984 à 1996 et légèrement baissé entre 1996 et 2002. Cette baisse globale résulte de deux évolutions opposées : on observe à la fois davantage d'anciennetés courtes et davantage d'anciennetés longues. La polarisation correspond à l'âge. L'ancienneté augmente chez les plus de 65 ans et diminue chez les moins de 65 ans, surtout chez les plus jeunes. On ne peut donc parler de diminution ni d'augmentation globale de la mobilité résidentielle. Les seniors sont de moins en moins mobiles, les jeunes de plus en plus mobiles.

Comment expliquer qu'ayant des revenus plus élevés que par le passé, les seniors aient une mobilité moindre qu'auparavant ? Comme cette évolution est observée à revenu égal, une des explications peut résider dans le fait que leurs logements sont mieux adaptés. Ceci est à prendre au sens large : la vie en logement autonome est plus facile qu'autrefois. La vie de couple plus longue et la meilleure santé jouent aussi vraisemblablement un rôle, de même que la fréquence accrue du cumul de plusieurs résidences. De faibles revenus peuvent empêcher cette mobilité mais ne contraignent pas à bouger : à tout âge et tout niveau de revenu, davantage de ressources augmentent la mobilité. Une exception à cette règle est le comportement des locataires HLM de l'agglomération parisienne : ils restent d'autant plus dans leur logement qu'ils ont davantage de revenu.

L'augmentation de la mobilité des moins de 65 ans s'observe pour les locataires du secteur libre, moins pour les propriétaires. Chez les plus de 65 ans, la baisse de la mobilité s'observe surtout pour les propriétaires et les locataires du secteur social.

S'il fallait conclure sur l'éclairage de politique économique du marché du logement annoncé – peut-être est-ce imprudent – que pourrait-on avancer ? Les nouvelles générations de seniors pourraient se révéler plus immobiles que leurs aînées : mieux logées, plus riches, en meilleure santé, elles resteront dans leur logement « ordinaire » le plus longtemps possible, c'est-à-dire au moins jusqu'à 80 ou 85 ans. Ce n'est donc qu'à partir de 2025 que les logements des premiers

baby-boomers (2026=1946+80) commenceront à être libérés, vendus ou transmis. Dans ce contexte de conservation du logement, les dispositifs envisagés pour que les propriétaires puissent en extraire du revenu (*reverse equity mortgage*) sont sans doute à encourager. Pour les locataires HLM, seule l'offre d'un autre logement, par exemple plus petit mais plus confortable, pourrait peut-être les faire bouger et libérer des logements pour les familles jeunes. Mais la situation restera tendue en région parisienne, sauf modification des incitations.

Le marché du logement des plus jeunes ne semble pas trop pâtir de cette situation puisque leur mobilité augmente, ce qui n'était pas attendu<sup>32</sup>. On peut cependant juger qu'elle est trop faible. Comme nous trouvons que davantage de revenu favorise la mobilité, abaisser les coûts de transaction est un objectif toujours d'actualité, surtout pour les plus pauvres. Améliorer l'information locale sur les prix et les loyers, clarifier le processus d'attribution des logements sociaux, sont également des mesures susceptibles d'améliorer la situation des jeunes et des actifs. Une réforme plus radicale consisterait à inciter les locataires âgés du secteur social les plus à l'aise à faire place aux jeunes. Elle obligerait à faire un choix politique entre redistribution équitable et éventuelles trappes à inactivité.

---

## Références

- Baccaïni B. 2001. « Les migrations internes en France de 1990 à 1999 : l'appel de l'Ouest », *Économie et Statistique*, 344, 39-79.
- Baccaïni B. 2005. « Enquêtes annuelles de recensement : résultats de la collecte 2004 – Des changements de région plus fréquents qui bénéficient aux régions du Sud et de l'Ouest », *Insee Première*, 1028.
- le Blanc D., Flipo A. et A. Laferrère. 1999. « De l'histoire individuelle à la structure des ménages », *INSEE Première*, 649.
- le Blanc D., A. Laferrère et R. Pigois. 1999. « Les effets de l'existence du parc HLM sur les profils de consommation des ménages », *Économie et Statistique*, 328, 8, 37-60.
- Boehm T. 1981. "Tenure Choice and Expected Mobility: a Synthesis", *Journal of Urban Economics*, 10, 375-389.
- Boehm T. et A. Schlottmann. 2006. "A Comparison of Household Mobility for Owned Manufactured, Traditional Owned, and Rental Units Using the American Housing Survey", *Journal of Housing Economics*, 15, 126-142.

---

32. Mais était aussi trouvé par Debrand et Taffin (2005).

- Brunet C. et J.-Y. Lesueur. 2004. « Le statut résidentiel affecte-t-il la durée de chômage ? Une estimation micro-économétrique sur données françaises », *Revue Économique*, 55, 3, 569-578.
- Debrand T. et C. Taffin. 2005. « Les facteurs structurels et conjoncturels de la mobilité résidentielle depuis 20 ans », *Économie et Statistique*, 381-382, 125-146.
- Glaeser E. L. et J. Gyourko. 2005. "Urban Decline and Durable Housing", *Journal of Political Economy*, 113(2), 345-375.
- Gobillon, L. et D. Le Blanc, 2004, « L'impact des contraintes d'emprunt sur la mobilité résidentielle et le choix de statut d'occupation des ménages : un modèle simple de demande », *Annales d'Économie et de Statistique*, 74, 15-46.
- Hughes G. et B. McCormick. 1981. "Do Council Housing Policies Reduce Migration Between Regions?", *The Economic Journal*, 91, 919-937.
- Jacquot A. 2007. *L'occupation du parc HLM : un éclairage à partir des enquêtes logement de l'Insee*, Document de travail INSEE, F0708.
- Laferrère A. 2005. « Quitter le nid : entre forces centripètes et centrifuges », *Économie et Statistique*, 381-382, 147-175.
- Laferrère A. 2005. « Vieillesse et logement : désépargne, adaptation de la consommation et rôle des enfants », *Retraite et Sociétés*, 47, CNAV, 65-108.
- Laferrère A. et C. Warzée. 2002. « L'évolution des loyers en 2001. Secteur libre et HLM, deux dynamiques différentes », *INSEE Première*, 839.
- Laferrère A. et D. Le Blanc. 2004. "How Do Housing Allowances Affect Student Co-Residence?", *CESifo Economic Studies*, 50, 3, 451-477.
- Lincot L. et C. Rieg. 2003. *Les conditions de logement des ménages en 2002*, Insee Résultat, n° 20 soc, 23 p. + Cédérom.
- Minodier C. et C. Rieg. 2007. « Le patrimoine immobilier des retraités : une approche descriptive », in *Vieillesse de la population et logement*, 87-127, Plan Urbanisme Construction Architecture, La Documentation Française.
- Munch, J. R. et M. Svarer. 2002. "Rent Control and Tenancy Duration", *Journal of Urban Economics*, 52, 3, 542-560.
- Ozyildirim, S., Onder, Z. et Yavas, A. 2005. "Mobility and Optimal Tenure Choice", *Journal of Housing Economics*, 14(4), 336-354.
- Nagy J. 1995. "Increased Duration and Sample Attrition in New York City's Rent Controlled Sector", *Journal of Urban Economics*, 38(2), 127-137.

OLAP. 2004. *Les loyers d'habitation dans le parc locatif privé de l'agglomération parisienne*, Rapport annuel.

Oswald A. 1996. *A Conjecture on the Explanation for High Unemployment in the Industrialized Nations*, mimeo, Warwick.

Oswald A, 1997. *The Missing Pieces of the Unemployment Puzzle*, working paper, Paris.

Simmons-Mosley T. X. et S. Malpezzi. 2006. *Household Mobility in New York City's Regulated Rental Housing Market*, Journal of Housing Economics, 15,1, 38-62.

van Leuvensteijn M. et P. Koning. 2004. *The Effect of Home-ownership on Labor Mobility in The Netherlands*, working paper 04-01, Utrecht School of Economics.

Tableau 1 : Analyse de l'ancienneté.

	Tous ménages						Ménages permanents					
	(1)		(2)		(3)		(4)		(5)		(6)	
	Coef.	t	Coef.	t	Coef.	t	Coef.	t	Coef.	t	Coef.	t
constante	13,18	129,6	-11,62	-98,3	-4,621	-16,1	-4,486	-14,9	-1,817	-5,0	-6,428	-17,5
1984	Réf.		Réf.		Réf.		Réf.		Réf.		Réf.	
1988	0,164	1,1	0,083	0,7	0,215	1,8	-0,046	-0,4	-0,856	-2,7	-0,063	-0,5
1992	0,714	5,3	0,315	2,9	0,542	5,0	0,228	2,2	-1,717	-5,8	0,050	0,4
1996	1,220	8,9	0,637	5,8	0,878	8,1	0,602	5,7	-3,180	-10,6	0,577	4,8
2001	1,227	9,1	0,469	4,3	0,870	8,1	0,757	7,2	-4,022	-13,6	0,669	5,6
âge			0,501	211,4	0,498	218,9	0,406	114,4			0,407	109,5
1 personne					-2,406	-24,0	-1,198	-9,8	-1,305	-10,6	-3,347	-21,5
2 personnes					-0,141	-1,8	0,436	5,1	0,408	4,8	-0,628	-6,3
3 personnes					0,497	6,6	0,972	13,2	0,963	13,1	0,572	7,1
Revenu Q1					-0,456	-20,9	-0,394	-19,0	-0,420	-20,2	-0,409	-17,4
Revenu Q2					-0,016	-1,0	-0,059	-3,8	-0,061	-4,0	-0,070	-4,2
Revenu Q3					-0,083	-9,0	-0,123	-13,4	-0,123	-13,3	-0,122	-12,5
Revenu Q4					-0,012	-6,3	-0,008	-4,3	-0,008	-4,3	-0,010	-5,1
célibataire							2,406	20,7	2,595	22,3	2,940	21,7
veuf							0,493	3,0	0,532	3,2	-0,011	-0,1
divorcé							-2,981	-28,1	-2,968	-28	-2,672	-23,8
propriétaire							7,481	84,0	7,450	83,7	5,766	60,8
gratuit							5,123	27,7	5,143	27,8	3,943	21,9
Locat. social							0,959	10,7	0,936	10,5	1,312	14,3
Locataire libre							Réf.		Réf.		Réf.	
immigrant							-2,202	-16,6	-2,277	-17,2		
décolabitant							-0,324	-4,0	-0,466	-5,8		
a résid 2daire							0,220	1,9	0,203	1,7	0,575	4,8
niveau bac							-0,902	-11,7	-0,897	-11,7	-0,956	-11,6
niveau > bac							-2,182	-24,0	-2,087	-23,0	-2,381	-23,5
âge et 1984									0,359	58,2		

Suite du tableau 1

âge et 1988	0,375	59,4					
âge et 1992	0,398	72,6					
âge et 1996	0,434	78,2					
âge et 2001	0,454	84,6					
Pièces/personne			1,512	27,6			
maison			1,581	18,3			
rural			1,881	16,4			
Paris			1,363	10,5			
UU > 100000			-0,167	-1,4			
habitants							
UU 20-100000							
habitants							
$R^2$	0,0012						
Nombre d'observations	153340						
	0,3680		0,3765	0,4300			
	153340		153340	153340			
					0,4316		
					153340		
							0,4046
							137963

Source : MCO à partir des Enquêtes Logement 1984-2001, INSEE.  
La variable dépendante est l'ancienneté d'occupation dans le logement à la date d'enquête en années. Revenu  $Q_i$  est le revenu dans le quartile  $i$ .

Tableau 2 : *Effet de l'augmentation du revenu d'un écart-type, spécification sans interactions.*

Quartile de revenu	Tous	<40 ans	40-64	65-79	>80 ans
	en mois				
1er	-14,9	-1,8	-10,9	-21,6	-20,0
2ème	-1,7	-0,4	-2,3	-3,2	-8,2
3ème	-4,5	-1,9	-1,7	-10,2	-13,0
4ème	-2,7	-1,8	-1,5	-3,2	-11,0
	en % de l'ancienneté moyenne				
1er	-6,9	-4,3	-5,6	-6,7	-4,7
2ème	-1,1	-0,8	-1,3	-1,1	-2,3
3ème	-3,2	-3,4	-1,1	-3,5	-3,7
4ème	-1,9	-3,1	-1,0	-1,2	-3,1

Source : calculs de l'auteur à partir des Enquêtes Logement 1984-2001, INSEE.

Champ : Tous ménages

NB. Estimé à partir des coefficients du spline du revenu dans les modèles du tableau 1 col.4 et du tableau 4. Écart-type calculé pour chaque case quartile x tranche d'âge. On multiplie le coefficient estimé par l'ancienneté moyenne au sein du quartile et de la tranche d'âge et par l'écart-type du revenu observé au sein du quartile et de la tranche d'âge.

Tableau 3 : *Effet de l'augmentation du revenu d'un écart-type, spécification avec interactions.*

Quartile de revenu	Tous	<40 ans	40-64	65-79	80 et plus
	en mois				
1er	-14,3	-2,1	-11,0	-21,7	-14,1
2ème	-4,2	-0,9	-3,1	-7,6	-0,4
3ème	-3,1	-1,2	-2,2	-7,7	-6,9
4ème	-1,6	-1,3	-1,7	-3,2	-11,4
	en % de l'ancienneté moyenne				
1er	-6,6	-5,2	-5,6	-6,7	-3,3
2ème	-2,5	-1,8	-1,8	-2,6	-0,1
3ème	-2,2	-2,1	-1,3	-2,7	-2,0
4ème	-1,2	-2,3	-1,1	-1,2	-3,3

Source : calculs de l'auteur à partir des Enquêtes Logement 1984-2001, INSEE.

Champ : Tous ménages.

NB. Voir note du tableau 2. Estimé à partir des coefficients du spline du revenu dans les modèles des tableaux A2, A3, A4, A5, A6.

Tableau 4 : Analyse de l'ancienneté, selon la tranche d'âge.

	< 40 ans		40-65 ans		65-80 ans		> 80 ans	
	Coef.	t	Coef.	t	Coef.	t	Coef.	t
constante	-2,087	-10,64	-9,663	-18,59	-8,431	-3,80	10,422	1,52
1984	Réf.		Réf.		Réf.		Réf.	
1988	-0,296	-4,48	0,224	1,38	0,508	1,28	-0,478	-0,55
1992	-0,316	-5,08	0,412	2,81	1,861	5,10	0,091	0,12
1996	-0,445	-6,81	0,636	4,38	2,958	8,07	2,290	2,84
2001	-0,757	-11,87	0,541	3,77	4,276	11,85	2,562	3,23
âge	0,222	39,27	0,461	60,72	0,504	18,98	0,470	7,15
1 personne	0,185	2,36	-1,498	-7,80	-6,498	-7,41	-21,542	-5,67
2 personnes	0,356	5,15	-0,087	-0,71	-2,130	-2,86	-16,227	-4,39
3 personnes	0,014	0,25	0,651	5,81	1,999	2,37	-11,282	-2,83
Revenu Q1	-0,038	-4,26	-0,242	-9,73	-0,901	-8,73	-1,075	-4,06
Revenu Q2	-0,016	-1,57	-0,075	-3,78	-0,178	-2,09	-0,649	-2,56
Revenu Q3	-0,061	-7,48	-0,041	-3,47	-0,354	-7,84	-0,583	-4,34
Revenu Q4	-0,006	-3,39	-0,004	-1,64	-0,011	-1,36	-0,050	-2,29
célibataire	0,515	8,05	2,970	13,91	7,195	10,80	8,357	5,33
veuf	0,761	2,18	0,273	1,27	2,803	5,85	3,459	3,39
divorcé	-1,129	-12,19	-2,702	-18,85	-1,152	-1,94	-0,255	-0,16
propriétaire	3,779	50,49	7,676	65,67	11,163	34,39	13,070	19,00
gratuit	2,111	15,09	3,987	15,95	9,276	16,31	12,050	12,66
Locat. social	1,176	20,39	2,432	18,26	0,347	0,93	-5,611	-7,43
Locat. libre	Réf.		Réf.		Réf.		Réf.	
immigrant	-1,561	-29,28	-5,183	-22,84	-13,720	-12,98	-17,700	-4,60
décohabitant	-1,103	-25,83	-6,055	-29,16	-13,700	-25,49	-20,390	-22,73
a résid sec	0,673	3,98	0,539	4,23	0,574	1,67	-0,104	-0,10
niveau bac	-0,322	-5,58	-0,712	-6,92	-1,355	-5,01	-0,229	-0,32
niveau > bac	-1,002	-15,75	-2,855	-22,35	-3,620	-8,77	-2,384	-2,18
Nombre d'observ.	55 137		64 926		25 631		7 646	
R <sup>2</sup>	0,2841		0,2439		0,1413		0,1714	

Source : calculs de l'auteur à partir des Enquêtes Logement 1984-2001, INSEE.

Champ : Tous ménages

Tableau 5 : *Analyse de l'ancienneté, selon la tranche d'âge, ménages permanents*

	<40 ans		40-64		65-79		>80 ans	
	Coef.	Ecart- -Type	Coef.	Ecart- Type	Coef.	Ecart- Type	Coef.	Ecart- Type
constante	-3,553	0,322	-10,664	0,545	-13,641	2,235	0,631	6,812
1984	Réf.		Réf.		Réf.		Réf.	
1988	-0,275	0,092	0,070	0,163	0,237	0,395	-0,734	0,869
1992	-0,261	0,088	0,083	0,148	1,008	0,371	-0,984	0,795
1996	-0,454	0,094	0,254	0,152	2,568	0,376	1,989	0,829
2001	-0,925	0,094	0,095	0,151	3,733	0,372	2,094	0,817
âge	0,263	0,008	0,453	0,008	0,514	0,026	0,505	0,065
1 personne	-0,288	0,114	-2,930	0,219	-8,982	0,896	-24,119	3,775
2 personnes	0,183	0,093	-0,750	0,134	-3,228	0,741	-16,877	3,644
3 personnes	-0,173	0,066	0,415	0,114	1,555	0,835	-11,456	3,928
Revenu Q1	-0,066	0,013	-0,219	0,025	-0,846	0,102	-0,898	0,263
Revenu Q2	-0,030	0,014	-0,073	0,020	-0,173	0,084	-0,553	0,250
Revenu Q3	-0,067	0,010	-0,041	0,012	-0,361	0,045	-0,626	0,133
Revenu Q4	-0,006	0,002	-0,007	0,002	-0,023	0,008	-0,069	0,023
celibataire	0,791	0,089	2,982	0,218	7,383	0,662	8,869	1,559
veuf	0,765	0,362	-0,005	0,216	2,339	0,477	3,112	1,016
divorcé	-1,188	0,103	-2,667	0,146	-1,062	0,592	-0,589	1,534
propriétaire	3,326	0,076	6,393	0,123	8,547	0,344	8,790	0,735
gratuit	1,833	0,135	3,359	0,246	7,096	0,572	8,059	0,978
Locataire social	1,194	0,060	2,816	0,136	1,101	0,374	-4,251	0,736
Locataire libre	Réf.		Réf.		Réf.		Réf.	
a résid second.	0,782	0,193	0,836	0,129	0,804	0,342	0,162	1,016
niveau bac	-0,439	0,074	-0,706	0,103	-1,455	0,272	-0,321	0,714
niveau > bac	-1,278	0,084	-2,835	0,131	-4,021	0,409	-2,555	1,100
Pièces/personne	0,606	0,058	1,242	0,074	1,702	0,119	2,183	0,208
maison	0,257	0,064	0,772	0,112	3,576	0,284	4,587	0,609
rural	0,641	0,092	2,054	0,140	2,073	0,329	3,493	0,694
Agglo Paris	0,386	0,100	-0,002	0,165	4,849	0,418	6,429	0,890
UU >100 000	-0,056	0,089	-0,726	0,151	0,834	0,347	1,559	0,722
UU 20-100 000	-0,359	0,100	-0,957	0,166	-0,208	0,377	-0,488	0,782
R <sup>2</sup>	0,2054		0,2485		0,1594		0,1965	
nb observations	41240		63677		25465		7581	

Source : calculs de l'auteur à partir des Enquêtes Logement 1984-2001, INSEE.

Champ : Ménages permanents.

Tableau 6 : *Effet revenu et possession de résidence secondaire sur l'ancienneté selon le statut d'occupation du logement.*

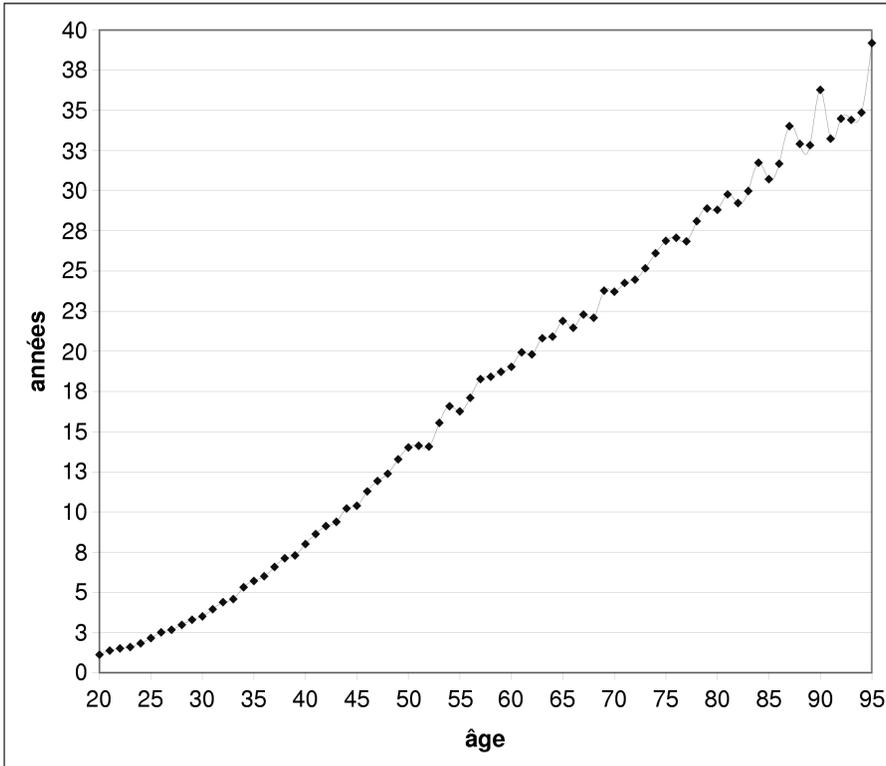
	Tous (1)	Tous (2)	Tous (3)	Ile-de-France (4)	Province (5)
<b>Effet du revenu</b>					
Propriétaire	-0,040	-0,043	-0,037	-0,028	-0,042
Locataire secteur privé	-0,013	-0,016	-0,025	-0,025	-0,025
Locataire secteur social	0,018	0,013*	(-0,001)	0,012*	(-0,010)
<b>Effet de la possession de résidence secondaire</b>					
Propriétaire	-0,491	(-0,063)	0,239**	1,407	(-0,336)
Locataire secteur privé	2,188	2,151	1,845	2,091	0,994
Locataire secteur social	2,948	2,886	2,494	2,571	2,148
$R^2$	0,404	0,418	0,424	0,420	0,426
Nbre d'observations	137 963	137 963	137 963	27 087	110 876
Degrés de liberté	47	53	65	53	62
Contrôles					
Années, âge, revenu, taille, état mari, statut d'occupation, éducation, possession res.2daire	oui	oui	oui	oui	oui
Maison, pièces/personne	non	oui	oui	oui	oui
Localisation TU	non	non	oui		oui

Source : calculs de l'auteur à partir des Enquêtes Logement 1984-2001, INSEE.

Champ : ménages permanents

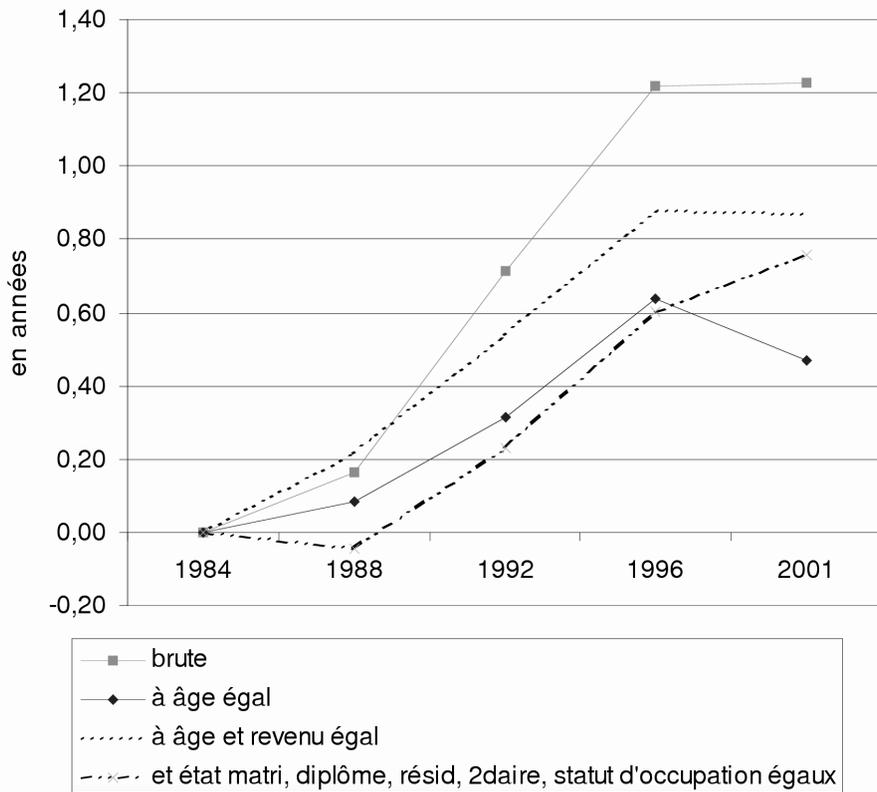
Chaque colonne est extraite d'un modèle MCO expliquant l'ancienneté par l'âge, le revenu, la taille du ménage, etc., tous interagissent avec le statut d'occupation en t-4. Selon les colonnes d'autres variables explicatives sont ajoutées. Tous les coefficients sont significatifs au seuil de 1%, ceux qui le sont à 5% sont marqués d'une \*, ceux qui le sont à 10% sont marqués de \*\*. Entre parenthèses, non significatif.

Figure 1 : Ancienneté dans le logement selon l'âge



Calculs de l'auteur à partir des Enquêtes Logement 1984-2001, INSEE.

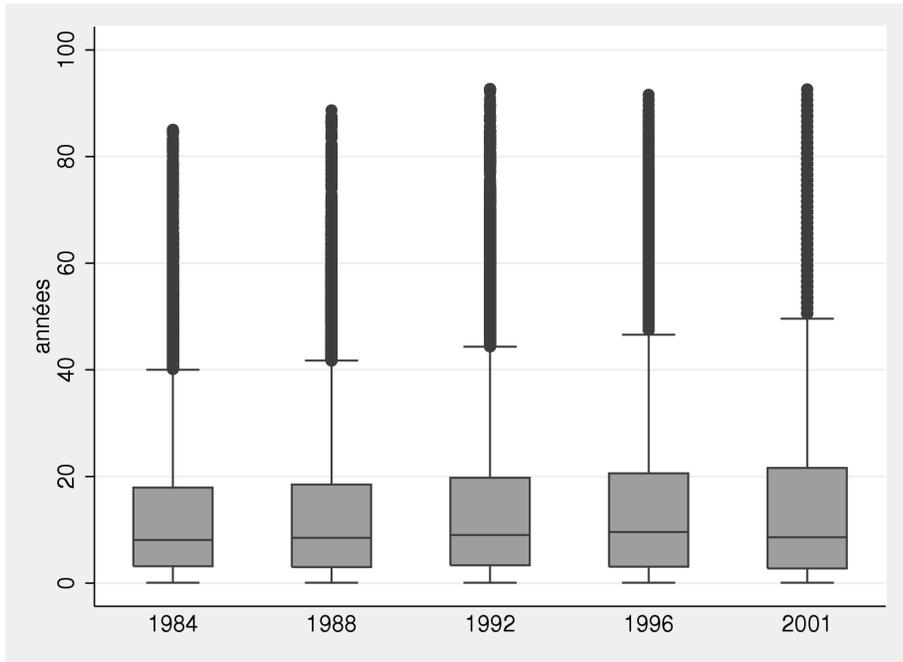
Figure 2 : Évolution temporelle de l'ancienneté dans le logement : effet de l'âge



Calculs de l'auteur à partir des Enquêtes Logement 1984-2001, INSEE.

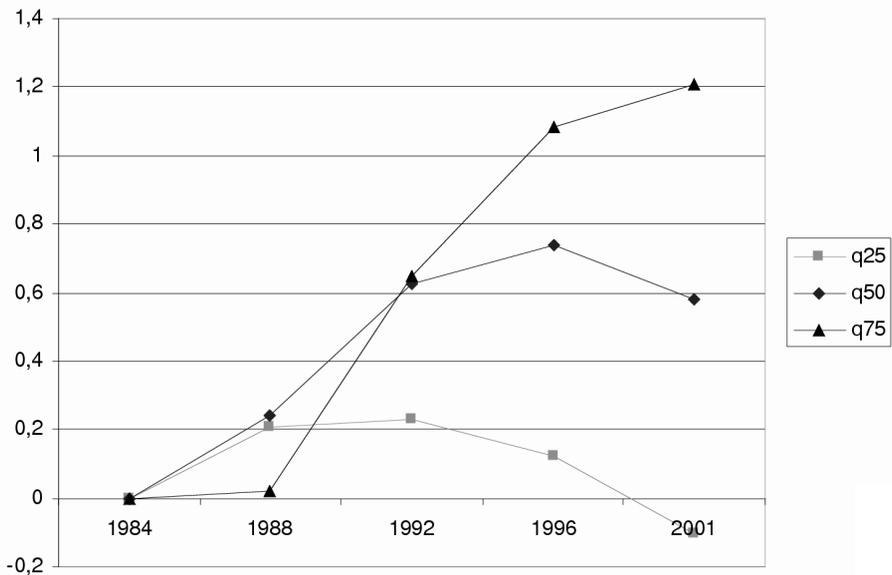
Coefficients de l'année d'enquête pour chaque classe d'âge extraits du Tableau 1. Variable dépendante : ancienneté. Variable de contrôle : âge (courbe à âge égal), revenu (courbe à âge et revenu égaux), taille du ménage, état matrimonial, statut d'occupation, possession de résidence secondaire, diplôme (dernière courbe en pointillés).

Figure 3 : *Évolution de la dispersion de l'ancienneté*



Enquêtes Logement, INSEE.

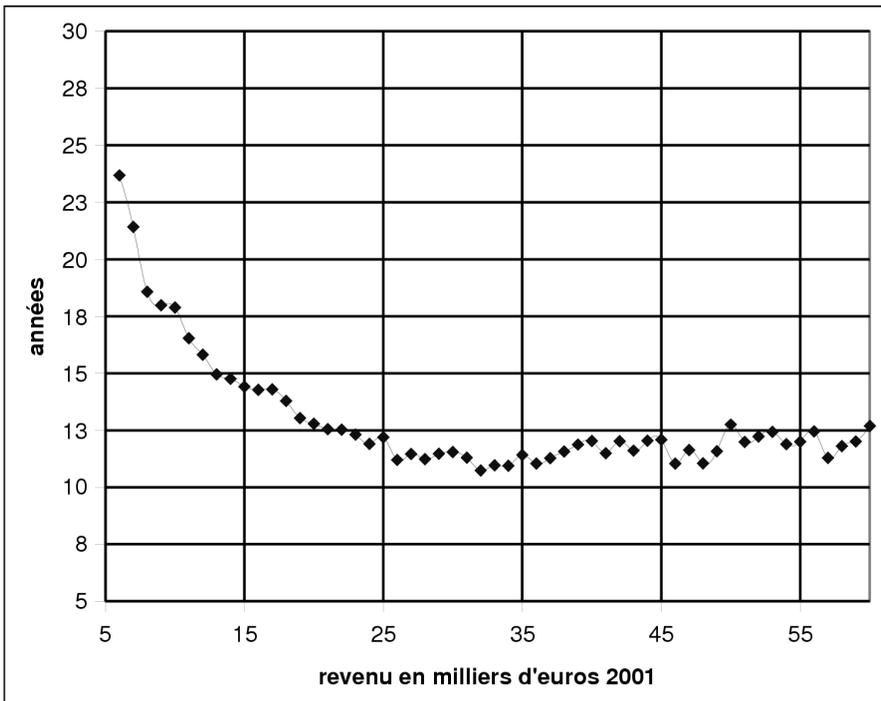
Figure 4 : Évolution de l'ancienneté selon le quartile d'ancienneté (coefficient d'une régression quantile, tous ménages)



Calculs de l'auteur à partir des Enquêtes Logement 1984-2001, INSEE.

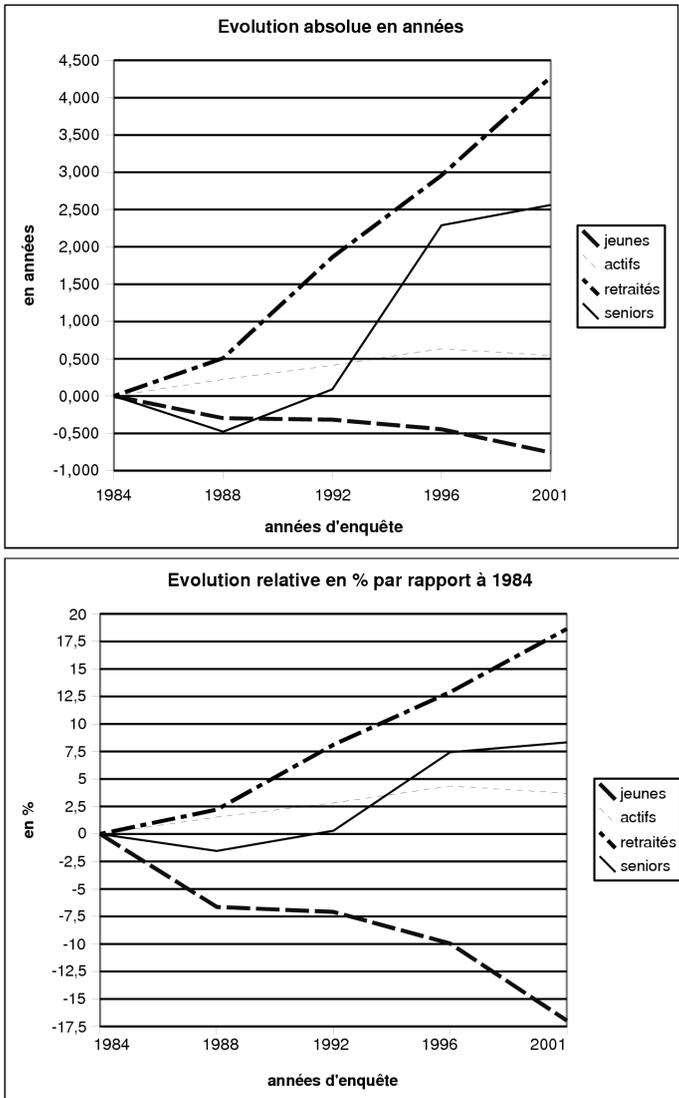
Coefficients de l'année d'enquête pour chaque quartile d'ancienneté extraits de la régression quantile (annexe 2). Variable dépendante : ancienneté. Année de référence : 1984. Variable de contrôle : âge.

Figure 5 : Ancienneté dans le logement selon le revenu



Calculs de l'auteur à partir des Enquêtes Logement 1984-2001, INSEE.

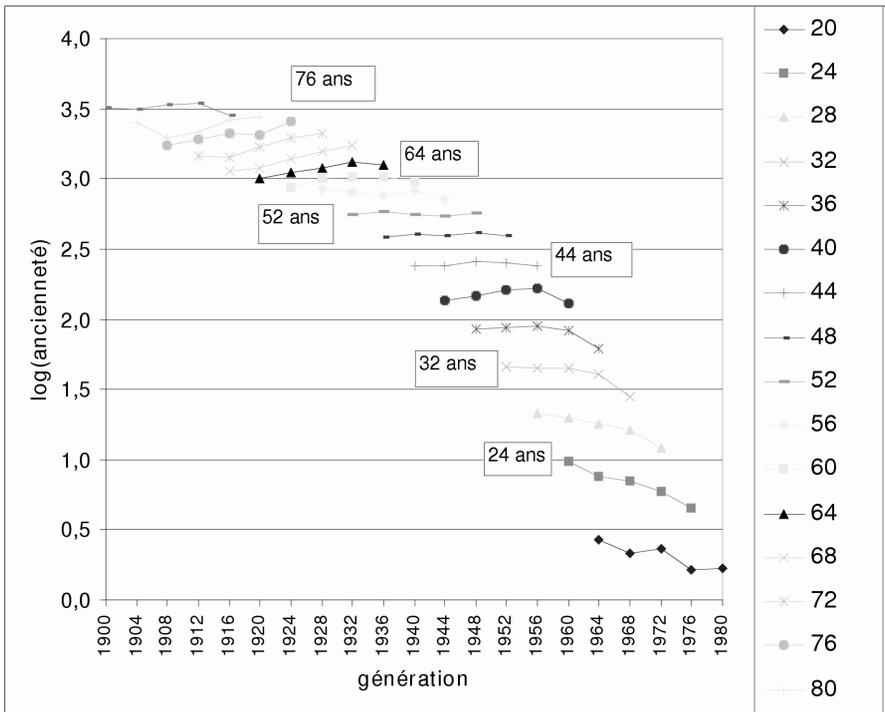
Figure 6 : Évolution de l'ancienneté selon le groupe d'âge (tous ménages)



calculs de l'auteur à partir des Enquêtes Logement 1984-2001, INSEE.

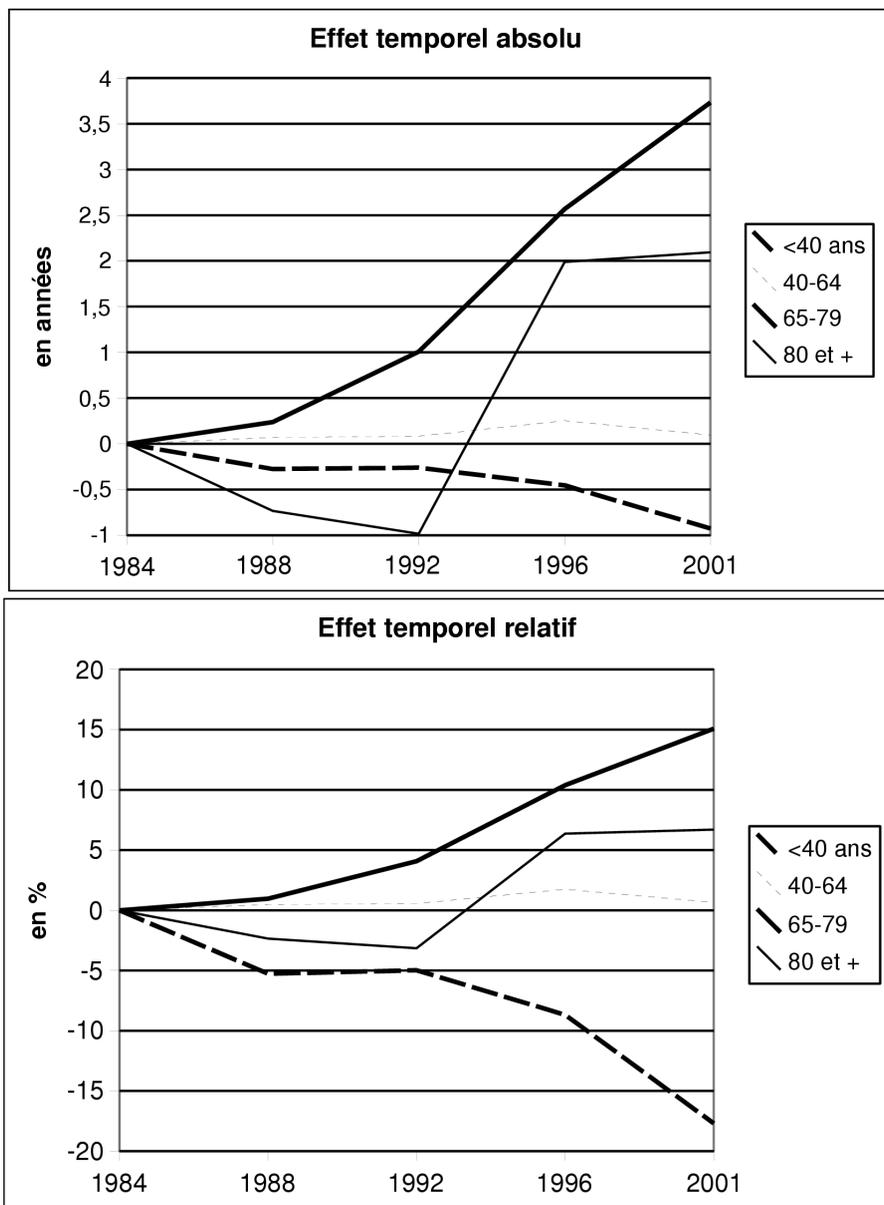
Coefficients de l'année d'enquête pour chaque classe d'âge (tableau 4). Autres variables de contrôle : âge, revenu, taille du ménage, état matrimonial, statut d'occupation, possession de résidence secondaire, diplôme.

Figure 7 : Ancienneté selon l'âge des différentes générations



Calculs de l'auteur à partir des Enquêtes Logement 1984-2001, INSEE.

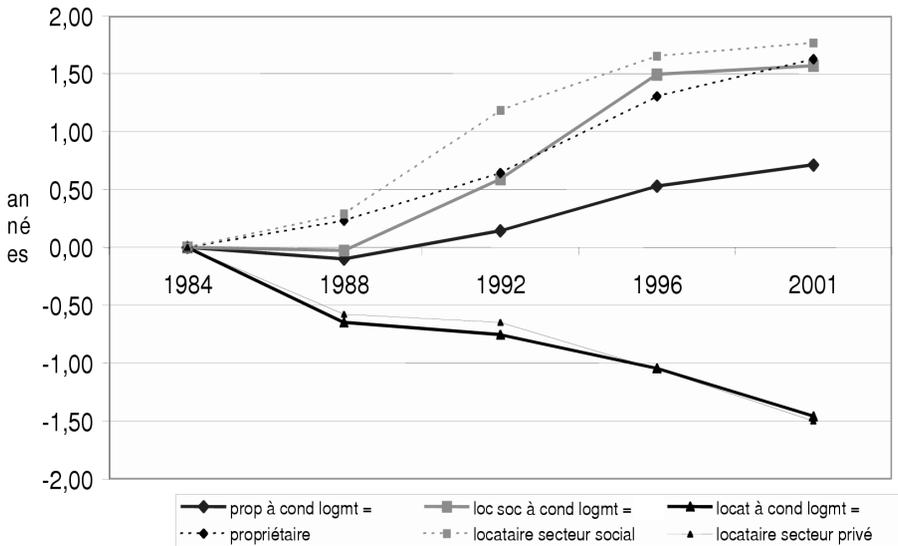
Figure 8 : Évolution de l'ancienneté selon le groupe d'âge  
(ménages permanents)



Calculs de l'auteur à partir des Enquêtes Logement 1984-2001, INSEE.

Coefficients de l'année d'enquête pour chaque classe d'âge. Autres variables de contrôle : âge, revenu, taille du ménage, état matrimonial, statut d'occupation, possession de résidence secondaire, diplôme, nombre de pièces par personne, type de logement, tranche d'unité urbaine.

Figure 9 : *Évolution de l'ancienneté selon le statut d'occupation*



Calculs de l'auteur à partir des Enquêtes Logement 1984-2001, INSEE.

Champ : ménages permanents

Coefficients de l'interaction du statut d'occupation avec les années d'enquête (modèles du tableau 6).

Autres variables de contrôle (toutes en interaction avec le statut d'occupation) : âge, revenu, taille du ménage, état matrimonial, possession de résidence secondaire, diplôme (traits pointillés) et nombre de pièces par personne, type de logement, tranche d'unité urbaine (traits pleins).

## Annexe 1

Tableau A1 : Description de l'échantillon

	Tous ménages				Ménages permanents			
	moyenne	écart- type	ancienneté moyenne	écart- type	moyenne	écart- type	ancienneté moyenne	écart- type
Ancienneté	13,9	14,7			15,251	14,838		
1984	0,183	0,386	13,18	14,37	0,178	0,383	14,75	14,67
1988	0,191	0,393	13,34	14,25	0,192	0,394	14,58	14,43
1992	0,198	0,399	13,89	14,54	0,199	0,4	15,21	14,7
1996	0,209	0,406	14,4	14,81	0,211	0,408	15,73	14,92
2001	0,22	0,414	14,41	15,17	0,22	0,414	15,83	15,32
Âge	50,2	17,7			52,7	16,7		
1 personne	0,272	0,445	16,29	17,67	0,257	0,437	18,91	17,93
2 personnes	0,312	0,463	16,69	15,72	0,308	0,462	18,58	15,67
3 personnes	0,168	0,374	11,42	11,99	0,169	0,375	12,42	12,17
4 ou plus	0,248	0,432	9,37	8,69	0,266	0,442	9,65	8,74
Revenu annuel	25969	20,5			26660	20,877		
Propriétaire	0,49	0,5	19,6	15,44	0,545	0,498	19,61	15,44
Logé gratuit	0,062	0,241	17,44	18,51	0,069	0,253	17,47	18,51
Locat. social	0,141	0,348	10,1	9,39	0,157	0,364	10,11	9,39
Locat. libre	0,207	0,405	7,77	10,51	0,23	0,421	7,78	10,51
Immigrant	0,013	0,112	1,61	1,17				
Décohabitant	0,089	0,284	1,63	1,18				
A une résid. secondaire	0,086	0,281	16,67	13,13	0,094	0,291	17,05	13,07
Niveau bac	0,402	0,49	10,81	11,57	0,386	0,487	12,26	11,8
Niveau > bac	0,168	0,374	8,17	9,46	0,157	0,363	9,43	9,82
Célibataire	0,207	0,405	8,36	13,51	0,156	0,363	11,64	15,33
Veuf	0,137	0,343	24,57	18,32	0,151	0,358	24,79	18,28
Divorcé(e)	0,086	0,281	9,47	10,27	0,092	0,289	9,77	10,36
Pièces par personne					1,804	1,101		
Maison					0,582	0,493	18,24	16,08
Rural					0,244	0,43	20,11	17,96
Agglo. parisienne					0,192	0,394	12,96	12,64
UU>100 000					0,39	0,488	14,02	13,69
UU 20-100 000 hab.					0,164	0,37	14,98	14,42
Nb d'observations	153340		153340		137963		137963	

Source : calculs de l'auteur à partir des Enquêtes Logement 1984-2001, INSEE.

Tableau A2 : Analyse de l'ancienneté, tous ménages, avec interactions selon le quartile de revenu.

Variable	Coefficient	t	Variable	Coefficient	t	Variable	Coefficient	t
constante	-3,27	-2,27						
Q2	-1,36	-0,66	nb4	-0,60	-1,86	loc libre	-3,56	-2,65
Q3	-3,15	-1,87	nb4_2	-0,52	-1,44	loc libre_2	1,79	0,95
Q4	-5,80	-3,45	nb4_3	-0,67	-1,93	loc libre_3	3,44	2,26
1988	0,22	0,79	nb4_4	0,00	0,01	loc libre_4	3,09	1,99
1988_2	-0,44	-1,27	revenu	-0,38	-14,92	immig réc	-4,86	-3,67
1988_3	-0,27	-0,84	revenu_2	0,24	6,6	immig réc_2	1,06	0,57
1988_4	-0,29	-0,89	revenu_3	0,30	9,71	immig réc_3	2,27	1,54
1992	0,81	3,15	revenu_4	0,37	14,69	immig réc_4	1,58	1,04
1992_2	-0,92	-2,85	célib	4,19	13,36	décohabitant	-3,82	-2,85
1992_3	-0,58	-1,92	célib_2	-2,11	-5,56	décohabitant_2	2,07	1,1
1992_4	-0,52	-1,76	célib_3	-2,85	-7,86	décohabitant_3	3,92	2,58
1996	1,16	4,52	célib_4	-2,97	-8,04	décohabitant_4	3,73	2,4
1996_2	-0,67	-2,06	veuff(ve)	0,31	1,07	résid 2d	-2,39	-5,23
1996_3	-0,63	-2,05	veuff(ve)_2	0,46	1,11	résid 2d_2	2,70	4,9
1996_4	-0,44	-1,47	veuff(ve)_3	0,25	0,52	résid 2d_3	3,26	6,33
2001	1,49	5,84	veuff(ve)_4	-0,24	-0,43	résid 2d_4	3,33	6,93
2001_2	-1,01	-3,1	divorcé(e)	-2,94	-10,96	bac	-1,45	-7,78
2001_3	-0,69	-2,24	divorcé(e)_2	0,28	0,87	bac_2	0,95	4,03
2001_4	-0,77	-2,55	divorcé(e)_3	0,27	0,83	bac_3	0,74	3,29
âge	0,41	55,26	divorcé(e)_4	0,59	1,7	bac_4	0,77	3,11
âge_2	-0,01	-1,42	propriétaire	8,56	6,31	univ	-2,70	-11,4
âge_3	-0,02	-1,54	propriétaire_2	-2,85	-1,51	univ_2	1,08	3,5
âge_4	0,00	-0,03	propriétaire_3	-2,98	-1,95	univ_3	0,83	2,86
nb1	-2,08	-6,99	propriétaire_4	-4,37	-2,79	univ_4	0,26	0,91
nb1_2	0,07	0,2	log gratuit	5,32	3,85			
nb1_3	0,29	0,73	log gratuit_2	-2,02	-1,05	Nombre d'obs.	153340	
nb1_4	0,94	2,18	log gratuit_3	-3,21	-2,04	R <sup>2</sup>	0,44	
nb2	-0,41	-1,41	log gratuit_4	-4,26	-2,65	F{ 87,153252}	1251,23	
nb2_2	-0,05	-0,14	loc social	-3,74	-2,77			
nb2_3	-0,14	-0,44	loc social_2	3,60	1,91			
nb2_4	-0,14	-0,43	loc social_3	5,32	3,48			
nb3	(dropped)		loc social_4	5,06	3,24			

Source : calculs de l'auteur à partir des Enquêtes Logement 1984-2001, INSEE.

Lecture : Chaque variable explicative est croisée avec le quartile du revenu (calculé sur le champ du tableau). La première modalité fournit ainsi le coefficient estimé dans le 1er quartile (par exemple -0,38 pour le revenu). La modalité terminée par \_2 fournit le coefficient à ajouter au précédent pour trouver l'effet dans le 2<sup>me</sup> quartile (-0,38 + 0,24 = -0,14 est l'effet revenu dans le 2<sup>me</sup> quartile). De même, les effets dans les quartiles 3 et 4 s'obtiennent en ajoutant le paramètre estimé correspondant.

Tests :

Revenu + Revenu_2 = 0	F( 1,153252) = 30.08	Prob > F = 0.0000
Revenu + Revenu_3 = 0	F( 1,153252) = 24.93	Prob > F = 0.0000
Revenu + Revenu_4 = 0	F( 1,153252) = 5.98	Prob > F = 0.0145
Revenu_2 = Revenu_3	F( 1,153252) = 3.46	Prob > F = 0.0628
Revenu_2 = Revenu_4	F( 1,153252) = 27.86	Prob > F = 0.0000
Revenu_4 = Revenu_3	F( 1,153252) = 21.81	Prob > F = 0.0000

Tableau A3 : Analyse de l'ancienneté, tous ménages, jeunes &lt;40 ans, avec interactions selon le quartile de revenu.

	Coef.	t		Coef.	t		Coef.	t
constante	-1,93	-3,45						
Q2	-0,60	-0,69	nb4	0,51	2,78	loc libre	0,41	0,89
Q3	-0,85	-0,99	nb4_2	-0,54	-2,54	loc libre_2	-0,06	-0,09
Q4	-1,24	-1,53	nb4_3	-0,65	-3,13	loc libre_3	-0,17	-0,27
1988	-0,56	-3,83	nb4_4	-0,51	-2,50	loc libre_4	-0,22	-0,37
1988_2	0,39	2,00	revenu	-0,05	-4,14	immig récent	-1,38	-3,05
1988_3	0,41	2,17	revenu_2	0,01	0,56	immig réc_2	0,03	0,05
1988_4	0,24	1,28	revenu_3	0,01	0,44	immig réc_3	0,10	0,17
1992	-0,58	-4,29	revenu_4	0,04	3,67	immig réc_4	0,41	0,70
1992_2	0,22	1,22	célibataire	0,57	4,15	décohabitant	-0,83	-1,82
1992_3	0,45	2,50	célib_2	0,02	0,13	décohabitant_2	-0,07	-0,11
1992_4	0,41	2,32	célib_3	-0,03	-0,14	décohabitant_3	0,30	0,50
1996	-0,81	-6,08	célib_4	-0,20	-1,06	décohabitant_4	0,55	0,92
1996_2	0,34	1,86	veuff(ve)	1,08	1,78	résid 2d	0,56	0,99
1996_3	0,63	3,39	veuff(ve)_2	0,03	0,04	rese 2	-0,02	-0,03
1996_4	0,61	3,23	veuff(ve)_3	-1,58	-1,79	rese 3	-0,03	-0,05
2001	-0,83	-6,19	veuff(ve)_4	-1,49	-1,57	rese 4	0,31	0,51
2001_2	0,16	0,85	divorcé(e)	-0,86	-4,71	bac	-0,26	-2,33
2001_3	0,00	-0,01	divorcé(e)_2	-0,62	-2,54	bac_2	-0,11	-0,73
2001_4	0,08	0,44	divorcé(e)_3	-0,46	-1,67	bac_3	-0,13	-0,88
âge	0,20	20,51	divorcé(e)_4	-0,21	-0,73	bac_4	0,03	0,15
âge_2	0,02	1,63	propriétaire	5,27	9,86	univ	-0,66	-5,88
âge_3	0,04	2,66	propriétaire_2	-1,03	-1,48	univ_2	-0,53	-3,02
âge_4	0,02	1,27	propriétaire_3	-1,20	-1,78	univ_3	-0,40	-2,31
nb1	0,23	1,62	propriétaire_4	-1,90	-2,89	univ_4	-0,44	-2,40
nb1_2	0,03	0,15	log. gratuit	3,26	6,17			
nb1_3	0,11	0,47	log. gratuit_2	-1,19	-1,69	Nombre d'obs.	55137	
nb1_4	0,07	0,28	log. gratuit_3	-1,15	-1,63	R <sup>2</sup>	0,2894	
nb2	0,22	1,55	log. gratuit_4	-1,19	-1,68	F( 87, 55049)	256,61	
nb2_2	0,39	2,02	loc. social	1,95	4,16			
nb2_3	0,08	0,43	loc. social_2	-0,24	-0,38			
nb2_4	-0,11	-0,59	loc. social_3	-0,66	-1,07			
nb3	(dropped)		loc. social_4	-1,06	-1,75			

Source : calculs de l'auteur à partir des Enquêtes Logement 1984-2001, INSEE.

Lecture : voir tableau A2

Tests :

Revenu + revenu_2 = 0	F( 1, 55049) = 3.48	Prob > F = 0.0621
Revenu + revenu_3=0	F( 1, 55049) = 7.31	Prob > F = 0.0069
Revenu + revenu_4=0	F( 1, 55049) = 5.64	Prob > F = 0.0176
Revenu_2= revenu_3	F( 1, 55049) = 0.03	Prob > F = 0.8583
Revenu_2= revenu_4	F( 1, 55049) = 2.57	Prob > F = 0.1091
Revenu_4= revenu_3	F( 1, 55049) = 5.53	Prob > F = 0.0186

Tableau A4 : *Analyse de l'ancienneté, tous ménages, « actifs mûrs », 40-64 ans, avec interactions selon le quartile de revenu.*

	Coef.	t		Coef.	t		Coef.	t
constante	-5,94	-2,83						
Q2	-1,2	-0,31	nb4	1,55	3,95	loc.libre	-5,32	-2,92
Q3	-5,5	-2,2	nb4_2	-1	-2,26	loc.libre_2	0,88	0,24
Q4	-7,1	-2,06	nb4_3	-0,55	-1,3	loc.libre_3	3,49	1,68
1988	0,53	1,41	nb4_4	0,07	0,18	loc.libre_4	1,77	0,55
1988_2	-0,39	-0,81	revenu	-0,24	-7,82	immig réc	-11,2	-6,35
1988_3	-0,31	-0,67	revenu_2	0,15	3,21	immig réc_2	2	0,55
1988_4	-0,65	-1,41	revenu_3	0,19	5,07	immig réc_3	3,67	1,85
1992	1,06	3,18	revenu_4	0,24	7,65	immig réc_4	3,18	1
1992_2	-1,19	-2,71	célibataire	3,95	9,65	décohabitant	-11,86	-6,46
1992_3	-0,59	-1,41	célib_2	-1,22	-2,11	décohabitant_2	2,24	0,6
1992_4	-0,68	-1,62	célib_3	-2,68	-4,58	décohabitant_3	4,78	2,25
1996	0,7	2,08	célib_4	-2,65	-4,31	décohabitant_4	4,39	1,34
1996_2	-0,21	-0,48	veuf(ve)	-0,04	-0,11	résid 2d	0,1	0,22
1996_3	0,2	0,47	veuf(ve)_2	0,89	1,7	résid 2d_2	0,07	0,13
1996_4	0,15	0,35	veuf(ve)_3	0,78	1,29	résid 2d_3	0,68	1,32
2001	0,45	1,35	veuf(ve)_4	-0,93	-1,27	résid 2d_4	0,65	1,34
2001_2	-0,31	-0,71	divorcé(e)	-3,21	-10,75	bac	-1,15	-5,1
2001_3	0,87	2,05	divorcé(e)_2	1,14	2,9	bac_2	0,53	1,81
2001_4	0,16	0,39	divorcé(e)_3	0,54	1,33	bac_3	0,68	2,34
âge	0,44	27,09	divorcé(e)_4	1,08	2,45	bac_4	0,6	1,84
âge_2	0	-0,04	propriétaire	4,96	2,72	univ	-4,32	-10,61
âge_3	0,02	0,87	propriétaire_2	-1,85	-0,5	univ_2	1,7	3,34
âge_4	0,06	2,64	propriétaire_3	-0,51	-0,24	univ_3	1,84	3,88
nb1	-		propriétaire_4	-2,65	-0,82	univ_4	1,48	3,16
nb1_2	-0,38	-0,74	log gratuit	1	0,54			
nb1_3	0,02	0,04	log gratuit_2	-1,61	-0,43	Nombre d'obs.	64 926	
nb1_4	0,67	1,05	log gratuit_3	-0,89	-0,42	R <sup>2</sup>	0,2522	
nb2	1,34	4,51	log gratuit_4	-2,5	-0,76	F( 87, 64838)	252,1	
nb2_2	-0,3	-0,69	loc.social	-3,08	-1,69			
nb2_3	-0,28	-0,67	loc.social_2	1,49	0,41			
nb2_4	-0,46	-1,11	loc.social_3	3,62	1,74			
nb3	1,8	4,74	loc.social_4	2,74	0,85			

Source : calculs de l'auteur à partir des Enquêtes Logement 1984-2001, INSEE.

Lecture : voir tableau A2

Tests :

Revenu+ revenu_2=0	F( 1, 64838) = 9.00	Prob > F = 0.0027
Revenu+ revenu_3=0	F( 1, 64838) = 5.71	Prob > F = 0.0168
Revenu+ revenu_4=0	F( 1, 64838) = 3.26	Prob > F = 0.0708
Revenu_2= revenu_3	F( 1, 64838) = 1.42	Prob > F = 0.2328
Revenu_2= revenu_4	F( 1, 64838) = 8.15	Prob > F = 0.0043
Revenu_4= revenu_3	F( 1, 64838) = 4.70	Prob > F = 0.0302

Tableau A5 : *Analyse de l'ancienneté, tous ménages, « retraités », 65-79 ans, avec interactions selon le quartile de revenu.*

	Coef.	t		Coef.	t		Coef.	t
constante	-19,97	-2,85						
Q2	7,13	0,74	nb4	-		loc.libre	2,45	0,62
Q3	18,88	2,55	nb4_2	-2,46	-0,47	loc. libre_2	-2,46	-0,35
Q4	-3,65	-0,6	nb4_3	1,1	0,22	loc. libre_3	-13,16	-3,1
1988	1,08	1,39	nb4_4	2,47	0,52	loc. libre_4	0,13	0,07
1988_2	-1,02	-0,91	revenu	-0,91	-6,92	immig réc	-9,8	-3,25
1988_3	-1,41	-1,28	revenu_2	0,48	2,43	immig réc_2	-6,41	-1,06
1988_4	-0,41	-0,39	revenu_3	0,64	4,09	immig réc_3	-14,94	-4,79
1992	2,46	3,4	revenu_4	0,9	6,82	immig réc_4	-0,35	-0,11
1992_2	-0,77	-0,74	célibataire	6,99	4,71	décohabitant	-10,94	-2,72
1992_3	-1,58	-1,54	célib_2	-1,53	-0,74	décohabitant_2	-2,39	-0,34
1992_4	-0,48	-0,49	célib_3	-1,27	-0,64	décohabitant_3	-13,03	-2,98
1996	3,89	5	célib_4	0,98	0,47	décohabitant_4	-	
1996_2	-1,29	-1,21	veuff(ve)	0,52	0,4	résid 2d	-4,69	-3,45
1996_3	-1,34	-1,26	veuff(ve)_2	2,77	1,59	résid 2d_2	2,04	1,22
1996_4	-1,3	-1,28	veuff(ve)_3	2,28	1,48	résid 2d_3	6,21	4,06
2001	4,3	5,7	veuff(ve)_4	2,91	1,91	résid 2d_4	6,75	4,72
2001_2	0,41	0,39	divorcé(e)	-2,17	-1,45	bac	-4,03	-4,94
2001_3	-0,88	-0,84	divorcé(e)_2	1,16	0,58	bac_2	3,22	3,19
2001_4	-0,09	-0,09	divorcé(e)_3	0,37	0,2	bac_3	3,94	4,18
âge	0,55	9,43	divorcé(e)_4	1,8	0,96	bac_4	2,78	2,99
âge_2	-0,08	-1	propriétaire	17,11	4,34	univ	-9,3	-3,67
âge_3	-0,09	-1,15	propriétaire_2	-5,8	-0,84	univ_2	4,41	1,45
âge_4	-0,05	-0,62	propriétaire_3	-17,33	-4,13	univ_3	6,64	2,46
nb1	-1,11	-0,26	propriétaire_4	-7,36	-4,59	univ_4	6,07	2,35
nb1_2	-3,22	-1,05	log gratuit	13,78	3,44			
nb1_3	-4,55	-1,69	log gratuit_2	-4,2	-0,6	Nombre d'obs.	25 631	
nb1_4	-3,26	-1,24	log gratuit_3	-14,82	-3,35	R <sup>2</sup>	0,1526	
nb2	1,68	0,41	log gratuit_4	-7,3	-3,44	F( 86, 25544)	203,49	
nb2_2	-0,93	-0,34	loc social	0,67	0,17			
nb2_3	-3,53	-1,44	loc social_2	-0,74	-0,11			
nb2_4	-2,11	-0,89	loc social_3	-9,44	-2,21			
nb3	3,64	0,78	loc social_4	4,62	2,71			

Source : calculs de l'auteur à partir des Enquêtes Logement 1984-2001, INSEE.

Lecture : voir tableau A2.

Tests :

Revenu+ revenu_2=0	F( 1, 25544) = 7.87	Prob > F = 0.0050
Revenu+ revenu_3=0	F( 1, 25544) = 9.81	Prob > F = 0.0017
Revenu+ revenu_4=0	F( 1, 25544) = 1.73	Prob > F = 0.1879
Revenu_2= revenu_3	F( 1, 25544) = 0.80	Prob > F = 0.3709
Revenu_2= revenu_4	F( 1, 25544) = 7.44	Prob > F = 0.0064
Revenu_4= revenu_3	F( 1, 25544) = 8.91	Prob > F = 0.0028

Tableau A6 : Analyse de l'ancienneté, tous ménages, « seniors »,  
80 ans ou plus, avec interactions selon le quartile de revenu.

	Coef.	t		Coef.	t		Coef.	t
constante	-1,84	-0,13						
Q2	-16,47	-0,98	revenu	-0,76	-2,32	loc. social	-3,09	-0,43
Q3	9,14	0,56	revenu_2	0,73	1,24	loc. social_2	1,63	0,89
Q4	6,5	0,42	revenu_3	0,44	1,08	loc. social_3	0,8	0,4
1988	-0,27	-0,18	revenu_4	0,7	2,15	loc. social_4	6,02	2,52
1988_2	-0,1	-0,04	célibataire	11,12	3,67	loc. libre	8,96	1,24
1988_3	-0,78	-0,33	célib_2	-6,63	-1,64	loc. libre_2	-4,54	-2,06
1988_4	0,23	0,1	célib_3	0,76	0,19	loc. libre_3	-8,98	-3,96
1992	0,54	0,36	célib_4	-5,43	-1,4	loc. libre_4	-5,9	-2,53
1992_2	0,29	0,13	veuff(ve)	4,63	2,16	immig réc	-15,67	-2,3
1992_3	-2,22	-1,05	veuff(ve)_2	-1,18	-0,49	décohabitant	-15,22	-2,14
1992_4	0,9	0,41	veuff(ve)_3	-1,02	-0,47	résid 2d	-11,04	-3,63
1996	1,78	1,12	veuff(ve)_4	-2,01	-0,93	résid 2d_2	10,12	2,34
1996_2	-1,54	-0,66	divorcé(e)	2,59	0,75	résid 2d_3	12,09	3,17
1996_3	0,99	0,44	divorcé(e)_2	-4,78	-1,18	résid 2d_4	12,4	3,76
1996_4	2,46	1,09	divorcé(e)_3	-1,19	-0,27	bac	-2,35	-0,95
2001	3,25	2	divorcé(e)_4	-2,52	-0,6	bac_2	1,57	0,52
2001_2	-0,88	-0,37	propriétaire	23,44	3,3	bac_3	2,22	0,81
2001_3	-2,82	-1,26	propriétaire_2	-4,25	-2,33	bac_4	3,49	1,3
2001_4	1,56	0,7	propriétaire_3	-8,43	-4,5	univ	-9,49	-1,72
âge	0,49	3,6	propriétaire_4	-12,79	-7,09	univ_2	10	1,36
âge_2	0,16	0,86	log gratuit	19,81	2,76	univ_3	5,22	0,8
âge_3	-0,08	-0,45	log gratuit_2	-1,99	-0,82	univ_4	7,96	1,41
âge_4	-0,12	-0,66	log gratuit_3	-4,71	-1,85			
nb1	-22,68	-5,78	log gratuit_4	-8,38	-3,15	Nombre d'obs.	7 646	
nb2	-17,42	-4,55				F( 72, 7573)	59,74	
nb3	-12,19	-2,98				R <sup>2</sup>	0,1857	

Source : calculs de l'auteur à partir des Enquêtes Logement 1984-2001, INSEE.

Lecture : voir tableau A2.

Tests :

Revenu+ revenu_2=0	F( 1, 7573) = 0.00	Prob > F = 0.9508
Revenu+ revenu_3=0	F( 1, 7573) = 1.54	Prob > F = 0.2146
Revenu+ revenu_4=0	F( 1, 7573) = 5.08	Prob > F = 0.0243
Revenu_2= revenu_3	F( 1, 7573) = 0.27	Prob > F = 0.6037
Revenu_2= revenu_4	F( 1, 7573) = 0.00	Prob > F = 0.9630
Revenu_4= revenu_3	F( 1, 7573) = 1.06	Prob > F = 0.3034

## Annexe 2. Régressions simultanées sur les quantiles d'ancienneté.

	Tous ménages			Ménages permanents		
	Coef.	Bootstrap Std. Error	t Student	Coef.	Bootstrap Std. Error	t Student
q25						
1988	0,206	0,034	6,12	0,272	0,044	6,14
1992	0,228	0,041	5,52	0,290	0,049	5,93
1996	0,119	0,040	3,01	0,226	0,059	3,81
2001	-0,106	0,033	-3,17	-0,073	0,051	-1,43
âge	0,186	0,001	135,19	0,199	0,002	122,98
constante	-4,028	0,047	-85,99	-4,457	0,066	-67,1
Pseudo R <sup>2</sup>	0,1081			0,0857		
q50						
1988	0,24	0,046	5,21	0,417	0,053	7,91
1992	0,627	0,064	9,87	0,833	0,052	15,96
1996	0,740	0,052	14,26	1,125	0,088	12,82
2001	0,578	0,069	8,44	0,875	0,072	12,08
âge	0,412	0,002	228,55	0,432	0,001	295,75
constante	-9,373	0,067	-139,5	-10,323	0,068	-151,63
Pseudo R <sup>2</sup>	0,2244			0,1924		
q75						
1988	0,022	0,064	0,34	0,154	0,104	1,48
1992	0,649	0,060	10,89	0,801	0,085	9,37
1996	1,083	0,069	15,64	1,179	0,091	12,95
2001	1,206	0,069	17,57	1,371	0,071	19,39
âge	0,664	0,002	292,45	0,699	0,002	299,92
constante	-14,723	0,089	-165,53	-16,467	0,108	-152,68
Pseudo R <sup>2</sup>	0,3525			0,3192		
Nb d'observations	153 340			137 963		