



**HAL**  
open science

# Consommation de logement, parcours résidentiels et accession à la propriété en Île-de-France : une approche par la modélisation

Vincent Lasserre-Bigorry

► **To cite this version:**

Vincent Lasserre-Bigorry. Consommation de logement, parcours résidentiels et accession à la propriété en Île-de-France : une approche par la modélisation. Géographie. Université Paris-Est, 2020. Français. NNT : 2020PESC1017 . tel-03128783

**HAL Id: tel-03128783**

**<https://pastel.hal.science/tel-03128783v1>**

Submitted on 2 Feb 2021

**HAL** is a multi-disciplinary open access archive for the deposit and dissemination of scientific research documents, whether they are published or not. The documents may come from teaching and research institutions in France or abroad, or from public or private research centers.

L'archive ouverte pluridisciplinaire **HAL**, est destinée au dépôt et à la diffusion de documents scientifiques de niveau recherche, publiés ou non, émanant des établissements d'enseignement et de recherche français ou étrangers, des laboratoires publics ou privés.

# UNIVERSITÉ — — PARIS-EST

École Doctorale « Ville, Transports et Territoires »  
Laboratoire Ville Mobilité Transport, ENPC – Université Gustave Eiffel

Pour obtenir le grade de : Docteur de l'Université Paris-Est  
Discipline : Aménagement de l'espace, urbanisme

**Vincent LASSERRE-BIGORRY**

Consommation de logement, parcours résidentiels et accession à la  
propriété en Île-de-France : une approche par la modélisation.

*Thèse dirigée par Fabien LEURENT  
et encadrée par Nicolas COULOMBEL*

Soutenue publiquement le 16 juin 2020

Jury :

**Catherine BONVALET**,  
Directrice de recherche émérite,  
Institut national d'études démographiques,  
*rapporteuse.*

**Fanny BUGEJA-BLOCH**,  
Maîtresse de conférences,  
Université Paris Nanterre,  
*examinatrice.*

**Eric CORNÉLIS**,  
Chargé de cours,  
Université de Namur,  
*rapporteur.*

**Nicolas COULOMBEL**,  
Chercheur,  
École des Ponts ParisTech,  
*encadrant de thèse.*

**Jean-Claude DRIANT**,  
Professeur des universités,  
Université Paris-Est Créteil,  
*examineur.*

**Fabien LEURENT**,  
Directeur de recherche,  
École des Ponts ParisTech,  
*directeur de thèse.*



## Remerciements

Mes premiers remerciements vont aux membres du jury pour avoir accepté de lire ma thèse, en particulier à Catherine Bonvalet et Éric Cornélis pour leur investissement en tant que rapporteurs. Merci également à Fanny Bugeja-Bloch et Jean-Claude Driant.

Merci à Fabien Laurent pour avoir permis la réalisation de cette thèse, m'avoir laissé la latitude d'explorer des pistes inattendues, et pour ses marques de confiance réitérées en mon travail.

Merci à Nicolas Coulombel pour son engagement constant à mes côtés et sa participation active à la thèse. Merci d'avoir accepté d'endosser ce rôle d'encadrant, au sens plein du terme, m'épaulant de ta rigueur d'analyse et de la clarté de tes raisonnements, tu es pour beaucoup dans l'aboutissement de ce travail.

Merci bien sûr aux membres du laboratoire LVMT pour m'avoir accueilli durant ces années, pour leur présence chaleureuse, pour les nombreux clubs de l'AS LVMT dont je fus un adhérent volatile, notamment running, football, et night. Merci à Anne A., Gwendal, Laurent T., Laurent P., Emre, Laetitia, Sandrine W., Anne J., Alexis, Benoit, Virginie B., Alain, Liu Liu, Biao, Mallory, Sheng Li, Luc, Xavier, Olivier, Xiaoyan, Mariane, Gaële, Florent, Vaclav, Caroline, Marianne, Delphine, Joséphine, Julie P., Maylis, Philippe, Pierre, Teddy, Louis, Manu, Christophe, Paolo, Éléonore, Gonçal. Un grand merci au pôle secrétariat pour son aide permanente, surtout lors de mes visites inopinées dans leurs bureaux : Sandrine F., Sandrine V., Sophie C.G. et Virginie D. Sans oublier les partis trop tôt, ou du moins avant moi : François, Vincent B., Étienne, Julie C., Sophie D., Jean-François, Luc, Anne dB., Mohammed, Ektoros, Shaoqing, Cyril, Shadi, Elisabeth, Natalia.

Beaucoup mériteraient un message spécial de ma part pour les relations que nous avons tissées, et nombreux sont des amis. Je me contente donc de remercier Caroline pour son aide et sa bienveillance ; l'ABBA LVMT, et sa présidente Julie C., pour sa bonne humeur ; merci à Florent, Julie P., Laurent T, Benoit, Emre, François, Manu, pour les échanges parfois très approfondis autour de la thèse. Un grand merci à tous mes cobureaux successifs, et notamment Alexis, Étienne, Julie C., Delphine, Julie P., que je remercie tout particulièrement tant sa présence et son amitié tout au long de cette aventure me font chaud au cœur. Merci à l'annexe du tea time de la grande époque, Benoit et Mariane, pour leur sens légendaire de l'accueil, et leur soin à éviter tout sujet de discussion traitant de transport ou mobilité au sein du bureau.

Merci beaucoup à mes relecteurs, à tous les niveaux, de l'accointance pour les virgules à la passion de la refonte du plan : Emre, François, Mariane, Marion, Véro, Anne L, et en particulier Benoit et (évidemment) Nicolas.

Merci également aux membres du Lab'urba avec qui j'ai pu échanger au cours des années, notamment Mariana, Garance, Njaka, Nicolas, Marie L., et également pour leurs conseils, Jean-Claude, ainsi que Jean-Pierre Lévy au Latts. Merci à l'équipe IPL, Françoise, Ludovic, Martine, Félix, Marie, Nicolas, pour l'opportunité d'effectuer ce contrat d'ingénieur de recherche en parallèle de la fin de thèse, m'ouvrant à ce champ de recherche passionnant qu'est le monde chatoyant des finances locales.

Merci à mes parents, ma famille et mes amis, de Toulouse, Paris et ailleurs. Je fais court pour ne pas être long.

Et enfin, et surtout, merci à Marion et Sacha pour leur amour et leur présence.

# Sommaire

Sommaire .....	5
Introduction générale.....	7
Chapitre 1 – Ménages et logements : quarante ans d’histoire conjointe en Île-de-France au prisme de la démographie .....	25
Chapitre 2 - Les inégalités de consommation de logement sur le long terme : le cas du <i>confort surfacique</i> .....	69
Chapitre 3 - les évolutions du coût du logement (1973-2013).....	135
Chapitre 4 - Les choix de logement des ménages locataires du parc privé (1980-2013) .....	193
Conclusion générale .....	253
Bibliographie.....	261
Table des matières .....	283
Table des figures .....	295
Table des tableaux .....	303
A. Annexes du chapitre 1 .....	311
B. Annexes du chapitre 2.....	333
C. Annexes du chapitre 3.....	343
D. Annexes du chapitre 4.....	365



# Introduction générale

## **1 Le marché du logement, une problématique d'aménagement**

Le logement constitue un secteur majeur de l'économie française, à de multiples titres. Au niveau de la production, il représente 11,2% du Produit Intérieur Brut en 2017 (Compte du logement, 2017) et 24% de la Formation Brute de Capital Fixe, qui mesure l'investissement. Le logement est de loin le premier poste de dépense des ménages français, avec un poids de 27% en 2017, en constante augmentation depuis 1985. Enfin au niveau de la dépense publique, les aides au logement représentent 20,7 milliards d'euros en 2017.

L'accès à la propriété est, pour la plupart des ménages, l'une des décisions économiques les plus déterminantes du parcours résidentiel, les montants investis étant plus élevés que les autres formes d'épargne (75% des investissements des ménages vont ainsi au logement). En outre, la possibilité d'emprunter auprès des banques permet de lever des sommes inaccessibles autrement et de bénéficier d'un effet de levier réservé aux investisseurs et aux entrepreneurs dans les autres domaines de la vie financière et économique.

Si les décennies suivant les années d'après-guerre ont permis une résorption du manque quantitatif de logement ainsi qu'une amélioration sensible de l'habitat (Driant, 2009), celui-ci reste problématique pour au moins 4 millions de mal-logés en 2018 (Fondation Abbé Pierre, 2018). Au-delà des questions d'insalubrité, de surpeuplement et de privation de confort, se pose la question du caractère abordable du logement ; la Fondation Abbé Pierre comptabilisant plus de 12 millions de personnes « fragilisées par rapport au logement » principalement pour des questions financières. La question du coût du logement s'impose donc comme un axe majeur d'analyse des problématiques liées au logement en France, dans la mesure où la cherté du logement contraint fortement les ménages, tout comme leurs perspectives d'évolutions vis-à-vis de leur habitat.

En lien avec ces premiers constats généraux, la question du fonctionnement du marché du logement peut être lue sous l'angle des parcours résidentiels. Les individus, au fur et à mesure de l'avancée dans leur cycle de vie, voient leurs aspirations et leurs besoins évoluer. La mobilité



résidentielle permet donc aux individus d'adapter leurs conditions de logement à leurs nouveaux besoins, qui peuvent s'exprimer en termes de type de logement ou de superficie, de localisation ou d'environnement résidentiel, ou encore de désir d'accession à la propriété occupante. Ces parcours peuvent être néanmoins contrariés ou contraints par diverses difficultés, notamment liées aux coûts (financiers ou non) d'un déménagement et aux niveaux de prix ou de loyers trop élevés conduisant à une offre abordable insuffisante. La cherté des logements et en particulier la difficulté à accéder à la propriété sont autant de sources de blocage des parcours résidentiels des ménages. « Bon » fonctionnement du marché du logement et « bon » déroulement des parcours résidentiels sont donc étroitement liés.

Le logement recouvre ainsi des enjeux économiques et sociaux majeurs. En parallèle, la durée de vie élevée des logements, les taux annuels relativement faibles de rotation des logements et de mobilité des ménages et le rapport étroit entre logement et cycle de vie justifient de porter un regard au niveau macroscopique et sur la longue période. Cela conduit à pouvoir s'intéresser aux tendances de long terme, aux différences de parcours entre les générations successives sur un territoire, et partant, aux questions d'équité entre elles et en leur sein. Notre travail sera supporté par une analyse conjointe de l'évolution du parc de logements et des évolutions démographiques.

## **2 Mobilité résidentielle : définition des concepts-clés**

Déménager est rarement un acte anodin, et l'envie ou le besoin de changer de logement peut avoir de nombreuses origines. Les études sur la mobilité résidentielle ont pour objectif la compréhension des mécanismes sous-tendant ces choix.

Cette partie cherche à présenter un état des lieux des recherches sur les parcours résidentiels et la mobilité résidentielle en France. Nous distinguerons dans un premier temps les différences entre les concepts de trajectoire, de stratégie, de carrière résidentielle. À travers eux nous visons à replacer les prises de décisions résidentielles dans les temporalités d'une vie humaine. Nous présenterons ensuite plus spécifiquement les notions de position résidentielle et de parcours ascendant, qui seront utiles à l'interprétation des résultats de la thèse.

### **2.1 Du cycle de vie familial au parcours résidentiel**

Le parcours résidentiel d'un individu peut être compris comme la succession des résidences principales occupées au cours de sa vie. Pourquoi parler de parcours résidentiel ? Dans quelle mesure ces logements successifs peuvent-ils être entendus dans un schéma global ?

### 2.1.1 *Le cycle de vie familial : une approche normative décrivant de grandes régularités*

La notion de cycle de vie familial est centrale dans les analyses sur la mobilité résidentielle. Elle permet le lien entre la succession des logements et l'avancée en âge. Dès 1955, Rossi écrivait que « la fonction principale de la mobilité est le processus par lequel une famille ajuste son logement à ses besoins qui sont générés par les variations de composition familiale accompagnant le cycle de vie » (Rossi (1955), cité par Homocianu (2009)). Les premières analyses des années 1960 sur la mobilité résidentielle, en particulier aux États-Unis, décrivaient ainsi un parcours résidentiel s'ajustant aux étapes d'un cycle de vie familial balisé. Ainsi une trajectoire résidentielle typique d'après Doling (1976) serait de vivre dans un petit logement au centre de l'agglomération puis dans un pavillon en banlieue et enfin dans un logement plus petit, plus proche du centre et de meilleure qualité, correspondant ainsi aux évolutions de la taille du ménage. Celui-ci constate empiriquement cependant que les ménages déménagent peu une fois âgés, et ne se relocalisent donc pas forcément dans de plus petits logements après le départ de leurs enfants : de manière générale, peu de trajectoires suivent en réalité le schéma précédemment énoncé.

Si tant est qu'elle ait à une époque correspondu à la réalité, cette vision normative d'un cycle de vie familial a été remise en cause, notamment avec l'observation d'une certaine déstandardisation des parcours de vie (Widmer et Ritschard, 2013). On passe ainsi de la notion – fondamentalement uniforme – de cycle de vie à celle – plurielle – de parcours de vie dans les années 1970 (Rérat *et al.*, 2008). En effet, au-delà de l'étude de l'effet statistique de l'âge et des grandes transitions du « cycle de vie », il est possible d'aborder la mobilité résidentielle plus largement sous l'angle des événements résidentiels, croisés avec les autres événements biographiques, professionnels et familiaux des individus. C'est ainsi que Morrow-Jones et Wenning (2005) notant l'inadéquation théorique entre le modèle du cycle de vie et la réalité, ainsi que son caractère normatif, se revendiquent d'une vision de « *life course* » ou parcours de vie, dans laquelle les différentes carrières – résidentielles, professionnelles et familiales – sont entremêlées. Cette seconde approche, plus flexible, s'attache à prendre en compte les significations particulières entourant le parcours résidentiel de chacun, et à retranscrire celui-ci dans l'ensemble plus vaste du parcours biographique.

### 2.1.2 *Parcours résidentiels, entre ajustements et stratégies*

Le parcours de vie peut être considéré comme la résultante d'un ensemble de parcours, familiaux, professionnels, résidentiels, en étroite relation les uns avec les autres. Ainsi se dessine une vision faisant interagir un parcours ou carrière résidentielle avec les autres carrières, familiales et professionnelles notamment. De plus, comme le précisent Authier *et al.* (2010), les notions de mobilités, trajectoires, parcours, ne renvoient pas exactement aux mêmes éléments. S'ils privilégient la notion de trajectoires, c'est dans le sens de carrière de Becker (1985), entendue

comme « les facteurs dont dépend la mobilité d'une position à l'autre », ces facteurs pouvant être exogènes (propres à la structure sociale) ou subjectifs (dépendants des individus). La notion de trajectoire renvoie à la succession des positions résidentielles occupées par un individu au cours de sa vie. À notre sens, la notion de parcours, très proche de celle de trajectoire, permet de rappeler l'importance des expériences précédentes dans les mobilités actuelles.

Pour Grafmeyer (2010), les choix résidentiels sont pris dans des processus et inscrits dans une histoire personnelle et familiale. Bonvalet (2010) explique que de nombreux travaux « ont montré que les choix effectués à un instant donné ne dépendaient pas uniquement des conditions du moment (revenus du ménage, état du marché du logement, politique du crédit) ». Les ménages accumulent au cours de leur vie non seulement du patrimoine mais aussi de l'expérience, notamment dans l'enfance.

Les parcours résidentiels des individus sont parfois adossés à des stratégies, qui peuvent être formées à plus ou moins long terme. La stratégie résidentielle peut être entendue selon Bonvalet et Fribourg (1990, p2) comme « un compromis acceptable entre les contraintes (contraintes du marché du logement, contraintes économiques et financières) et les fins fixées », ou encore « l'agencement des moyens mis en œuvre pour atteindre un objectif précis dans un système de contraintes ». Cependant, si la stratégie n'est pas exempte des parcours, elle n'en est pas non plus le mode le plus dominant, les parcours relevant le plus souvent d'une série d'ajustements sous contrainte sur une temporalité plus courte que ce que suggère le terme de stratégie.

L'opposition entre stratégie et tactique paraît à cet égard pertinente dans le champ des mobilités résidentielles. De Coninck et Godard (1991) à propos des stratégies temporelles des jeunes adultes réservent le terme de stratégie « à des projets verbalisables et négociables débouchant sur la mise en œuvre de séries ordonnées de pratiques suivant un horizon temporel donné ». Fagnani (1990) discute son utilisation dans le cas de la mobilité résidentielle, et souligne certaines conditions nécessaires au déploiement d'une véritable « stratégie » contre la succession de « coups tactiques ». L'utilisation du terme de stratégie peut donc être justifiée dans certaines situations de choix du logement, compte tenu des nombreuses dimensions de cet arbitrage.

## **2.2 Des parcours structurés par les événements biographiques**

### *2.2.1 Le rôle statistique de l'âge*

La notion de cycle de vie, basée sur les grandes étapes de la vie familiale et les changements de logement associés, si elle ne se révèle pas scientifiquement pertinente, présente néanmoins un certain caractère heuristique par la corrélation statistique entre mobilité résidentielle et avancée

en âge.<sup>1</sup> Les grandes étapes dessinées par l'hypothèse du cycle de vie se retrouvent ainsi lorsque la mobilité résidentielle est analysée en fonction de l'âge. Rogers (1988) note quatre pics de migration non expliqués par des transformations simples de la variable d'âge, qui sont modélisés dans ce qu'il nomme le « *model migration schedule* ». Ces pics sont observés avec une forte régularité statistique au niveau international et correspondent pour le premier à l'enfance et l'adolescence, le second à la transition vers la vie adulte, le troisième au passage à la retraite, et enfin le dernier à la fin de vie. Bonvalet et Brun (2002) qui décrivent les caractéristiques des ménages mobiles en 2001 d'après les variables d'âge et de catégories socioprofessionnelles confirment ces résultats. La mobilité résidentielle s'observe particulièrement entre 25 et 29 ans, notamment avec la décohabitation des enfants, et chute après 40 ans toutes distances confondues. La mobilité cesse de diminuer vers l'âge de la retraite car les ménages sont libérés des contraintes professionnelles et peuvent choisir un nouveau cadre de vie, puis remonte chez les plus de 75 ans correspondant aux entrées en institutions spécialisées (Ehpad).

Comme le rappellent Morrow-Jones et Wenning (2005), l'âge n'est qu'un « proxy » de divers événements. Il peut être corrélé avec l'augmentation du revenu, du statut social, de la richesse avec l'avancée dans la vie professionnelle. Il peut être également lié à une augmentation du besoin d'espace en conséquence de la mise en couple, l'arrivée d'enfants dans le ménage, ou encore de l'augmentation des possessions matérielles. La demande d'espace peut au contraire baisser avec l'avancée en âge, les causes démographiques seront alors le départ des enfants, une séparation du conjoint, le veuvage. Elles peuvent également être dues au besoin d'adapter le logement à la vieillesse (architecture spécifique, maintenance réduite).

### 2.2.2 *Événements familiaux et professionnels*

Ce sont donc les événements biographiques et en particulier les transformations familiales et professionnelles qui ont un poids déterminant dans le déclenchement des mobilités et l'évolution du parcours résidentiel. Ainsi, les ménages les plus mobiles sont les jeunes, qui décohabitent, cherchent un emploi, forment un couple, ont des enfants (Bonvalet et Brun, 2002). À chaque étape du parcours familial et professionnel, les besoins en logement se transforment et les ménages s'efforcent d'adapter leur logement à leur nouvelle situation. De même, pour Berger (2010), « l'évolution de la taille des familles et des positions professionnelles au cours du cycle de vie constituent un des moteurs principaux de la mobilité résidentielle intrarégionale ».

---

<sup>1</sup> La notion de cycle de vie reste extrêmement utilisée dans la littérature scientifique, notamment en langue française, et doit être entendue comme l'ensemble des événements familiaux marquant la vie des individus, généralement successivement ordonnés dans le temps et corrélés avec l'âge. C'est le sens que nous lui donnerons dans la suite de notre thèse.

Du point de vue des étapes familiales, Bonvalet et Brun (2002) expliquent qu'après le mariage un mouvement résidentiel s'observe pour les trois quarts des couples puis une stabilisation, tandis que Bonnet *et al.* (2010) montrent l'impact du veuvage sur les mobilités. Les résultats sur l'importance des changements familiaux sont corroborés par l'étude de Debrand et Taffin (2005) qui mesurent conjointement mobilité résidentielle et événements familiaux et professionnels : « [Les événements] dont l'influence sur la mobilité est la plus forte sont la formation et la séparation des couples, puis viennent le changement d'établissement et enfin les naissances. » (Debrand et Taffin, 2005). Ce sont selon eux les événements qui arrivent le moins souvent qui sont les plus déterminants. D'un point de vue historique, Debrand et Taffin (2005) constatent une augmentation de la mobilité, surtout intra-départementale et intrarégionale, ce qui correspond au constat de Bonvalet et Brun (2002)<sup>2</sup>.

Les mobilités courte distance sont surtout liées à l'évolution de la famille alors que les migrations longue distance<sup>3</sup> résultent plus fréquemment de changements professionnels (Gobillon, 2001 ; Bonvalet et Brun, 2002 ; Debrand et Taffin, 2005), liés eux-mêmes à la position socioprofessionnelle des individus. La mobilité est ainsi élevée chez les cadres supérieurs, qui ont l'apanage des migrations de longues distances, moins forte chez les indépendants et minimale chez les agriculteurs. De plus elle augmente avec la position hiérarchique des employés (Bonvalet et Brun, 2002).

Outre les événements professionnels et familiaux principalement évoqués, d'autres raisons sont déterminantes des mobilités. Bonvalet et Brun (2002), décrivant les raisons du changement de logement d'après l'enquête Logement 1996, citent, outre les raisons familiales et professionnelles, les raisons liées au logement et à son environnement et celles liées aux conditions d'occupation (les trois quarts des sondés souhaitant devenir propriétaires).<sup>4</sup> Si la question de l'attachement au quartier et au logement est parfois déterminante (Authier et Lévy, 2009), cette dernière est plus périphérique dans le cadre de ce travail de thèse. Au contraire, la question de l'accès à la propriété est un enjeu structurant de notre travail et sera abordée en section 2.3.2.

---

<sup>2</sup> « La multiplication des "étapes familiales" entraîne une augmentation de la mobilité tandis que le vieillissement de la population la freine. » Bonvalet et Brun (2002).

<sup>3</sup> On notera l'ambiguïté autour du mot migration qui peut s'appliquer tantôt à toute mobilité résidentielle tantôt uniquement à la mobilité longue distance. Zax (1994) définit une migration comme le fait de quitter un marché du logement/travail (housing-and-labour market) pour se relocaliser dans un autre, ce qui peut être traduit comme étant le déménagement hors des frontières de l'aire métropolitaine d'origine (Coulombel, 2010).

<sup>4</sup> Les grandes thématiques abordées par l'ouvrage de synthèse d'Authier *et al.* (2010) sur les trajectoires résidentielles retranscrivent ces enjeux : logiques familiales, logiques professionnelles, transitions biographiques et accession à la propriété.

En résumé, si l'avancement dans un cycle de vie approximé par l'âge semble être le facteur principal de la mobilité résidentielle, ce n'est pas tant en raison de propriétés intrinsèques, mais plutôt parce qu'il détermine fortement l'apparition d'événements familiaux et professionnels ; autant de ruptures biographiques qui sont, elles, les déterminants de la mobilité (plus l'événement est rare plus l'effet est fort). Les parcours résidentiels observés sont ainsi beaucoup plus diversifiés et ne se confondent pas nécessairement avec les quelques étapes d'un cycle de vie moyen.

## 2.3 Position résidentielle et parcours résidentiel ascendant

### 2.3.1 *Position résidentielle*

Pour Authier *et al.* « La notion de trajectoires résidentielles fait [...] référence aux positions résidentielles successivement occupées par les individus et à la manière dont s'enchaînent et se redéfinissent au fil des existences ces positions » (Authier *et al.*, 2010, p4). Une fois définis les parcours (ou trajectoires) résidentiels comme la succession des positions résidentielles occupées par un individu au cours de sa vie, il est utile de se pencher plus avant sur la notion de position résidentielle.

Compte tenu du rapport symbolique au logement et à son environnement, habiter tel logement plutôt qu'un autre revêt nécessairement une signification sociale, selon les mêmes postulats conduisant à l'étude des parcours résidentiels. La notion de position résidentielle recouvre donc cette idée de position sociale plus ou moins valorisée.

Dans une mise en abîme internationale, Bonvalet et Dureau (2000) définissent les positions résidentielles à partir de trois facteurs décisifs que sont le statut d'occupation, le type d'habitat et la localisation. C'est en équilibrant ces trois caractéristiques que sont faits les choix des ménages car seulement « pour une très petite minorité de ménages, la question des arbitrages ne se pose pas : ils peuvent satisfaire leurs attentes pour l'ensemble des éléments (statut d'occupation, localisation, type d'habitat) sans devoir en sacrifier aucun » (Bonvalet et Dureau, 2000). L'intégration du type d'habitat (appartement ou maison) parmi les facteurs est une modification par rapport à une publication précédente (Bonvalet et Fribourg, 1990, p5) dans laquelle avait été privilégiée la taille du logement. Ces caractéristiques visent toutes les deux à capter le besoin de confort et d'espace du ménage, le type de logement permettant une approche plus synthétique dans une comparaison internationale. Elle permet notamment de souligner la séparation de nature entre appartement et maison (présence d'un jardin, bâti indépendant), tout en préservant le rôle discriminant de la surface grâce à la forte différence statistiquement constatée entre les deux types de logements.

D'autres usages de la position résidentielle peuvent être retrouvés dans la littérature francophone. Le point commun entre toutes ces utilisations consiste à considérer la position résidentielle comme une des dimensions de la position sociale. Comme le précise Debroux (2013) « la position résidentielle contribue à définir la position sociale de l'individu », la « sphère résidentielle constitu[ant] une sphère d'ajustement social ». Une conséquence de cette définition, constatée sur le terrain, est que les individus cherchent à ajuster leur position résidentielle à leur position sociale<sup>5</sup> (Bonvalet et Bringé, 2010). On retrouve ainsi cette approche dans l'ouvrage de Martine Berger : « à défaut d'une position sociale durablement assurée dans la sphère du travail, on s'achète une position résidentielle qui semble d'autant plus affirmée que les voisins sont supposés être des pairs » (Berger, 2004, p. 98 ; citation reprise par Goyon et Ortar (2009) et Bonvalet et Bringé (2010)).

Laurent Cailly (2004) utilise le concept de position résidentielle dans sa thèse de doctorat dans le même sens que précédemment, avec néanmoins une dimension spatiale plus marquée. Il utilise également la notion de capital résidentiel (Cailly, 2007), dans une acception en lien avec la théorie des capitaux de Pierre Bourdieu (Bourdieu, 2000). Le capital résidentiel constitue alors une composante du capital spatial dont il défend une double acception de la notion : une acception quantitative, macroscopique (légitimiste) et une autre qualitative au niveau individuel (individualiste). Dans la perspective macroscopique, le capital résidentiel est composé par un capital d'accessibilité et un capital d'écart (surface du logement, présence de jardin). Deux des dimensions de la position résidentielle de Bonvalet et Dureau (2000) et Bonvalet et Fribourg (1990) sont donc présentes : le capital d'écart englobant la taille et le type de logement et le capital d'accessibilité étant lié à la localisation.

Collet (2008) dans son étude des gentrificateurs du Bas-Montreuil mobilise également les notions de position résidentielle et de capital résidentiel. Encore une fois, la position résidentielle est entendue dans le sens de la dimension résidentielle de la position sociale (les ménages gentrificateurs vont par exemple revaloriser leur position résidentielle grâce à la mobilisation de leurs ressources professionnelles), tandis que le capital résidentiel vient transformer cette position résidentielle en ressource valorisable dans d'autres dimensions de la vie sociale<sup>6</sup>.

---

<sup>5</sup> La position sociale semble alors définir par raccourci toutes les autres dimensions *hors position résidentielle* de la position sociale, en particulier la position socioprofessionnelle et les capitaux associés (économique, culturel, etc.)

<sup>6</sup> « De nombreux éléments de l'expérience résidentielle de « gentrificateur » s'avèrent valorisables. Le logement devient parfois même source de revenus à côté ou à la place du travail. On peut se risquer à parler de la constitution d'un "capital résidentiel", qui ne se limite pas à la dimension économique du bien immobilier mais qui intègre tous ces éléments. » (Collet, 2008)

La notion de position résidentielle implique, de manière plus ou moins implicite, l'établissement d'une hiérarchie entre les positions. Les positions résidentielles, plus ou moins valorisées, sont ainsi définies relativement les unes aux autres et donc situées dans une certaine hiérarchie résidentielle (Lévy, 1998<sup>7</sup> ; Gilbert, 2013<sup>8</sup>). Cependant, ces hiérarchies s'avèrent par essence mouvantes, « l'expression "position résidentielle" ne renvoie pas ici à une place précise que l'on peut repérer à l'intérieur d'une hiérarchie des espaces, mais inscrit l'analyse des statuts résidentiels, d'une part dans le temps long, à la fois dans la succession historique et dans l'enchaînement des générations, d'autre part dans l'espace géographique. » (Bonvalet et Brun, 2002).

### 2.3.2 *Parcours ascendant*

Un parcours « ascendant », ou « promotionnel », peut être défini comme un parcours dans lequel l'individu connaîtra une amélioration de ses conditions relatives de logement au cours de ses mobilités (ou immobilités) résidentielles successives<sup>9</sup>. Au même titre que la notion de position résidentielle, cette définition recouvre un ensemble de possibilités. Le caractère ascendant d'un parcours sera jugé à l'aune des positions antérieures et des aspirations propres à chaque individu, tout comme le niveau d'une position résidentielle. Cependant, comme pour celle-ci, certaines dimensions et points de consensus peuvent être identifiés.

Cette amélioration des conditions de logement peut prendre plusieurs formes. Driant (2007) précise la valeur ascendante d'un parcours résidentiel à sa capacité à répondre aux « aspirations les plus fréquemment énoncées » des ménages, à savoir dans le cas moyen, l'accession à la propriété en maison individuelle. En effet, la notion de parcours résidentiel ascendant est en premier lieu, et de manière quasi unanime, associée à l'accession à la propriété. Celle-ci représente une part non négligeable des mobilités résidentielles (Bonvalet et Brun, 2002) et constitue un ressort important pour les parcours.<sup>10</sup> Elle est traditionnellement le fruit d'un

---

<sup>7</sup> Lévy (1998), en lien avec les travaux sur les chaînes résidentielles, utilise la notion de position résidentielle avec une idée très précise de hiérarchie, que l'on retrouve dans ses travaux de recherche nécessitant la construction d'une hiérarchie des positions résidentielles (Lévy, 2003 ; Lévy, 2005).

<sup>8</sup> « En "montant" dans la hiérarchie résidentielle, ils ont ainsi intériorisé un sens plus aigu de leur position résidentielle » (Gilbert, 2013)

<sup>9</sup> Dans la littérature anglo-saxonne c'est plutôt la notion de *housing ladder* (« échelle du logement ») qui est utilisée. Elle fait également référence à une progression linéaire de conditions de logement au cours du cycle de vie (on « gravit l'échelle »). La littérature récente continue d'utiliser cette expression, ainsi Lersch et Vidal (2014) étudient les effets de la séparation dans la progression sur la *housing ladder*.

<sup>10</sup> Si la propriété peut être vue uniquement comme une opération financière plus rentable que la location (cf. Chapitre 3), elle est aussi porteuse de statut social et revêt une symbolique très forte. Comme le soulignent Bourdieu *et al.* (1990), « traiter l'achat d'une maison comme une stratégie économique au sens



investissement financier et affectif important qui s'inscrit dans le temps long (Cuturello et Godard, 1982).

Ainsi, si Cusin (2012) définit le caractère ascendant des parcours résidentiels de la classe moyenne par l'amélioration des conditions subjectives de logement depuis le dernier déménagement, il mobilise également l'accession à la propriété en tant que marqueur de ce caractère ascendant. Goyon et Ortar (2009) questionnent la propriété comme moteur d'une ascension sociale, et constatent que le statut de propriétaire possède à la fois une valeur symbolique indéniable et constitue également un rempart contre la pauvreté. Gilbert (2013) en montrant que l'accès à la propriété pour les habitants des cités HLM est réservé aux fractions stables des catégories populaires, parle à ce sujet de « petite ascension résidentielle » (petite car l'accession se fait dans le même quartier déprécié). Il souligne également que le statut de propriétaire est associé chez les accédants à un « ethos de la propriété », lui-même associé à un « ethos du travail » valorisé (capacité d'épargne, respect des lieux).

Le moment de l'accès à la propriété constitue également un épisode central dans les parcours de vie, et est synonyme en général de stabilisation (Madoré, 1999). Comme nous le verrons dans le chapitre 3, ce sont les conditions financières de rentabilité de la propriété qui favorisent, en France tout du moins, la corrélation entre accès à la propriété, stabilité résidentielle, et stabilité professionnelle et familiale.

L'accès à la propriété peut cependant n'être qu'une étape dans un parcours ascendant accompli, la localisation étant également un facteur déterminant du caractère ascendant. Lambert (2012) abordant les parcours résidentiels inassouvis de baby-boomers de Cergy, montre que la dégradation relative du quartier conduit les propriétaires à un sentiment de déclassement. Elle montre le souhait initial d'un parcours ascendant basé sur des situations successives de propriété occupante : « Cergy ne devait constituer qu'une étape dans leur parcours résidentiel. C'est l'immobilité résidentielle d'une partie des pavillonnaires de classes moyennes qui a nourri, chez eux, un fort sentiment de déclassement. » (Lambert, 2012)

Afin de souligner que le terme s'applique à l'ensemble des parcours résidentiels, bien au-delà des classes moyennes, on soulignera l'usage de cette idée d'ascension dans les études sur les parcours des ménages en situation de précarité résidentielle. Dans ces études l'idée d'ascension recouvre plus particulièrement les dimensions de confort et de surface, mais la question du statut d'occupation n'est pas absente (Lanzaro, 2016 ; Lees, 2014). Dans son travail sur les personnes ayant connu des épisodes sans domicile, Lanzaro (2016) précise que les parcours

---

étroit du terme, en faisant abstraction du système de stratégies de reproduction dont elle est un aspect, c'est s'interdire d'en ressaisir la signification et la fonction complètes. »

« sont interprétés comme ascendants dans la mesure où ils marquent une évolution vers plus de confort, vers un logement plus adapté à leurs besoins et dans certains cas à la propriété ».

Certains travaux plus quantitatifs mesurent le caractère « ascendant » d'un parcours résidentiel en croisant le statut d'occupation et le statut socio-résidentiel de la commune (Miot, 2012 ; Lévy, 2003), tandis que d'autres la mesurent de manière strictement géographique, à la faveur d'un déménagement vers une commune plus valorisée que la précédente en termes de composition sociale (Bonvalet et Bringé, 2010). Il semblerait qu'il s'agisse dans ces travaux de parti-pris méthodologiques plus que de véritables définitions.

La notion de parcours ascendant constitue également un cadre pour l'action publique. Driant (2009) explique à ce titre que les politiques de soutien à la propriété ont « accédé au rang de priorité lors de la réforme de 1977 au nom du « parcours résidentiel ascendant » dont la propriété serait l'aboutissement logique ». De même dans les politiques de rénovation urbaine cette préoccupation « d'enclencher » les parcours « résidentiels ascendants » ou « positifs » est présente (Lelévrier, 2007 ; Fol, 2013 ; Kirszbaum et Epstein, 2010) ; Lelévrier précisant que cette notion est évoquée dans de nombreux documents encadrant les opérations de rénovation.

En résumé, la notion de parcours résidentiel ascendant s'applique aussi bien aux classes populaires confrontées à la rénovation urbaine (Lelévrier, Fol) qu'aux classes moyennes (Goyon et Ortar, Cusin) ou aux précaires (Lanzaro, Lees). Elle est également un horizon des politiques publiques (Driant). De plus, si le caractère ascendant peut être vu au niveau individuel comme une réponse propre aux aspirations d'un individu, ces aspirations se déclinent néanmoins généralement sous la forme d'une demande de niveau de confort – notamment en termes d'espace – correspondant aux besoins du ménage, d'une priorité accordée à l'accès à la propriété occupante et son statut distinctif, et enfin d'une préoccupation pour la qualité de la localisation à travers le statut socio-résidentiel du quartier et l'accessibilité.

Il est possible de considérer un parcours ascendant comme une succession de positions résidentielles ordonnées les unes par rapport aux autres. C'est le sens que prendra le concept dans notre travail de thèse. Tant pour la notion de position résidentielle que de parcours ascendant, il est important de souligner la fragilité de toute ambition de classement des positions entre elles et donc de qualification univoque du caractère ascendant d'un parcours. Toute position sociale possède une part de subjectivité et doit être interprétée relativement aux autres positions, ainsi qu'au regard du parcours personnel de chacun, notamment compte tenu du

caractère multidimensionnel du logement.<sup>11</sup> Néanmoins, tout en ayant conscience de leurs limites, il nous semble que les deux notions de position résidentielle et parcours ascendant peuvent être mobilisées dans une analyse quantitative.

### **3 Positionnement théorique**

#### **3.1 Position résidentielle et parcours ascendant : des notions théoriques caractérisables quantitativement**

Le cadre théorique général de cette thèse se base sur la notion de position résidentielle. Nous reprenons la définition de Bonvalet et Fribourg (1990) et Bonvalet et Dureau (2000), qui articule trois caractéristiques (localisation, taille, statut d'occupation), et présente un caractère quantifiable. Alors que Bonvalet et Bringé (2010), reprenant la distinction évoquée, précisent qu'ils ne s'intéressent dans leur travail qu'à la localisation, les deux dimensions explorées dans cette thèse sont au contraire la taille des logements et l'accès à la propriété. La localisation ne sera abordée que de façon indirecte, soit en tant que variable de contrôle fine, soit englobée dans le niveau de « service logement » (défini ci-après).

De plus, nous définissons un parcours ascendant comme *une progression dans la hiérarchie des positions résidentielles au cours de la vie*. Dans la hiérarchie à laquelle nous faisons référence, plus le logement est grand, plus la position résidentielle est élevée, de même que, à autres caractéristiques données, il est plus valorisé d'être propriétaire que locataire. Cette définition permet de traiter les parcours ascendants dans une démarche quantitative et, à travers la mise en évidence d'une échelle partagée d'équivalence, autorise une analyse des inégalités de position résidentielle.

---

<sup>11</sup> C'est en substance ce que constate Cailly (2007) lorsqu'il affirme que la définition légitimiste du capital résidentiel néglige, au nom de l'objectivité du champ, les autres valeurs résidentielles et autres centres de légitimité. Il propose ainsi de dépasser la simple constatation statistique et l'existence de nombreux contre-cas en mobilisant une définition individualiste, qui « ne se limite plus exclusivement aux valeurs les plus légitimes et les plus convoitées ». Il n'est alors dans ce cas « plus question de hiérarchiser les individus sur une échelle de valeur unique ». Il y a donc une tension entre les propriétés moyennes de ces définitions, et donc quantifiables, et l'irréductible singularité d'une « identité résidentielle contextuelle et dynamique » (Cailly, 2007) qui conduit chacun à les définir à l'aune de ses aspirations, de son parcours, et de l'ajustement aux contraintes auxquelles il fait face. De plus, contraintes et goûts sont définis par les contextes biographiques, mais à capital économique équivalent la contrainte se manifeste plus ou moins en fonction du niveau d'investissement dans le capital résidentiel au détriment ou en faveur d'autres types de capitaux (culturel notamment).

### 3.2 L'économie comme support théorique

Les ménages sont confrontés tout au long de leur parcours résidentiel aux conditions du marché du logement (Bonvalet, 2010), entraînant des « choix sous contraintes » (Bonvalet et Dureau, 2000).<sup>12</sup> La connaissance de ces conditions du marché et de leurs dynamiques est donc centrale pour la description des trajectoires résidentielles (positions résidentielles successives).

Pour cela, cette thèse mobilise très largement la littérature économique. Nous considérons en effet les prix du logement (prix à l'achat, loyers) comme le résultat d'un appariement entre une offre de logements et une demande de la part des ménages. Le niveau général des prix pour une aire métropolitaine donnée est donc la résultante (macroscopique) d'une série d'enchères entre les ménages (au niveau microscopique), reprenant en cela les fondements de l'économie urbaine (Alonso, 1964 ; Fujita, 1989).

Une définition centrale dans notre travail est celle de service logement, importée de la littérature économique (Zabel, 2004). Ce concept, utilisé de manière récurrente dans cette thèse, décrit l'ensemble des services produits par un logement, notamment le niveau de confort, la surface habitable, l'environnement résidentiel et l'accessibilité.<sup>13</sup> Il s'agit ainsi, dans le cas du parc locatif, du service global payé en échange d'un loyer. Deux logements sont par essence différents et proposent donc des services différents<sup>14</sup>, mais le concept permet de synthétiser l'ensemble des dimensions d'un logement valorisées par son occupant, ce qui s'avère utile pour une analyse économique.

Si le service logement peut être vu comme englobant deux des dimensions de la position résidentielle, à savoir la localisation et la taille du logement, le choix du statut d'occupation correspond selon la théorie économique à un problème différent. Si le ménage peut avoir accès à l'emprunt, le choix de la propriété ou de la location correspond à un arbitrage financier prenant

---

<sup>12</sup> La prééminence de la logique économique dans les parcours résidentiels est l'un des points de départ de cette thèse. Bonvalet (2010) précise toutefois que, si la logique économique domine, la moitié des Franciliens enquêtés dans l'Enquête biographies et entourage a vécu à un moment donné dans un logement dont les règles n'étaient pas celles du marché (principalement des logements sociaux, de fonction, ou familiaux).

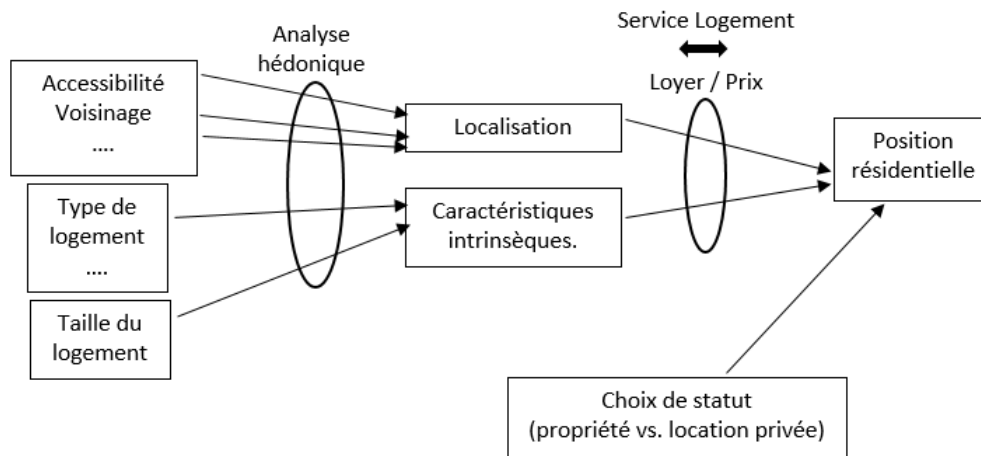
<sup>13</sup> Ce qui donne lieu pour le ménage à une *consommation de service logement*, terme souvent abrégé dans cette thèse en *consommation de logement* (en lien avec l'usage dans la littérature économique anglophone).

<sup>14</sup> La théorie hédonique (Rosen, 1974) décrit le logement comme étant un panier (*bundle*) de composantes indissociables (surface, qualité, localisation, aménités, accessibilité, etc.). L'objectif des méthodes hédonique consiste à redonner un prix à chaque composante puis à estimer les fonctions de demande des consommateurs pour chacune. Dans ce cadre le service logement est donc la somme des services produits par les différentes composantes du logement.

principalement en compte le rendement locatif brut, les taux d'intérêt et la durée de séjour présumée.

Le schéma ci-dessous propose un résumé de la vision développée dans cette thèse, conciliant des approches économiques et sociologiques pour la mesure des positions résidentielles (Figure 0.1).

Figure 0.1 – Schéma récapitulatif de l'approche économique, intégrant le concept de position résidentielle



### 3.3 Problématique

Cette thèse vise à mieux comprendre le fonctionnement du marché du logement à travers l'étude des trajectoires résidentielles, ici dans le contexte français. Afin d'analyser ces trajectoires nous étudierons les évolutions et répartitions des positions résidentielles et les phénomènes d'appariement dans une perspective de long terme.

Nous adoptons donc une perspective intergénérationnelle visant non plus à étudier les disparités de positions résidentielles à un instant donné, mais plutôt dans une perspective diachronique, mettant en jeu les différences entre générations. La profondeur temporelle est recherchée afin de permettre une analyse des parcours résidentiels des différentes générations de Franciliens. Cette étude des dynamiques sur la longue durée vise à mettre à jour des stabilités, des tendances et des ruptures caractérisant le fonctionnement du système résidentiel.

Plusieurs questions sont posées au cours de ce travail :

- Quelles sont les conditions de logement des Franciliens et comment ont-elles évolué au cours des dernières décennies, notamment sous un angle générationnel ?
- Y-a-t-il des inégalités de conditions de logement ? Ces inégalités se structurent-elles en fonction de la position dans le cycle de vie, des générations, des classes sociales ?

- Comment définir les conditions de marché et comment contribuent-elles à déterminer les conditions de logement, notamment en influant sur les choix de statut d'occupation et les dépenses de logement ?

- Face à ces conditions de marché, quels ont été les choix résidentiels des ménages locataires, et notamment au cours de la période récente de hausse des prix, les choix des ménages potentiellement primo-accédants ?

### **3.4 Méthodologie et cadre disciplinaire**

L'étude des parcours résidentiels et du fonctionnement du marché du logement n'a de sens que si elle est inscrite dans un espace géographique particulier. Notre objet d'étude est l'Île-de-France avec dans certaines situations une extension à la France métropolitaine. Nous privilégions l'étude de la région capitale car, malgré sa taille, elle présente l'avantage de pouvoir être considérée comme un unique bassin résidentiel et d'emploi, et donc comme un marché du logement qui, bien que segmenté en sous-marchés, présente une dynamique globale notamment pour les coûts du logement.

Sous l'angle de la temporalité, nous privilégions l'analyse statistique sur une période relativement longue, dans sa version la plus étendue entre 1968 et 2012 / 2013, et pour certaines analyses, notamment économétriques, par l'intermédiaire d'une réduction à la période 1980-2013.

Compte tenu de notre problématique et de notre volonté de nous inscrire dans la longue durée au niveau macroscopique, nous privilégions l'analyse de deux sources statistiques de l'Insee : le recensement de la population et l'enquête Logement. L'enquête Logement, par sa permanence historique et la très grande précision apportée à la description des ménages et de leur logement représente une source capitale pour toute analyse autour des conditions de logement des ménages français. Les fichiers détails du recensement constituent quant à eux une source centrale d'information car ils permettent de contrôler les effets de structure à un niveau extrêmement fin, notamment en termes d'année de naissance et de localisation<sup>15</sup>.

Méthodologiquement, nous procédons à des analyses en coupes transversales et étudions sur plusieurs décennies les évolutions du système de logement en France. Comme le précise de

---

<sup>15</sup> Dans l'enquête Logement les données d'appartenance à la commune auraient pu être accessibles par le biais du Centre d'accès sécurisé aux données (CASD) mais auraient été inexploitablement autrement qu'en procédant à des réagréments ou des typologies. Nous avons donc choisi dans cette thèse de privilégier les données du recensement pour toutes les analyses localisées.

Coninck (1990), « on dira que les grandes coupes transversales et nationales livrent des renseignements intéressants au titre d'une première approximation, mais que, les pratiques sociales se construisant dans le temps et dans l'espace, on ne peut gagner en intelligibilité qu'en leur donnant une forme spatiale et temporelle » (de Coninck, 1990). Si notre thèse semble donc prendre dans une certaine mesure un contre-pied méthodologique par rapport aux évolutions de la recherche sur les trajectoires résidentielles, notamment sur l'attention aux dimensions biographiques et longitudinales telles que décrites notamment dans Authier *et al.* (2010), c'est que nous ne cherchons pas à recréer les parcours mais plutôt à décrire le système, à travers une étude globale de la relation entre les ménages et le parc de logements.

La thèse est résolument interdisciplinaire en ce qu'elle emprunte ses méthodes et cadres d'analyses, à divers niveaux, à l'aménagement du territoire, la démographie, l'économie, et dans une moindre mesure à la géographie et la sociologie. L'économie est particulièrement mobilisée dans la seconde partie de la thèse afin d'étudier le point de rupture que constitue dans les parcours l'accession à la propriété et les choix de logement associés. La démographie est quant à elle mobilisée dans une perspective plus descriptive tout au long de ce travail. Nous nous attachons en effet à décrire les évolutions démographiques conjointes du parc de logements et des ménages y habitant, ainsi que les interactions « mécaniques » entre les deux.

## **4 Présentation des chapitres**

Nous avons dans les sections précédentes de cette introduction, présenté le fil rouge de cette recherche doctorale et les divers objectifs poursuivis dans ce travail. Néanmoins, si tous les chapitres partagent de nombreux éléments de méthode et de problématique, notre thèse peut également être lue comme un ensemble de quatre chapitres relativement autonomes, et regroupés dans deux grandes parties.

La première partie s'intéresse aux parcours résidentiels des Franciliens sur le long terme. Le chapitre 1 décrit ces évolutions et les met en rapport avec les modifications du parc de logements et l'étalement urbain de la seconde partie du 20<sup>e</sup> siècle, tandis que le chapitre 2 s'intéresse spécifiquement aux mutations d'une des dimensions de la position résidentielle, à savoir le confort surfacique. La deuxième partie de la thèse introduit les coûts du logement et vise à décrire les conditions de marché auxquelles les ménages ont fait face, et l'impact que ces dernières ont eu sur leurs dépenses et leurs choix résidentiels. Le chapitre 3 décrit ces conditions de marché pour l'ensemble des ménages franciliens et français tandis que le chapitre 4 s'intéresse aux arbitrages des ménages locataires du parc privé face aux évolutions des coûts du logement.

## Chapitre 1 : Ménages et logements : quarante ans d'histoire conjointe en Île-de-France au prisme de la démographie

Ce chapitre mobilise les données du recensement sur la période 1968-2012 et vise à décrire les parcours résidentiels des différentes générations de Franciliens en termes d'habitat et de conditions de logement (type de logement, statut d'occupation, taille du logement, localisation).

Le contexte francilien, et plus largement français, est marqué depuis cinq décennies par des évolutions de la démographie des ménages et de l'habitat. Portée par les transformations des modes de vie, la taille des ménages diminue continuellement. Dans le même temps, les mutations de l'habitat des métropoles entraînent une hausse de la taille des logements, une progression de la propriété occupante et un étalement urbain. Les résultats décrivent un modèle standard de parcours résidentiel à l'échelle francilienne et nationale, influé par les deux évolutions précédentes. Ce modèle est caractérisé par une accession à la propriété rapide jusqu'à 40 ans puis plus lente ensuite, associée à une localisation plus fréquente avec l'avancée en âge en grande couronne ou dans le périurbain, et en maison individuelle. L'espace disponible par habitant augmente fortement après 45 ans lorsque les ménages voient leur taille diminuer tandis qu'ils continuent à habiter dans de grands logements. Le chapitre étudie des évolutions de ce modèle au prisme des différentes générations de ménages franciliens, mettant en évidence une stabilité, modulée par des tendances de fond depuis 1990. La génération du baby-boom présente à ce titre une position charnière. Cependant, atteindre une position résidentielle valorisée en fin de parcours résidentiel, à savoir la propriété occupant d'un logement disposant d'un niveau de confort et surface souhaitée et d'une localisation valorisée, semble plus difficile pour les générations récentes.

## Chapitre 2 : Les inégalités de consommation de logement sur le long terme : le cas du confort surfacique

Ce chapitre s'intéresse spécifiquement à l'une des dimensions de la position résidentielle qu'est la taille du logement, mise en relation avec la composition du ménage. Face à l'augmentation généralisée du confort surfacique depuis cinq décennies, la question se pose de savoir si cette hausse a permis ou non une réduction des inégalités de répartition de la surface habitable.

Nos résultats indiquent que les inégalités générales de confort surfacique s'accroissent dans le temps, vraisemblablement portées par le vieillissement des générations du baby-boom. De plus, les disparités sociales et géographiques de confort surfacique sont très stables au cours du temps, soulignant la pertinence d'une analyse par les positions résidentielles.



### Chapitre 3 : les évolutions du coût du logement (1973-2013)

Ce chapitre cherche dans un premier temps à définir précisément comment mesurer le coût du logement selon les différents statuts d'occupation ; en particulier pour la propriété occupante à travers la notion de coût d'usage. Il mobilise ensuite les enquêtes Logement de 1973 à 2013 pour mesurer les évolutions des coûts du logement dans le secteur privé, ainsi que les évolutions des dépenses de logement pour les ménages franciliens et français.

Les résultats nous indiquent que, si en Île-de-France les fluctuations des indices de coûts du logement sont plus fortes que sur le reste du territoire métropolitain, les tendances sont les mêmes. Le coût de l'accession à la propriété a ainsi connu une hausse forte au début des années 2000 après avoir fortement baissé au cours de la décennie précédente. Cependant l'intégration des gains de capitaux latents permet de constater qu'en Île-de-France un propriétaire accédant était virtuellement payé entre 2000 et 2004 pour occuper son logement. Dans le même temps, les loyers du secteur locatif privé augmentent de manière continue depuis les années 1970. Les dépenses nettes et les taux d'effort sont, en lien avec les tendances relatives aux coûts de chaque statut d'occupation, en augmentation constante depuis plusieurs décennies. La hiérarchie des revenus entre les statuts d'occupation se renforce au cours du temps, avec des propriétaires qui s'enrichissent tandis que dans le même temps les locataires voient leurs revenus diminuer. Depuis 2002, plus les accédants récents ont des revenus faibles, plus leur taux d'effort a augmenté.

### Chapitre 4 : Les choix de logement des ménages locataires du parc privé (1980-2013)

Face à l'augmentation récente des coûts de l'accession, un ménage potentiellement primo-accédant est confronté à trois types d'arbitrages : accepter de payer plus cher, réduire la superficie ou la qualité du logement acheté, ou différer voire annuler son projet d'achat. L'objectif principal de ce chapitre est d'observer la répartition de ces trois types de réponses face à la hausse des prix, en mobilisant un modèle économétrique appliqué aux locataires du parc privé.

Ces trois leviers ont effectivement été mis à contribution lors de la hausse des coûts de l'accession à la propriété sur la période récente. Nos estimations sont cohérentes avec la littérature économique et indiquent des effets différents pour les ménages en fonction de leurs caractéristiques socio-économiques, notamment de revenu. De plus, les mobilités vers la location dans le parc privé et la propriété occupante semblent être motivées par des logiques différentes, tandis que le niveau de service logement demandé par les ménages présente la même sensibilité aux coûts du logement pour les deux statuts d'occupation.

# Chapitre 1 – Ménages et logements : quarante ans d'histoire conjointe en Île-de-France au prisme de la démographie

## 1 Introduction

Ce chapitre étudie les principales évolutions du système résidentiel de la région Île-de-France sur les cinq dernières décennies en procédant à une analyse comparée de la démographie des ménages et des résidences principales depuis 1968 jusqu'en 2012. L'enjeu de ce travail est de décrire et analyser les grandes tendances de la population des ménages (comme expression côté demande des besoins en termes de logement<sup>16</sup>) et de la structure du parc de logements (côté offre) ; et comment celles-ci ont influé sur les trajectoires résidentielles des ménages franciliens à travers l'étude des appariements ménage-logement.<sup>17</sup>

La première hypothèse de travail de ce chapitre est que, le parcours résidentiel s'inscrivant dans une logique de cycle de vie<sup>18</sup>, les choix résidentiels sont étroitement liés à l'âge ainsi qu'à la taille du ménage. En sus de ces variables, nous prêterons une attention particulière aux effets de génération. Nous émettons en effet l'hypothèse que les évolutions du parc de logements ont touché de façon différenciée les différentes générations (Bonvalet et Bringé, 2013), hypothèse que nous chercherons à confirmer en identifiant dans quelle mesure il existe des continuités ou

---

<sup>16</sup> Les évolutions démographiques déterminent en effet fortement les besoins en logement (Mulder, 2006 ; Lindh et Malmberg, 2008).

<sup>17</sup> Ce travail peut-être vu comme une forme d'approfondissement des analyses de Bonvalet et Tugault (1984), qui ont étudié la relation entre cycle de vie et taille des logements en Île-de-France à partir de l'enquête Logement de 1978.

<sup>18</sup> La notion de cycle de vie mobilisée ici est entendue comme les différentes étapes de la cellule familiale traditionnellement observée chez les ménages : mise en couple, premier enfant, stabilisation de la famille, départ des enfants. Malgré les fortes évolutions de ce modèle traditionnel sur la période qui nous intéresse, il reste néanmoins pertinent. Dans ce cadre l'âge de la personne de référence (P.R.) joue comme un proxy de ces différentes étapes.

discontinuités entre les conditions d'habitation des générations successives. Nos travaux s'inscrivent ainsi dans le sens des enjeux de recherche développés par Graham et Sabater (2015), qui visent à mettre en avant les liens entre démographie, occupation des logements au cours du cycle de vie, et inégalités intergénérationnelles.

La seconde hypothèse de travail est que la taille du logement (éventuellement complétée par le type de logement) et le statut d'occupation constituent deux des principales caractéristiques de la consommation de logement d'un point de vue économique (Whitehead, 1999), et de la position résidentielle du ménage d'un point de vue sociologique (Bonvalet et Fribourg, 1990 ; Bonvalet et Dureau, 2000). La question du rapport entre taille des logements et taille des ménages permettra en particulier d'éclairer les évolutions des conditions de logement des ménages, et fera également l'objet d'une attention particulière.

Pour cette approche, une profondeur temporelle conséquente est nécessaire afin de pouvoir étudier les transformations du système immobilier sur le temps long et capter les parcours résidentiels dans toute leur ampleur. Notre analyse couvre ainsi presque cinq décennies (de 1968 à 2012), nous permettant d'observer certaines générations de l'entrée dans l'âge adulte jusqu'à l'âge de la retraite et, du point de vue du territoire, d'étudier les effets de long terme produits par la vague de périurbanisation des années 1970-1980 (Le Jeannic, 1997 ; Berger, 2004). Bien que l'analyse se concentre sur la région Île-de-France, nous mobilisons au niveau spatial plusieurs niveaux d'échelle (France métropolitaine, Île-de-France, grandes aires urbaines), permettant de mettre en évidence les régularités transversales à ces différents niveaux et les spécificités franciliennes. Afin de tester si les spécificités des évolutions de la région Île-de-France par rapport à la moyenne nationale sont liées à son caractère métropolitain, nous avons comparé nos résultats avec quatre grandes métropoles régionales (en annexe A.2).

Le chapitre présentera dans un premier temps séparément les évolutions structurelles des ménages (partie 2) et des logements (partie 3), puis la manière dont ces évolutions ont conjointement modifié les parcours résidentiels (partie 4). Nous résumerons et discuterons les principaux résultats ainsi que leur portée en guise de conclusion (partie 5).

#### Encadré méthodologique n°1 : Données et périmètres

##### Les données du recensement

Les données utilisées pour ce chapitre sont sauf mention contraire, celles des fichiers détails du recensement de la population. Nous utilisons les enquêtes de 1968, 1975, 1982, 1990, 1999, 2007 et 2012. Le recensement dans sa version rénovée (passant d'une approche exhaustive à une approche par sondage) est construit de manière annuelle depuis 2004. Le premier millésime

dans sa version complète est celui de 2006 car cinq années d'enquête sont nécessaires. L'enquête de 2012 est ainsi constituée par des données récoltées de 2010 à 2014. Seul un intervalle de 5 ans minimum entre 2 enquêtes garantit donc l'utilisation de données différentes. En 2017, deux millésimes complets peuvent être ainsi mobilisés.

### Ménages

Les ménages étudiés ici sont les ménages dits *ordinaires*, c'est-à-dire constitués de personnes n'étant pas sans-abri ou ne vivant pas en collectivité (résidences universitaires, maisons de retraite, foyers de travailleurs, structures pénitentiaires, etc.). À chaque ménage ordinaire correspond une seule résidence principale (et réciproquement), dans laquelle ses membres déclarent vivre ensemble<sup>19</sup>. Un ménage au sens du recensement est ainsi différent d'une famille, notion également mobilisée dans les enquêtes afin d'identifier les liens de parenté entre membres du ménage : un ménage peut donc abriter aucune, une ou plusieurs familles. Cette définition du recensement n'épuise donc pas la profondeur des relations de l'individu avec son entourage ou son espace de vie, qui dépassent les cadres statistiques du ménage et de la résidence principale (Bertaux-Wiame, 1995 ; Clément et Bonvalet, 2005 ; Trabut *et al.*, 2015), mais présente l'avantage de permettre une analyse sur le long terme au sein d'un cadre méthodologique stable. En 1999, les individus vivant en ménages ordinaires représentaient 97,6% de la population. Dans le reste de ce travail les *ménages* font donc référence aux ménages ordinaires, et la *population* à la population des ménages ordinaires.

Un ménage étant fréquemment constitué par plusieurs personnes, un choix doit être fait pour lui associer des indicateurs sociodémographiques. Le parti-pris de l'Insee, que nous reprenons ici, est de définir pour chaque ménage une personne de référence (P.R.). Malgré ses défauts théoriques cette approche demeure plébiscitée par les travaux statistiques mobilisant l'échelle du ménage (de Saint Pol *et al.*, 2004).

La définition de la personne de référence du ménage a évolué depuis 1968. Elle a cependant toujours eu pour objectif d'identifier l'individu disposant du pouvoir économique et/ou de décision. Jusqu'en 1982, la personne de référence était le *Chef de famille*, qui était un individu autodéclaré comme tel dans le ménage, l'homme dans l'immense majorité des cas. À partir de 1982, la variable est renommée *Personne de référence* et est définie extérieurement au ménage

---

<sup>19</sup> Depuis 2005, les enquêtes Insee auprès des ménages (hors recensement) ont restreint la notion de ménage aux collectifs « qui partagent de manière habituelle un même logement (que celui-ci soit ou non leur résidence principale) et qui ont un budget en commun. » Il peut donc y avoir dans ces enquêtes plusieurs ménages, ou unités de vie, dans un même logement. (<https://www.insee.fr/fr/metadonnees/definition/c1106>, consulté en octobre 2019)

par des critères stables fixés par l'Insee. Cependant si deux actifs sont présents dans le ménage, c'est l'homme qui est choisi. Il faut attendre 2004 pour que l'Insee définisse la personne de référence du ménage sans critère de sexe dans la plupart de ses enquêtes (il s'agit généralement de la personne active la plus âgée). Dans le recensement de 2012, les conjoints de la personne de référence sont néanmoins encore quasi exclusivement des femmes. Redéfinir les personnes de référence selon une définition parfaitement homogène pour tous les recensements ne modifierait les résultats que de manière marginale<sup>20</sup>.

L'âge de la personne de référence du ménage est utilisé dans les analyses pour identifier la position du ménage dans le cycle de vie. Ce choix méthodologique impacte notamment les analyses par cohortes, au vu des écarts potentiels d'âge entre membres du ménage. Ceux-ci restent cependant modérés et stables dans le temps, avec un écart moyen d'environ 2,5 ans entre les conjoints (Daguet, 2012 ; Mignot, 2010).

### Logements

Le parc de logements étudié dans ce travail est le parc des résidences principales. Nos travaux sur le recensement ne s'intéressent pas aux logements vacants et aux résidences secondaires dans la mesure où ne chercherons pas à qualifier des niveaux de tension du marché du logement – nécessitant l'utilisation de taux de vacance – mais plutôt à étudier la manière dont ménages et logements sont appariés dans les faits. Étant donné qu'à une résidence principale correspond un et un seul ménage, la conséquence de ce choix en termes de champ d'analyse est qu'il y aura toujours égalité entre nombre de logements et nombre de ménages, quel que soit le territoire ou le segment considéré. Une baisse (ou augmentation) en termes de nombre de ménages se traduira donc automatiquement par une baisse (ou augmentation) en termes de nombres de logements, et vice-versa.

Nous caractérisons les logements à travers quatre variables principales : type de logement (maison individuelle / appartement), nombre de pièces, localisation (couronne de l'aire urbaine<sup>21</sup>) et statut d'occupation (propriété occupante / locatif). La distinction entre parc privé et parc social au sein du secteur locatif n'est pas mise en avant dans ce chapitre qui se concentre surtout sur l'accès à la propriété, mais est mobilisée dans le chapitre 2. Cette information n'est

---

<sup>20</sup> À défaut d'utiliser une définition stable au cours des millésimes nous avons vérifié l'impact de la définition sur le taux de femmes parmi les personnes de référence. Il oscille autour de 22 % quelle que soit l'année de recensement.

<sup>21</sup> Contrairement à la définition Insee qui l'utilise pour distinguer les communes n'appartenant pas au pôle urbain, nous utilisons dans ce travail le terme générique couronne pour qualifier l'une des trois zones issues de notre découpage de l'aire urbaine : ville-centre, banlieue ou couronne périurbaine.

utilisée que pour les recensements à partir de 1982, c'est-à-dire lorsqu'elle devient disponible dans les recensements.

Dans ce chapitre et dans le chapitre suivant, il sera question de pièces d'habitation et non pas de surface pour caractériser la taille des logements. Ce choix méthodologique tient en particulier au fait que les surfaces sont disponibles uniquement sous forme de tranches dans le recensement, et uniquement à partir de 1999.

### Périmètres d'étude

Afin de garder un terrain d'étude cohérent pour la thèse, nous privilégions dans ce chapitre l'étude de la région Île-de-France, périmètre administratif, plutôt que le périmètre fonctionnel de l'aire urbaine 2010 de Paris 2010. De fait, l'aire urbaine 2010 de Paris dépasse les limites de la région parisienne et contient 3% de population en plus en 2012. À l'opposé, la zone de la région non incluse dans l'aire urbaine est principalement constituée par l'agglomération de Provins (0,2% de la population de la région). Les différences entre les deux zonages sont donc en pratique tout à fait mineures. Enfin, la France métropolitaine considérée dans ce travail est la France métropolitaine à l'exclusion de la Corse.

## **2 Une taille des ménages qui se stabilise en Île-de-France suite à une forte baisse**

La métropole francilienne connaît une croissance marquée (+30%) de sa population entre 1968 et 2012 (Tableau 1.1). Elle accueille ainsi 2,7 millions d'habitants supplémentaires pour atteindre un total de 11,6 millions d'habitants en 2012. Cette population nouvelle représente 1,7 million de nouveaux ménages. Sur la même période, la population française augmente de 48 à 62 millions d'habitants et gagne 12 millions de ménages. Entre 1968 et 2012, le nombre de ménages (et donc de résidences principales) a progressé bien plus rapidement que la population, bien que de manière moins prononcée en Île-de-France qu'en France. Ce différentiel de croissance entre population et ménages reflète une baisse continue de la taille des ménages depuis 1968, de moindre amplitude en Île-de-France qu'au niveau français. Alors qu'en 1968 le ménage moyen de France métropolitaine était beaucoup plus grand que le ménage moyen francilien, la plus forte baisse de la taille des ménages français conduit à un renversement de la situation au tournant des années 2000, les ménages franciliens devenant plus grands que la moyenne nationale.

Tableau 1.1 – Population et ménages : évolutions comparées en Île-de-France et en France métropolitaine

	1968	1975	1982	1990	1999	2007	2012	Δ 1968-2012
<b>France métro.</b>								
Population (milliers)	48 231	51 024	52 977	55 386	57 211	60 317	61 906	+28,4%
Ménages (milliers)	15 756	17 692	19 582	21 536	23 798	26 349	27 563	+74,9%
Personnes/ménage	3,06	2,88	2,71	2,57	2,40	2,29	2,25	-26,6%
<b>Île-de-France</b>								
Population (milliers)	8 953	9 603	9 829	10 425	10 716	11 351	11 660	+30,2%
Ménages (milliers)	3 270	3 677	3 935	4 231	4 507	4 863	5 011	+53,2%
Personnes/ménage	2,74	2,61	2,50	2,46	2,38	2,33	2,33	-15,0%

Champ : ménages ordinaires et population des ménages ordinaires

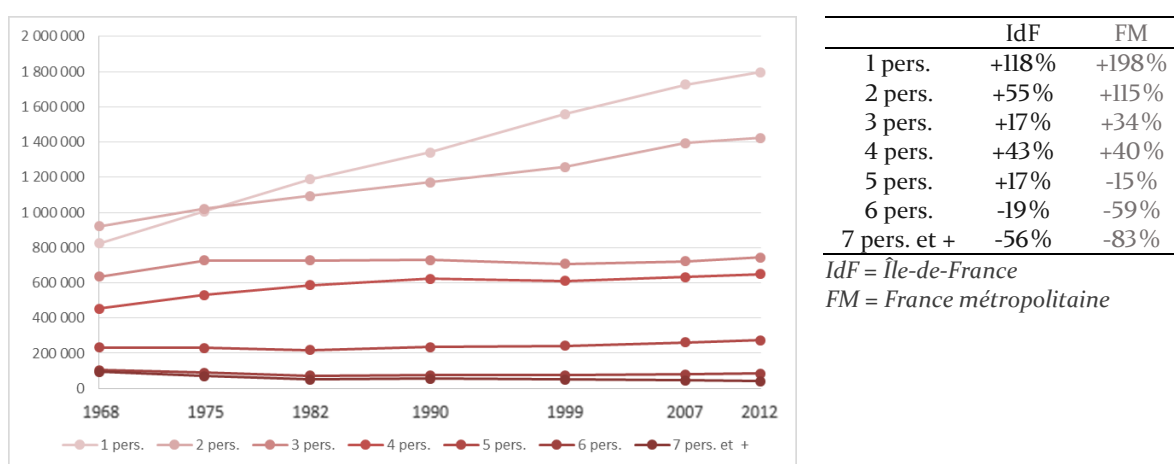
Source : recensements de la population 1968-2012, Insee ; calculs de l'auteur

Dans cette section nous explorons la baisse au fil des ans de la taille moyenne des ménages franciliens et, de manière plus générale, français. Elle se traduit avant tout par une forte augmentation du nombre de petits ménages (une ou deux personnes). Ce phénomène est imputable aux facteurs démographiques et à l'évolution des modes de vie et de cohabitation des différentes générations de Franciliens. Nous passerons succinctement en revue ces différentes dimensions.

## 2.1 Une forte augmentation des petits ménages

En étudiant la décomposition des ménages en fonction de leur taille, on constate que c'est plus particulièrement la hausse des ménages d'une et deux personnes qui est responsable de la baisse de la taille moyenne des ménages (Figure 1.1 pour l'Île-de-France, Figure A.1 en annexe pour la France).

Figure 1.1 - Évolution du nombre de ménages par taille en Île-de-France



Champ : ménages ordinaires

Source : recensements de la population 1968-2012, Insee ; calculs et réalisation de l'auteur

En France le nombre de ménages d'une personne est multiplié par 3, passant de 3,18 millions en 1968 à 9,47 millions en 2012. De même les ménages de deux personnes ont plus que doublé

(+115%), passant de 4,2 millions en 1968 à 9,1 millions en 2012. À l'inverse les ménages de plus de deux personnes n'augmentent que très légèrement sur la période, passant de 8,28 à 8,89 millions. Les ménages les plus grands étant ceux qui connaissent la plus forte baisse, cela se traduit en termes de population par une baisse absolue du nombre d'individus vivant dans un ménage de plus de deux personnes : ils sont 34,2 millions en 2012 contre 36,6 millions en 1968.

En Île-de-France, les évolutions sont moins marquées car la région possède historiquement une forte proportion de petits ménages. L'augmentation la plus forte est, comme en France, celle des ménages unipersonnels, dont le nombre est multiplié par 2,2, suivis par les ménages de deux personnes dont le nombre progresse de 55%. Les ménages constitués de plus de deux personnes passent de 1,52 millions à 1,79 millions.

Une claire hiérarchie se dessine entre les évolutions des différentes tailles de ménages. Tandis que les ménages de moins de deux personnes augmentent fortement, les ménages de trois et quatre personnes augmentent un peu plus fortement que la population générale. Les grands ménages sont quant à eux stables ou diminuent. En France métropolitaine les ménages de cinq personnes et plus diminuent en termes absolus tandis que ces derniers progressent légèrement (+17%) en Île-de-France.

La répartition des tailles de ménages évolue donc en faveur des petits ménages, et le nombre de ménages d'une personne a dépassé le nombre de ménages de deux personnes. Ainsi en 1968, 53% des ménages franciliens et 47% des ménages français étaient formés par 1 ou 2 personnes tandis qu'en 2012 ils sont 64% et 68% à être dans ce cas (Figure A.2 et Figure A.3). En termes de population, en 1968 les Franciliens sont 30% à vivre seuls ou à deux, contre 40% en 2012 (24% en 1968 contre 45% en 2012 en France).

## **2.2 Un effet tendanciel, peu lié au vieillissement de la population**

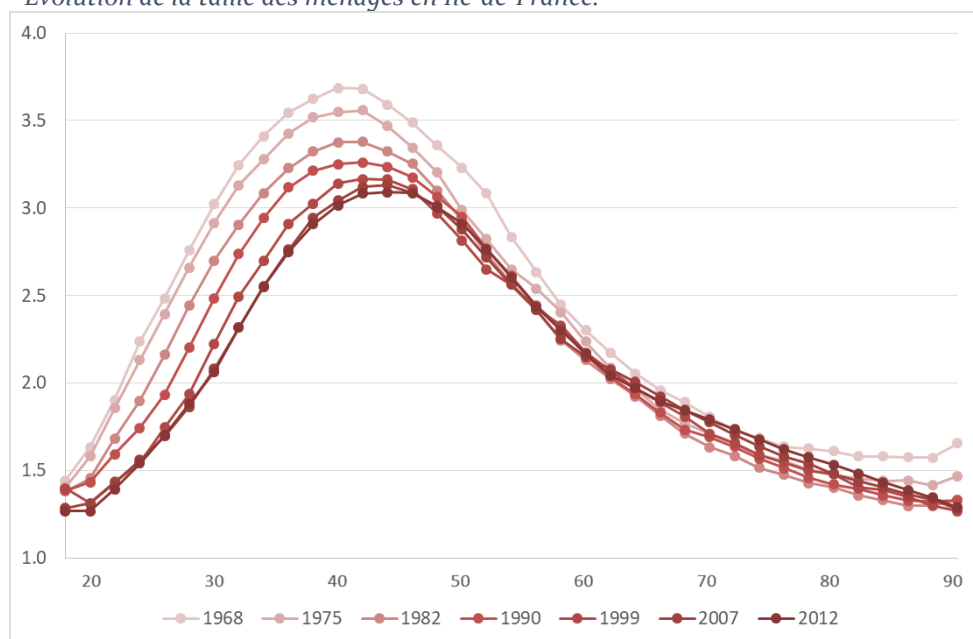
Face à cette forte progression des ménages de petite taille, nous investiguons dans quelle mesure l'âge de la population a pu contribuer à ces évolutions. La structure en âge de la population joue en effet un rôle déterminant dans la composition des ménages. Nous cherchons en particulier à distinguer l'effet de structure (vieillesse de la population notamment) de l'effet propre (évolution générale de la taille des ménages à âge donné).

La taille d'un ménage varie fortement selon sa position dans le cycle de vie (Courson et de Saboulin, 1985), identifiée ici par l'âge de la P.R. du ménage. La taille moyenne des ménages franciliens présente, quelle que soit l'année de recensement, une courbe en cloche (Figure 1.2) : la taille du ménage est faible (<1,5 personnes) en début de cycle de vie, augmente progressivement au fur et à mesure de la mise en couple pour atteindre son maximum autour



de 40 ans. La taille décroît ensuite avec le départ des enfants du foyer puis avec la hausse de la mortalité.

Figure 1.2 – Évolution de la taille des ménages en Île-de-France.



Champ : ménages ordinaires, Île-de-France

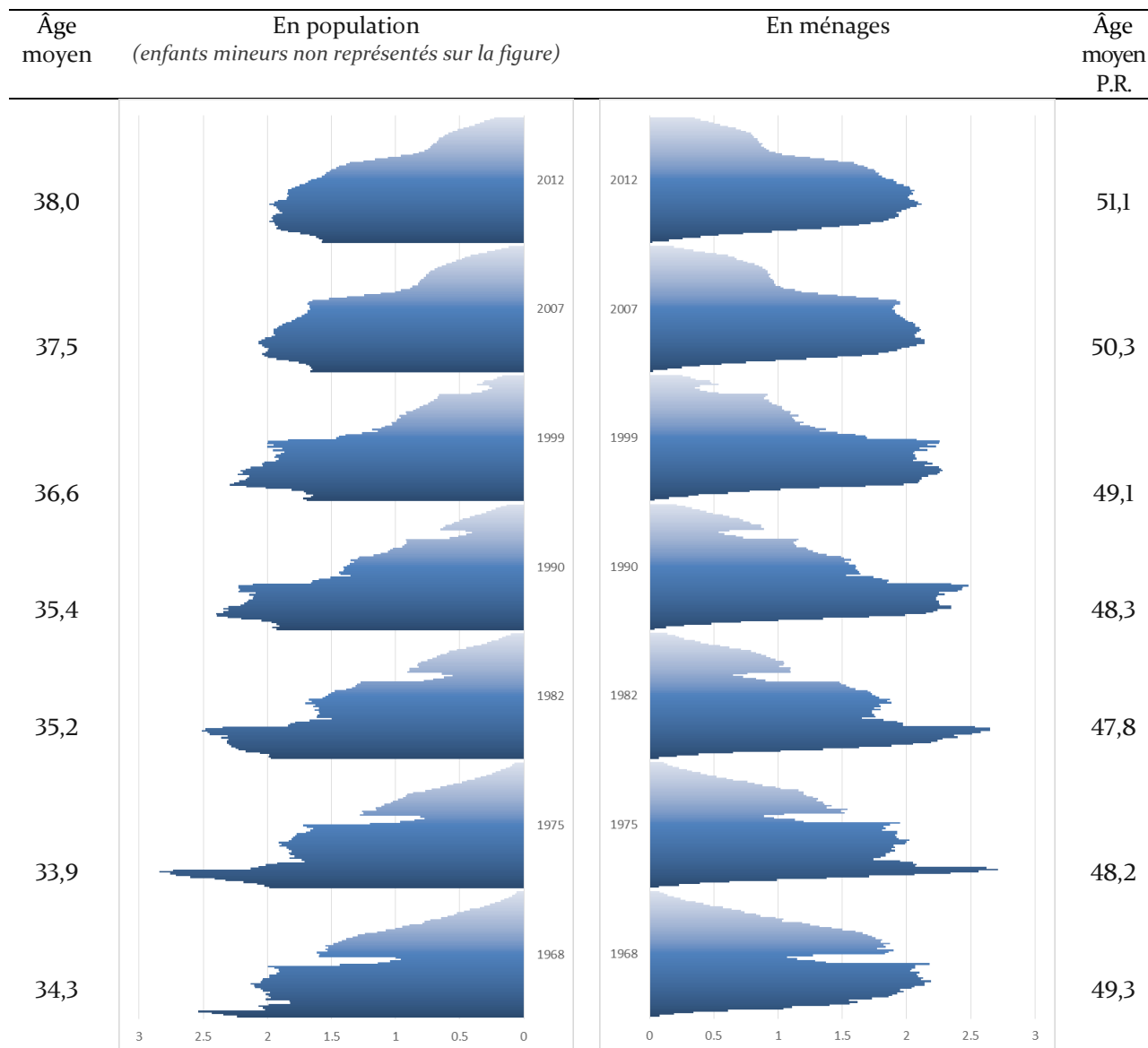
Source : recensements de la population 1968-2012, Insee ; calculs et réalisation de l'auteur

Les différences entre les années de recensement sont de deux ordres : affaissement de la courbe et décalage de son point le plus haut. La taille moyenne maximale des ménages selon l'âge de la P.R décroît ainsi continûment sur les 40 dernières années, passant de 3,71 personnes en 1968 à 3,10 en 2012 (Tableau A.1). L'âge auquel ce maximum est atteint évolue lui aussi. Le pic de taille du ménage s'est déplacé de 4 ans entre 1968 et 2012 (42 à 46 ans), traduisant, comme nous le confirmerons ci-dessous, des mises en couples et des naissances plus tardives que par le passé (Breton, 2006).

Quelle que soit l'année du recensement considérée, le vieillissement est synonyme de petit ménage. Pour les ménages les plus âgés, la taille des ménages descend aux alentours de 1,5 personnes par ménage. La taille des ménages étant logiquement bornée inférieurement par 1, cela implique un pourcentage important de célibataires à ces âges. La barre des 50% de personnes seules est, en 2012, en effet franchie à partir de 78 ans. On notera que la taille moyenne des ménages de plus de 62 ans augmente légèrement à partir de 1982. Ce phénomène tient particulièrement à la hausse de l'espérance de vie, qui réduit le risque de mortalité d'un des conjoints, pour des générations encore peu touchées par la hausse des divorces (Prioux *et al.*, 2010). Cet effet est néanmoins générationnel et transitoire avec le vieillissement des générations plus récentes : entre 2007 et 2012, la hausse des tailles moyennes se poursuit uniquement pour les ménages de plus de 70 ans.

À ce constat de la baisse de la taille des ménages à âge donné s'ajoute l'impact de la structure par âges. Cette composante structurelle peut être abordée par l'évolution de la pyramide des âges au cours du temps (Figure 1.3).

Figure 1.3 – Pyramides des âges (% , Île-de-France)



Lecture : Les différences d'aspect entre les deux pyramides des âges sont principalement imputables aux enfants majeurs qui, tant qu'ils vivent au domicile de leurs parents, ne peuvent être P.R. et sont donc invisibles sur les statistiques par ménage. Les enfants mineurs, bien qu'entrant dans le calcul de l'âge moyen de la population, ne sont pas représentés sur la pyramide de gauche pour faciliter la comparaison entre pyramides. L'âge moyen de la population francilienne en 2012 est de 38 ans, contre 51 ans pour les P.R..

Champ : ménages ordinaires

Source : recensements de la population 1968-2012, Insee ; calculs et réalisation de l'auteur

L'évolution du poids relatif de chaque tranche d'âge dans la population provoque une hausse de l'âge moyen sur les quarante dernières années. Les évolutions démographiques de la seconde partie du XX<sup>ème</sup> siècle sont ainsi très structurées par la hausse des naissances dans la décennie suivant l'après-guerre - le « baby-boom » (Clément *et al.*, 2011) - qui produit ses effets jusqu'à aujourd'hui. On mesure le poids du baby-boom sur la pyramide de population dès 1968.

L'importance de la génération du baby-boom en tant que P.R. apparaît plutôt au recensement de 1975, lorsque celle-ci est pleinement rentrée dans l'âge adulte. En effet, en 1968 les baby-boomers franciliens sont de jeunes adultes et seulement 19,3% des 18-24 ans sont aussi P.R. (contre par exemple 53,4% pour les 40-49 ans<sup>22</sup>).

L'âge moyen de la population reste relativement stable dans les premiers recensements après 1968 puis augmente plus fortement à partir de 1990, lorsque la relation entre les ménages jeunes et les ménages plus âgés s'inverse au profit des plus âgés. En 1968 la génération du baby-boom est encore jeune et l'âge moyen de la population est de 34,3 ans. La taille des générations suivantes est également conséquente et l'âge moyen augmente peu jusqu'en 1982. C'est après 1990, et le vieillissement des cohortes issues du baby-boom, que l'âge moyen augmente, gagnant ainsi plus de 3,5 ans entre 1990 et 2012.

La position d'un ménage sur le cycle de vie déterminant fortement sa taille, toute modification de la structure en âge des ménages a un impact sur la taille moyenne des ménages. Néanmoins, le vieillissement observé de la population demeure limité en Île-de-France : les plus de 60 ans passent de 16,1% en 1968 à 19,2% en 2012, soit une progression de +3p<sup>0%</sup><sup>23</sup> seulement par rapport à +7p% en France (de 17,6% en 1968 à 24,5% en 2012).

Au final, l'impact de la structure par âge sur la taille moyenne des ménages est bien moins important que l'évolution des comportements de cohabitation à âge donné. Si la taille moyenne des ménages à âge donné était restée la même qu'en 1968, la taille moyenne des ménages serait passée en France de 3,05 à 2,98, contre 2,25 en réalité.<sup>24</sup> Les chiffres sont encore plus éloquentes en Île-de-France où appliquer la taille moyenne de 1968 à la structure par âge de la population de 2012 fait même légèrement augmenter la taille moyenne des ménages (2,74 à 2,75) alors que la taille moyenne a en réalité baissé à 2,33 personnes.

---

<sup>22</sup> Il est attendu que cette part soit proche de 50 % compte tenu de l'importance des couples. Celle-ci serait de 50 % si tous vivaient en couple avec un conjoint de la même tranche d'âge. Les pourcentages sont similaires au niveau français (14,3 % et 51,0 %).

<sup>23</sup> Afin de clarifier la lecture des évolutions des grandeurs étudiées, nous avons choisi d'exprimer les différences de pourcentages en points de pourcentage (p%), suivant ainsi les remarques de Combessie (2011) qui conduisent à éviter le calcul de ratios de pourcentages. Les évolutions des autres grandeurs seront, elles, exprimées classiquement en pourcentage (%). Ainsi lorsque le taux de propriétaire en Île-de-France passe de 32,5 % à 47,5 % entre 1968 et 2012, celui-ci a augmenté de 15 p%. En revanche, lorsque le nombre de ménages passe de 3 270 000 à 5 011 000 sur la même période, celui-ci a augmenté de 53 %.

<sup>24</sup> À l'inverse, une structure par âge de la population française identique à celle de 1968 associée à la taille moyenne des ménages à âge donné de 2012 donnerait une taille moyenne de 2,30, très proche de la situation observée.

Les deux types de causes envisagées ont donc des effets d'ampleurs fortement différentes. En France la baisse de la taille des ménages à âge donné est responsable d'au moins 90% de la baisse de la taille moyenne des ménages,<sup>25</sup> tandis qu'en Île-de-France ce phénomène cause entièrement la baisse de la taille moyenne des ménages.

Le vieillissement de la population, important facteur démographique à partir de la fin du XX<sup>ème</sup> siècle essentiellement porté par le vieillissement des baby-boomers, ne joue donc jusqu'à aujourd'hui qu'un rôle mineur voire inexistant dans le cas francilien concernant la baisse de la taille des ménages.

### **2.3 L'explication par les modes de vie : célibat, monoparentalité, baisse de la fécondité**

La progression des petits ménages en France et en Île-de-France est issue de la combinaison de plusieurs facteurs. Le vieillissement de la population n'étant pas le principal responsable, il s'agit avant tout de l'érosion des modes traditionnels de cohabitation (Jacquot, 2006) et de l'évolution de la natalité. Ces facteurs sont principalement la hausse du célibat et la mise en couple plus tardive, la baisse de la cohabitation avec les parents âgés, la hausse des séparations et de la monoparentalité, le recul de l'âge au premier enfant ainsi que la baisse de la fécondité (Courson et de Saboulin, 1985). Ces facteurs sont en partie identifiables avec les données du recensement.

La hausse du célibat peut être mesurée par la part des ménages d'une personne. Celle-ci augmente avec les recensements, particulièrement chez les plus jeunes. Ainsi à 30 ans la probabilité de vivre seul passe de 17% en 1968 à 40% en 2012 en Île-de-France, et de 9% à 32% en France métropolitaine (Figure A.4 et Figure A.5).

La baisse de la fécondité peut quant à elle être approximée par la baisse du nombre d'enfants pour les ménages accueillant des enfants et par le nombre de ménages sans enfants (Tableau 1.2). Nous choisissons de nous concentrer sur une période du cycle de vie pour laquelle les enfants sont déjà nés et toujours dans le foyer (comme le montre la Figure 1.2).

---

<sup>25</sup>  $1 - \frac{2,98-3,06}{2,25-3,06} = 90\%$  ou  $\frac{2,98-3,06}{2,25-3,06} = 94\%$ . Ce calcul comporte bien sûr une part d'artificiel car l'une des composantes de la baisse de la taille des ménages, la baisse de la fécondité, a un impact à la fois sur la taille des ménages et sur la structure future de la pyramide des âges.

Tableau 1.2 – Fécondité chez les ménages entre 35 et 45 ans.

	1968	1975	1982	1990	1999	2007	2012
<i>Nombre d'enfants de moins de 18 ans par ménage ayant au moins un enfant.</i>							
France	2,09	2,07	1,92	1,85	1,86	1,86	1,87
Île-de-France	1,92	1,91	1,82	1,80	1,85	1,85	1,86
<i>Pourcentage de ménages sans enfants</i>							
France	18,7	18,6	20,0	21,3	26,7	30,4	31,1
Île-de-France	30,8	29,8	32,5	35,7	37,5	38,8	39,0

Champ : ménages ordinaires

Source : recensements de la population 1968-2012, Insee ; calculs de l'auteur

Le nombre d'enfants diminue donc depuis 1968, mais de façon peu marquée, et connaît même une hausse depuis 1990 (Prioux *et al.*, 2010). C'est la hausse du pourcentage de ménages sans enfants pour la même tranche d'âge qui est la plus significative. Le pourcentage de ménage entre 35 et 45 ans sans enfants gagne ainsi +13,4 p% en France et +8,2 p% en Île-de-France.

La monoparentalité (une personne de référence sans conjoint abritant au moins un enfant mineur) est également en forte progression (Tableau 1.3). La proportion de familles monoparentales au sein du parc des ménages double en Île-de-France au cours de cinq dernières décennies pour atteindre une famille sur cinq, pourcentage retrouvé dans Daguet (2007).

Tableau 1.3 – Évolution de la part de familles monoparentales

	1968	1975	1982	1990	1999	2007	2012
France métropolitaine	8%	8%	9%	11%	16%	19%	20%
Île-de-France	10%	10%	11%	13%	18%	20%	22%

Champ : ménages ordinaires abritant un enfant mineur

Source : recensements de la population 1968-2012, Insee ; calculs de l'auteur

À l'inverse, les ménages complexes sont en diminution en Île-de-France (Tableau A.2). Il s'agit par exemple des ménages multifamiliaux, ou composés d'une famille et d'individus isolés (Daguet, 2007). La part de ces ménages passe ainsi de 10% à 6% en Île-de-France entre 1968 et 2012. Les ménages composés de plusieurs générations baissent fortement tandis que les ménages de personnes en colocations sont en hausse depuis 1999<sup>26</sup>.

En sus des éléments précédents, on constate également au cours des quarante dernières années un report de certains épisodes biographiques pouvant contribuer à la baisse de la taille des ménages. C'est le cas par exemple de la première naissance. L'âge de la P.R. à l'arrivée du premier

<sup>26</sup> Les ménages composés de plusieurs générations sont identifiés par la présence à la fois d'un ascendant et d'un descendant (enfant ou petit-enfant) de la P.R. dans le ménage. Les colocations sont repérées par la présence exclusive d'amis ou de parents (hors ascendants, enfants et petit-enfants) de la P.R. et de son conjoint (lorsqu'il existe). L'inclusion des « autres parents » vise notamment à inclure les éventuelles fratries. Ces deux définitions n'épuisent pas la réalité des modes de cohabitation mais permettent de repérer les tendances parmi les ménages dits *complexes*. De plus le terme *colocation* est ici utilisé indépendamment du statut d'occupation.

enfant recule significativement au fil des recensements, passant de 27 ans en 1968 à 32,1 ans en 2012 en Île-de-France, et de 26,5 à 30,8 ans en France (Tableau A.3). Ce recul allonge la période au cours de laquelle le ménage est sans enfants. Si à court terme cela se traduit par une baisse de la taille des ménages, l'effet devrait s'estomper sur le long terme puisqu'il implique *in fine* un recul du départ des enfants du domicile familial et donc a priori un effet neutre sur la taille moyenne des ménages.

Enfin, seul phénomène jouant potentiellement dans un sens opposé à la baisse de la taille des ménages, la décohabitation des jeunes adultes a lieu de plus en plus tard en Île-de-France (Tableau A.4). Ainsi en 1975, 24 % des 18-24 ans sont P.R. de leur ménage et 48 % sont des enfants de P.R. En 2012, le premier chiffre chute à 15 % en 2012 et le second augmente jusqu'à 71 %, indiquant clairement que cette tranche d'âge vit plus longtemps chez leurs parents.

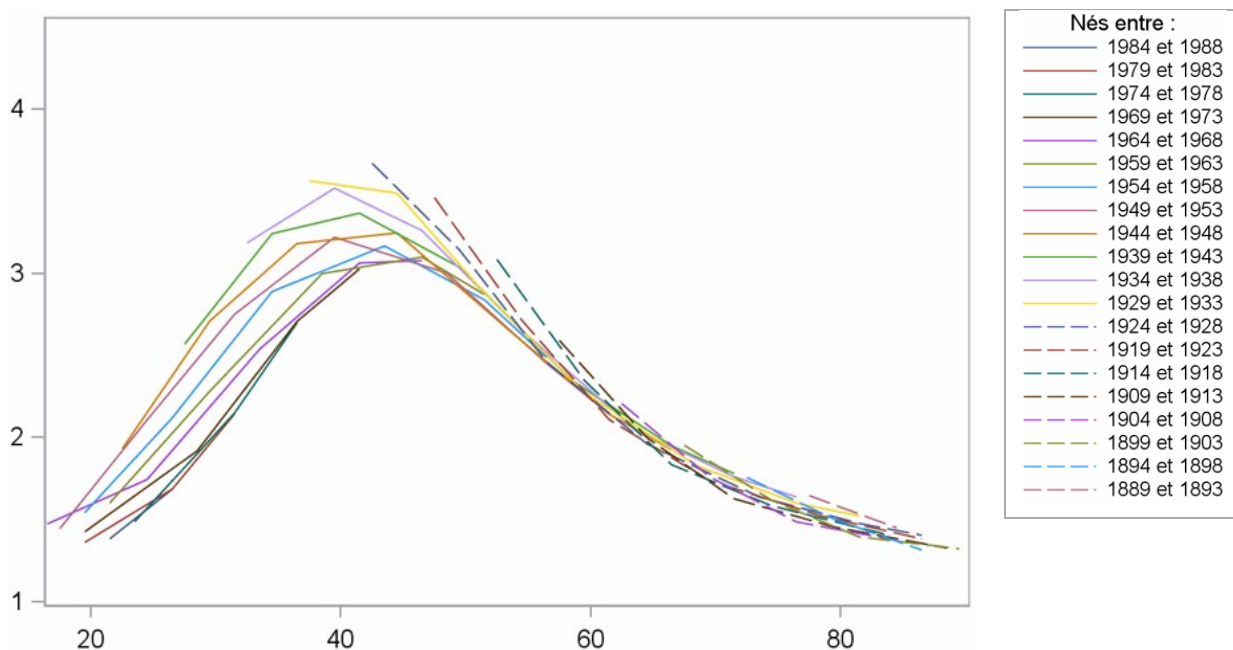
La comparaison avec la France est à ce titre très instructive, le phénomène inverse y étant observé, bien que de manière moins prononcée. La part de jeunes Français considérés comme P.R. augmente à partir de 1982 (+6 p%), tandis que le pourcentage d'entre eux habitant chez leurs parents est assez stable mais orienté à la baisse depuis 1999 (-6 p% sur 13 ans). Ces trajectoires opposées entre l'Île-de-France et la France métropolitaine semblent dans une certaine mesure refléter les difficultés rencontrées par les Franciliens pour trouver une habitation abordable au sortir du logement familial (voir Chapitre 3). D'autres facteurs ne sont cependant pas à exclure, notamment la densité d'établissements universitaires dans la région, permettant aux enfants de rester plus facilement chez leurs parents.

#### **2.4 Une stabilisation de la taille des ménages chez les générations récentes**

Afin d'approfondir l'analyse des évolutions de la taille des ménages en Île-de-France, nous interpolons les points de la courbe représentant la taille moyenne du ménage en fonction de l'âge de la P.R. non pas par recensement (Figure 1.2) mais par année de naissance de la P.R. du ménage (Figure 1.4), afin de mobiliser une lecture par cohorte (encadré méthodologique n°2).

Cette analyse met d'abord en évidence une baisse progressive de génération en génération de la taille des ménages franciliens, suivie d'une convergence globale vers un même profil en cloche pour les générations récentes. Pour les générations post baby-boom ayant moins de 50 ans en 2012, la baisse de la taille des ménages a néanmoins continué pour la partie ascendante de la courbe. La trajectoire stabilisée qui se dessine présente un pic de taille d'environ trois personnes par ménage, en moyenne vers 45 ans.

Figure 1.4 – Évolution de la taille moyenne du ménage selon la génération et l'âge de la P.R. en Île-de-France



Note : les parcours de chaque génération ne sont pas complets à cause des données utilisées. Ainsi le parcours de la génération 1924-1928 n'est observable qu'à partir de 42 ans (qui correspond au recensement de 1968).

Champ : ménages ordinaires, Île-de-France

Source : recensements de la population 1968-2012, Insee ; calculs et réalisation de l'auteur

#### Encadré méthodologique n°2 : Les pseudo-cohortes

Nous utilisons une approche par générations, regroupant au sein d'une même cohorte tous les individus ou P.R. nés lors d'une même période. Les cohortes étudiées sont des pseudo-cohortes dans la mesure où les recensements utilisés ici ne permettent pas d'établir des données de panel<sup>27</sup>.

La méthodologie par pseudo-cohortes repose donc sur une hypothèse forte, à savoir la permanence géographique au fil du temps des cohortes étudiées sur le territoire considéré. Elle suppose de faibles migrations résidentielles entre l'extérieur et l'intérieur du périmètre considéré, ou du moins des migrations ne modifiant pas les caractéristiques de la population. Cette hypothèse est globalement vérifiée au niveau de la France métropolitaine mais beaucoup moins au niveau d'une aire urbaine, *a fortiori* d'une couronne d'aire urbaine.

La région Île-de-France, qui nous intéresse ici particulièrement, est une région pour laquelle les mobilités résidentielles avec le reste de la France sont fortement significatives,

<sup>27</sup> Ce qui est le cas de l'Échantillon Démographique Permanent constitué à partir des données du recensement.

particulièrement chez les 20-30 ans et les 60-70 ans (Baccaïni, 2001)<sup>28</sup>. Les analyses par cohortes au niveau local seront donc comparées avec des analyses dans un cadre national, plus stable de ce point de vue.

### 3 Une taille des logements qui se stabilise également, après une forte hausse portée par la diffusion du logement individuel en accession

À l'opposé de la baisse de la taille des ménages observée et analysée en partie précédente, la taille des logements augmente de façon continue avant de se stabiliser sur les cinq dernières décennies, progressant entre 1968 et 2012 de 2,8 pièces à 3,4 pièces (+22 %) en Île-de-France, et de 3,3 pièces à 4 pièces (+21,2 %) en France (Tableau 1.4).

Tableau 1.4 – Évolution de la taille moyenne des logements (nombre de pièces)

	1968	1975	1982	1990	1999	2007	2012	Δ 1968-2012
France métropolitaine	3,29	3,46	3,64	3,80	3,85	3,98	3,99	+21,2%
Île-de-France	2,76	2,95	3,09	3,21	3,28	3,37	3,37	+22,0%

Champ : résidences principales

Source : recensements de la population 1968-2012, Insee ; calculs de l'auteur

Cette hausse de la taille moyenne des logements peut être analysée au regard des évolutions de 1968 à 2012 du parc de logements en termes de type d'habitat (appartement ou maison), de répartition spatiale entre les couronnes urbaines, et de la progression concomitante de la propriété occupante au détriment du statut de locataire.

#### 3.1 Une augmentation des maisons et des grands logements

La taille des logements franciliens a augmenté de 22 % entre 1968 et 2012. Cette hausse, dans le même ordre de grandeur que celle des logements français (21,2 %), est en partie due à la modification des types de logements composant le parc : le poids des maisons individuelles s'accroît face aux appartements.

Nous commençons par examiner l'effet du type de logement sur la hausse de la taille des logements en distinguant deux grandes époques d'évolution du parc de logements au cours des cinq dernières décennies. Entre 1968 et 1990 la part des maisons progresse fortement dans le

<sup>28</sup> Le solde migratoire annuel net de l'Île-de-France calculé sur la période 1990-1999 atteint ainsi jusqu'à 2,0 % pour individus de 26 ans et -2,0 % pour les individus de 65 ans.



parc pour atteindre 27,7% en Île-de-France et 57,6% en France métropolitaine (Tableau 1.5). La part de ce type de logement se stabilise ensuite, voire régresse même légèrement.

Tableau 1.5 – Évolution de la part des maisons dans le parc immobilier

	1968	1975	1982	1990	1999	2007	2012
France métropolitaine	50,6%	51,4%	54,1%	57,6%	57,5%	57,0%	57,1%
Île-de-France	21,7%	23,2%	24,9%	27,7%	28,1%	28,3%	28,0%

Champ : résidences principales

Source : recensements de la population 1968-2012, Insee ; calculs de l'auteur

Cette évolution de la répartition s'explique par la très forte construction de maisons individuelles au cours des années 1970 et 1980. Le parc de maisons individuelles augmente ainsi de 51% en France métropolitaine et de 60% en Île-de-France entre 1968 et 1990, contre seulement +14% et +15% respectivement pour les appartements (Tableau A.5). Après 1990 la progression du parc se fait de manière plus homogène en France comme en Île-de-France, aboutissant à une stabilisation de la part des maisons.

L'évolution de la structure du parc selon les deux grands types de logements a un impact sur la taille moyenne des logements, les maisons individuelles étant traditionnellement bien plus grandes que les appartements (Tableau 1.6). On remarque également une hausse de la taille moyenne des maisons avec une augmentation répartie elle aussi en deux temps, forte dans les années 1970-1980 (+17% en France métropolitaine et +21% en Île-de-France), et deux fois plus faible ensuite (respectivement +8% et +11%). La taille moyenne des appartements connaît également une hausse plus mesurée au cours des années 1970-1980, et stagne depuis 1990. Elle décroît même de 3% en France métropolitaine. En 2012, les maisons disposent en moyenne de deux pièces de plus que les appartements alors que la différence n'était que d'une seule pièce en 1968.

Tableau 1.6 - Évolution de la taille moyenne des logements (nombre de pièces)

	1968	1975	1982	1990	1999	2007	2012	Δ1968-1990	Δ1990-2012	Δ1968-2012
<b>France métro.</b>										
Maison	3,8	4,0	4,2	4,4	4,6	4,8	4,8	+17%	+8%	+27%
Appartement	2,8	2,9	3,0	3,0	3,0	3,0	2,9	+9%	-3%	+6%
<b>Île-de-France</b>										
Maison	3,6	3,8	4,1	4,4	4,6	4,8	4,9	+21%	+11%	+35%
Appartement	2,5	2,7	2,8	2,8	2,8	2,8	2,8	+12%	+0%	+12%

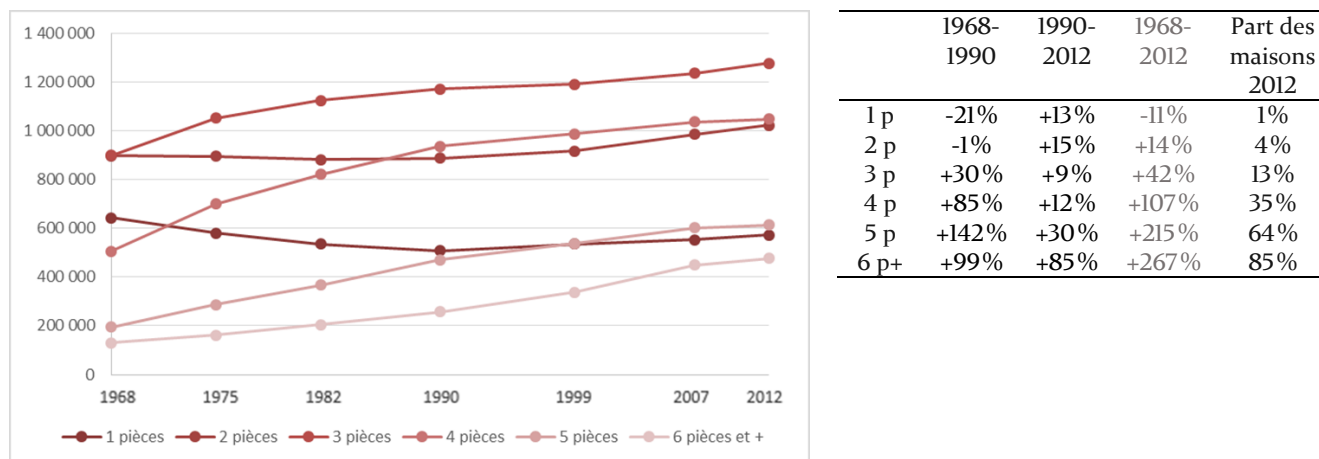
Champ : résidences principales

Source : recensements de la population 1968-2012, Insee ; calculs de l'auteur

Les maisons approchent des 5 pièces en moyenne en 2012 en Île-de-France, la hausse étant portée par les plus grands logements de plus de 6 pièces (Figure 1.5). Sans surprise ceux-ci sont majoritairement composés par des maisons individuelles, et progressent en Île-de-France de 267% sur les cinq dernières décennies. Globalement, les logements de quatre pièces et plus

connaissent une hausse de leur stock très importante, contrairement aux logements de 3 pièces et moins. De fait, pour chaque segment de taille étudié, la hausse est proportionnelle au nombre de pièces, et donc à la part de maisons qu'il contient.

Figure 1.5 Évolution du nombre de logements par nombre de pièces, Île-de-France



Champ : résidences principales

Source : recensements de la population 1968-2012, Insee ; calculs et réalisation de l'auteur

À nouveau, les évolutions en Île-de-France peuvent être étudiées selon deux périodes de durée égale séparée par l'année 1990. Ainsi, avant 1990 les studios connaissent une forte baisse de leur stock (-21%) due principalement à la recomposition des logements entre eux au sein de la métropole, puis une remontée légère en seconde période. Du côté des grands logements, les logements de quatre et cinq pièces progressent fortement en première période (+85% et +42%) puis dans une moindre mesure en seconde période (+12% et +30%). À l'inverse, les logements de six pièces et plus progressent de manière continue sur les deux périodes (+99% puis +85%). Sur la seconde période ce sont donc eux qui connaissent la plus forte augmentation de leur parc. Ils restent néanmoins en 2012 le plus petit segment du parc de logements.

À l'échelle nationale, les mêmes constatations peuvent être faites avec néanmoins une plus forte prévalence des grands logements liée à la part plus élevée des maisons dans le parc (Tableau A.6). Elles représentent par exemple 64% des 4 pièces contre 33% en Île-de-France. Ce sont les plus grands logements qui augmentent le plus fortement et particulièrement les logements de 6 pièces et plus en seconde période. Néanmoins on retrouve comme en Île-de-France la remontée du parc des appartements depuis 1990 à travers celle des petits logements de 3 pièces et moins, composés majoritairement par ce type de bâti.

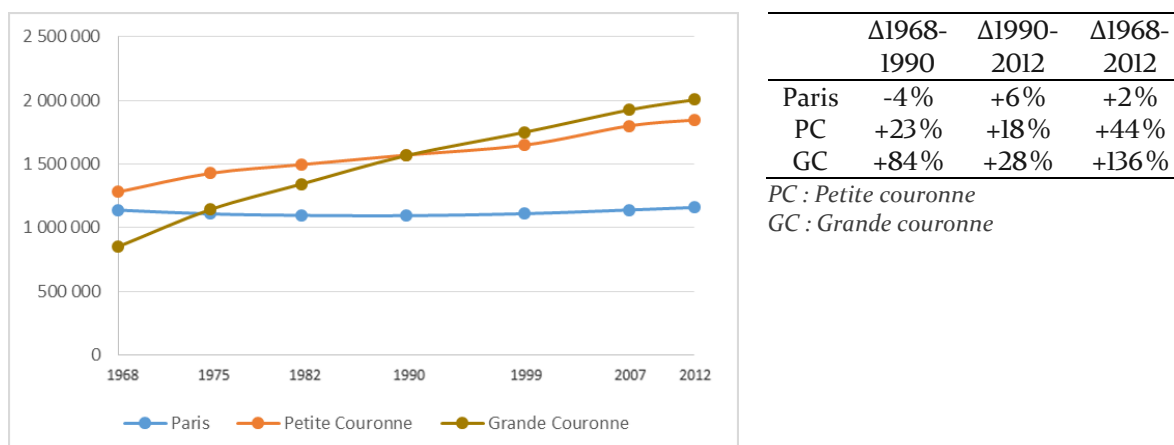
### 3.2 Une croissance du parc portée largement par la grande couronne

Les évolutions du parc de logements sont à lier dans le cas francilien à la question de l'extension de la métropole au cours des 50 dernières années. Ainsi la hausse du nombre de maisons depuis

la fin des années 1960 est le résultat de l'étalement de l'agglomération par construction pavillonnaire, en lien avec la vague de périurbanisation (Berger, 2004 ; Callen, 2011).

Une approche par un découpage de la région Île-de-France en fonction des couronnes administratives permet de repérer plus précisément ce phénomène (Figure 1.6). Sans surprise c'est la grande couronne francilienne<sup>29</sup> qui accueille la plus forte augmentation de résidences principales. La hausse est la plus forte entre 1968 et 1990 où cette couronne gagne 710 000 ménages (+84%), et reste néanmoins considérable après 1990 avec un gain net de 440 000 résidences principales (+28%). *A contrario*, Paris connaît une faible croissance du nombre de ménages la peuplant (+2%), le nombre de résidences principales baissant même entre 1968 et 1990 (-4%), notamment par le jeu des fusions de logements (la taille moyenne des logements y passe de 2,32 pièces en 1968 à 2,49 en 1990). Située entre ces deux tendances, la petite couronne francilienne connaît une hausse globale comparable à celle de l'Île-de-France dans son ensemble (+44% contre +53%).

Figure 1.6 - Évolution du nombre de résidences principales par zone administrative



Champ : résidences principales

Source : recensements de la population 1968-2012, Insee ; calculs et réalisation de l'auteur

Au sein de la grande couronne il peut être utile de distinguer les communes incluses dans l'agglomération selon le zonage de 2010 du reste de la grande couronne, qui constitue la majeure partie de la couronne périurbaine de l'Aire Urbaine de Paris en 2010<sup>30</sup>. La majorité du parc est contenue dans les limites de l'agglomération, ce de manière stable (environ 76%) depuis 1968,

<sup>29</sup> Départements de Seine-et-Marne, Yvelines, Essonne et Val-d'Oise.

<sup>30</sup> La couronne périurbaine (au sens de l'Insee en 2010) regroupe en 2012 98,2 % de la population de l'Île-de-France habitant en dehors de l'agglomération (97,5 % en 1968). Nous parlerons donc de périurbain pour désigner cet espace, la population francilienne non incluse dans l'aire urbaine parisienne habitant très majoritairement la seule commune de Provins. On notera cependant que la couronne périurbaine en 2010 s'étend au-delà des frontières de l'Île-de-France. En 2012, 24 % de la population de celle-ci n'est donc pas étudiée ici car située hors de l'Île-de-France.

les deux espaces de grande couronne croissant au même rythme sur la période étudiée (Tableau A.7).

Malgré leur croissance similaire, les deux segments du parc de la grande couronne ne sont pas constitués des mêmes logements (Tableau 1.7). Tandis qu'en banlieue extérieure la part des appartements est prédominante et stable, la part des maisons individuelles progresse fortement jusqu'en 1990 dans le périurbain (de 64 % à 77%), avant de reculer légèrement devant l'augmentation du nombre d'appartements. Bien que la taille moyenne des logements progresse plus fortement dans le périurbain (+29%), le stock des grands logements (cinq pièces et plus) progresse de la même façon dans les deux espaces de la grande couronne, multiplié par 4 et 4,5.

Si Paris voit son parc peu modifié, la petite couronne, qui regroupe jusqu'en 1990 la plus grande part des habitants de la région, voit l'augmentation de son parc accompagnée d'une hausse « moyenne »<sup>31</sup> de 15% de la taille des logements, associée à une multiplication par 2,7 de ses grands logements.

Tableau 1.7 - Type et taille moyenne des logements selon la position régionale, Île-de-France

	% des résid. principales	% de maisons			Taille des logements		% de grands logements
	2012	1968	1990	2012	Moy. 2012	Δ1968-2012	Δ1968-2012
Paris	23%	1%	1%	1%	2,6	+11%	+28%
Petite couronne	37%	23%	22%	20%	3,2	+15%	+168%
Banlieue extérieure	31%	43%	44%	43%	3,8	+18%	+404%
PU (hors Provins)	10%	64%	77%	73%	4,4	+29%	+454%

Lecture : PU = Périurbain

Champ : résidences principales, Île-de-France (hors Provins)

Source : recensements de la population 1968-2012, Insee ; calculs de l'auteur

### 3.3 Progression de la propriété : un lien fort avec la taille et le type de logement

La périurbanisation et la croissance du parc des maisons individuelles se sont accompagnées d'une forte progression de la propriété occupante, en Île-de-France comme en France métropolitaine (Tableau 1.8). La part de la propriété occupante progresse fortement entre 1968 et 1990 (+10,4 p% en Île-de-France et +11,2 p% en France), puis plus faiblement après 1990 (+4,6 p% et +3,4 p% respectivement).

<sup>31</sup> La hausse de la taille moyenne (+22 %) des logements franciliens tient pour un quart à un effet de structure lié au poids croissant de la grande couronne et symétriquement à la baisse de celui de Paris. À répartition du parc constante entre les couronnes, la hausse de la taille moyenne des logements est d'environ 16-17 % (en fonction de la date de référence de la structure) pour l'Île-de-France.

Tableau 1.8 - Évolution du pourcentage de propriétaires occupants

	1968	1975	1982	1990	1999	2007	2012
France métro.	43,2%	46,6%	50,6%	54,4%	54,7%	57,4%	57,8%
Île-de-France	32,5%	36,4%	38,8%	42,9%	44,2%	47,4%	47,5%

Champ : résidences principales

Source : recensements de la population 1968-2012, Insee ; calculs de l'auteur

Cette progression de la propriété est donc généralisée mais est particulièrement liée à l'extension de la grande couronne dans le cas francilien. La progression de la propriété occupante hors de l'agglomération entre 1968 et 1990 est particulièrement forte (+21,2 p%) et témoigne de la vigueur du phénomène de périurbanisation (Tableau A.8). En dehors de cet épisode la hiérarchie des couronnes franciliennes en termes de diffusion de la propriété est très stable, les écarts entre couronnes restant presque constants. On notera cependant qu'à partir de 1990 c'est Paris qui gagne le plus de propriétaires occupants (+4,8 p%, pour atteindre 33,1% en 2012, le taux le plus bas de la région).

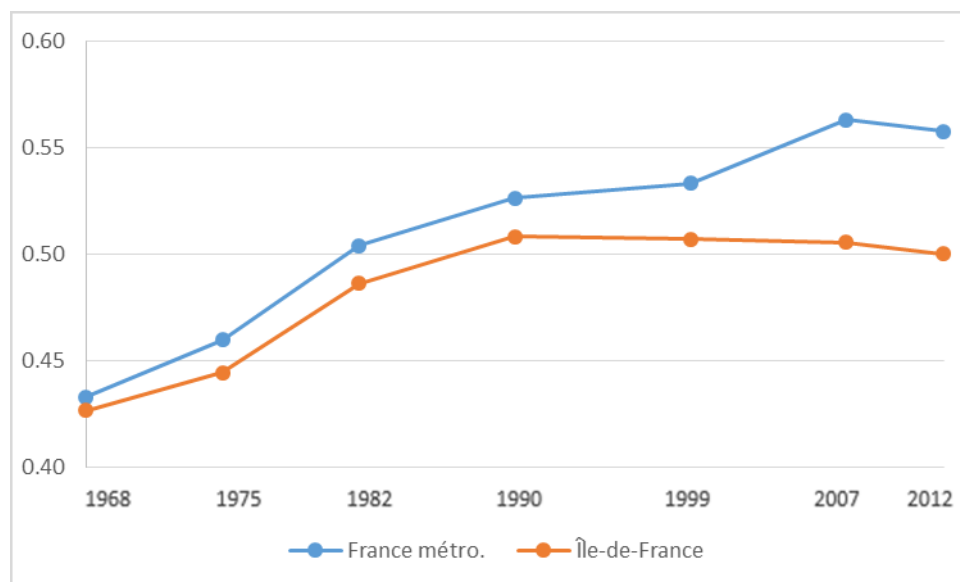
La progression de la propriété occupante est fortement liée à la diffusion de la maison individuelle (Tableau A.9). On retrouve la statistique communément utilisée au niveau national consistant à remarquer qu'en 2012 82% des pavillonnaires sont propriétaires et 80% des propriétaires habitent en pavillon. Dans le cas francilien le pourcentage de pavillonnaires étant propriétaire est plus élevé (88%) ; à l'inverse le pourcentage de propriétaires vivant en maison est bien plus faible (51%). Cet écart prononcé est lié à la part bien plus élevée d'appartements en Île-de-France comparé au reste de la France.

Le fait que la maison individuelle soit plus fortement associée à la propriété laisse présager une plus forte corrélation entre ces deux caractéristiques liées à la position résidentielle en Île-de-France qu'en France métropolitaine. Nous mobilisons pour cela le V de Cramer qui est l'équivalent d'un coefficient de corrélation de Pearson pour les variables qualitatives<sup>32</sup> (Figure 1.7). Or, l'hypothèse précédente est infirmée, la propriété étant plus fortement associée à la maison individuelle au niveau français qu'au niveau francilien. On note que dans le cas de l'Île-de-France, la corrélation augmente jusqu'à un maximum en 1990 (de 0,426 à 0,508) avant de redescendre légèrement à 0,50. La trajectoire du lien entre type de logement et statut d'occupation semble indiquer, dans la mesure où les deux sont moins liés, que le schéma classique de l'accession à la propriété en maison individuelle est moins vrai qu'au début des années 1990 après la vague périurbaine. La corrélation au niveau français connaît par contre une augmentation forte, notamment entre 1999 et 2007, et baisse plus récemment après 2007. Cette

<sup>32</sup> Il s'agit de la statistique du Khi-2, normalisée de façon à évoluer entre 0 et 1 et être comparable entre des populations de taille différente. Dans le cas 2x2 étudié ici, il est en fait strictement égal à un coefficient de corrélation de Pearson classique.

augmentation récente pourra être rapprochée des observations de Baccaïni et Sémécurbe (2009) qui notent en France une reprise de l'extension périurbaine entre 1999 et 2006 en dehors de l'Île-de-France, extension caractérisée par des constructions de maisons en accession à la propriété (la surface occupée par l'habitat individuel a ainsi augmenté en moyenne de 23% dans les couronnes périurbaines entre 1992 et 2003).

Figure 1.7 - Corrélation entre statut d'occupation et type de logement (V de Cramer)



Champ : ménages ordinaires & résidences principales

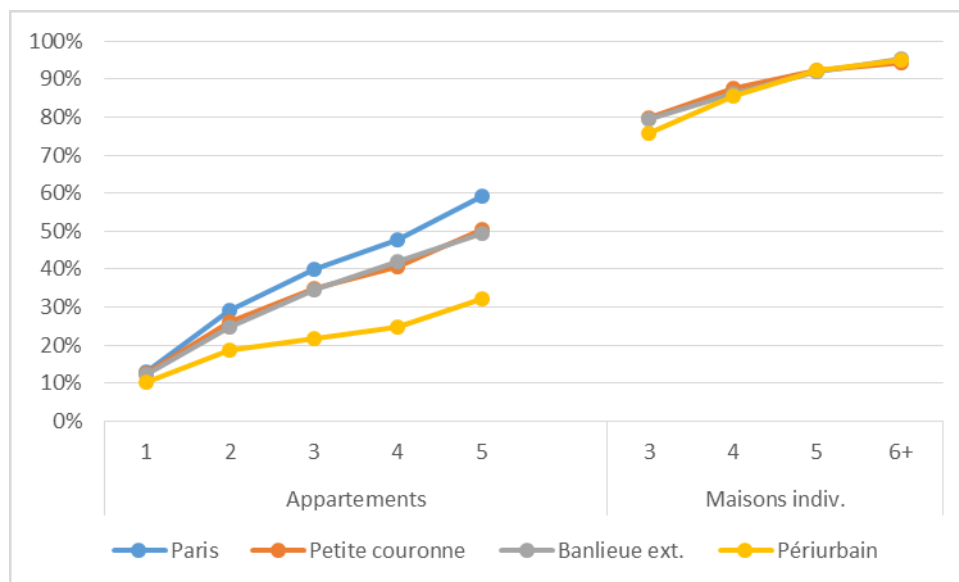
Source : recensements de la population 1968-2012, Insee ; calculs et réalisation de l'auteur

Dans le cas de la métropole francilienne, peut se poser également la question du lien entre type de logement, statut d'occupation et localisation. Si la grande couronne francilienne est un territoire de la propriété, c'est plus par sa composition en type de logements que par d'éventuelles caractéristiques intrinsèques au territoire : les habitants de maisons individuelles du périurbain sont 88,8% à être propriétaires contre 89,2% en banlieue extérieure et 87,2% en petite couronne (Tableau A.10). On notera cependant le faible pourcentage de propriétaires au sein des habitants d'appartement en grande couronne (21,1%), semblant indiquer une forte spécialisation du parc collectif sur le locatif dans cette zone, qui est ainsi plus proche de la moyenne nationale que de celle de l'agglomération.

Il est possible de préciser cette observation en introduisant les tranches de taille de logement dans l'étude du taux de propriétaires occupants (Figure 1.8). Si le type de logement a un effet en soi sur le pourcentage de propriétaires, la taille joue également un rôle non négligeable. Un véritable gradient se dessine, le pourcentage de propriétaires accédants augmentant avec la taille des logements, à des niveaux cependant différents en fonction du type de logement et de la couronne d'habitation considérée. Les appartements parisiens, à taille fixée, sont plus souvent en propriété occupante. Au même titre que la mise en location plus prononcée des appartements

périurbains, il semble s'agir ici aussi d'un effet de structure de l'offre : les grands ménages potentiellement accédants mais désirant habiter Paris se reportent sur les grands appartements en l'absence d'une offre de pavillons.

Figure 1.8 – Taux de propriétaires en fonction de la couronne d'habitation, du type et de la taille de logement (Île-de-France, 2012)



Note : Les maisons parisiennes, les maisons de moins de 3 pièces et les appartements de plus de 6 pièces ne sont pas représentés (2,6% du parc)

Champ : résidences principales

Source : recensements de la population 1968-2012, Insee ; calculs et réalisation de l'auteur

## 4 Quels ménages dans quels logements ? Une analyse par pseudo-cohortes

Après avoir analysé séparément ménages et logements dans les deux parties précédentes, nous étudions dans cette partie les interactions entre démographie des ménages et évolutions du parc immobilier à travers la question de l'appariement ménage – logement.

Comme attendu au regard de l'augmentation de la taille moyenne des logements et de la baisse de celle des ménages constatées dans les précédentes parties, la surface disponible par personne (mesurée en nombre de pièces) augmente fortement entre 1968 et 2012 (Tableau 1.9). Cette augmentation est assez linéaire, avec un ralentissement sur les années récentes en particulier pour l'Île-de-France lié à la stabilisation de la taille des ménages et des logements.

Tableau 1.9 – Nombre moyen de pièces d’habitation par personne du ménage – France métropolitaine et Île-de-France

	1968	1975	1982	1990	1999	2007	2012	Δ1968-2012
France métro.	1,37	1,50	1,66	1,82	1,97	2,13	2,17	+59%
Île-de-France	1,23	1,35	1,48	1,57	1,68	1,76	1,77	+44%

Champ : résidences principales

Source : recensements de la population 1968-2012, Insee ; calculs de l’auteur

Les deux phénomènes (baisse des tailles de ménages et hausse du nombre de pièces des logements) sont de manière relativement équilibrée à l’origine de la hausse depuis 1968 en France du nombre de pièces par personne, que nous qualifierons de « confort surfacique ». La taille des ménages a ainsi baissé de 27% et celle des logements a augmenté de 21%. En Île-de-France, la hausse plus mesurée du nombre de pièces par personne est plus spécifiquement portée par la hausse de la taille des logements (+22%, contre -15% pour la taille des ménages).

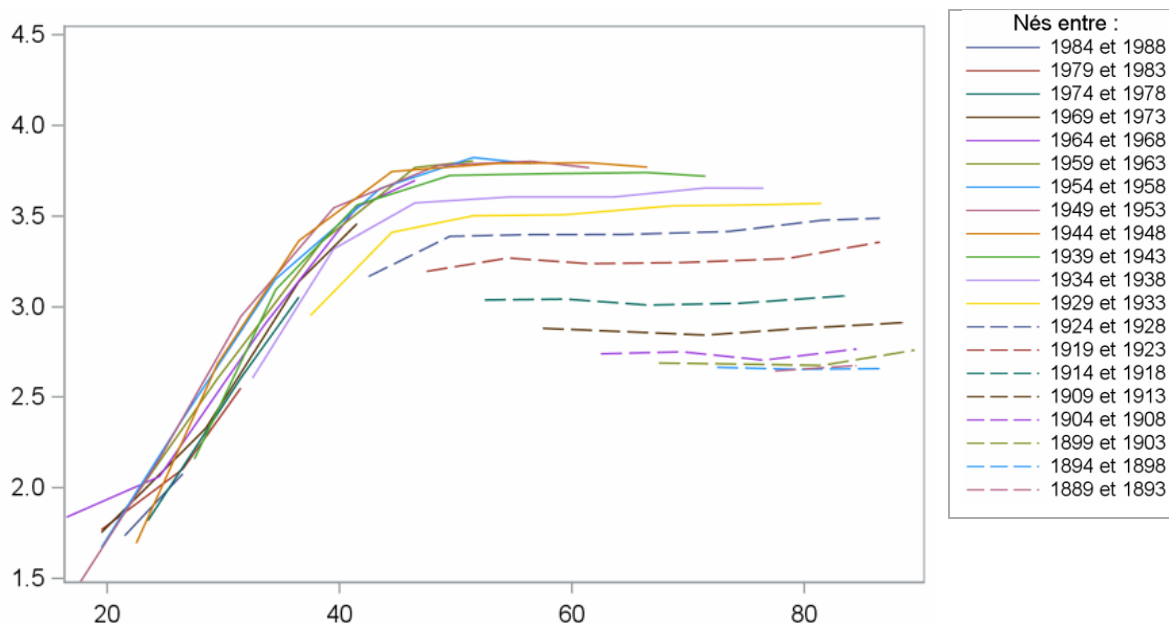
Cette interaction entre ménages et logement peut s’appréhender, au-delà de ces effets moyens sur le confort surfacique, par une lecture générationnelle, également croisée avec la diffusion de la propriété et l’augmentation du parc de grande couronne.

#### 4.1 Confort surfacique : après une longue période de hausse, une stabilisation chez les générations récentes

Pour chaque génération observée dans les recensements considérés, la taille moyenne des logements augmente avec l’âge jusqu’à un maximum atteint autour de 45 ans (Figure 1.9), soit au même moment que le pic de taille des ménages (cf. Figure 1.2). La trajectoire bénéficiant des logements les plus grands est inaugurée par la génération du baby-boom « restreinte » (44-48). Les générations suivantes ne dépassent pas le seuil atteint, voire semblent connaître des trajectoires plus basses à l’instar de la génération 69-73. Ainsi en 1975, à 29,5 ans, les baby-boomers vivent dans des logements d’en moyenne 2,69 pièces, contre 2,33 pièces pour la génération 69-73 environ au même âge (28,5 ans en 1999). De même à 36,5 ans en 1982 les baby-boomers vivent dans des logements de 3,36 pièces contre 3,14 pièces exactement au même âge pour la génération 69-73 (en 2007).



Figure 1.9 - Nombre de pièces de la résidence principale, par génération et âge de la P.R., Île-de-France



Lecture : à 60 ans, les ménages dont la P.R. appartient à la génération 1929-1933 vivent dans des logements de 3,5 pièces en moyenne.

Champ : ménages ordinaires

Source : recensements de la population 1968-2012, Insee ; calculs et réalisation de l'auteur

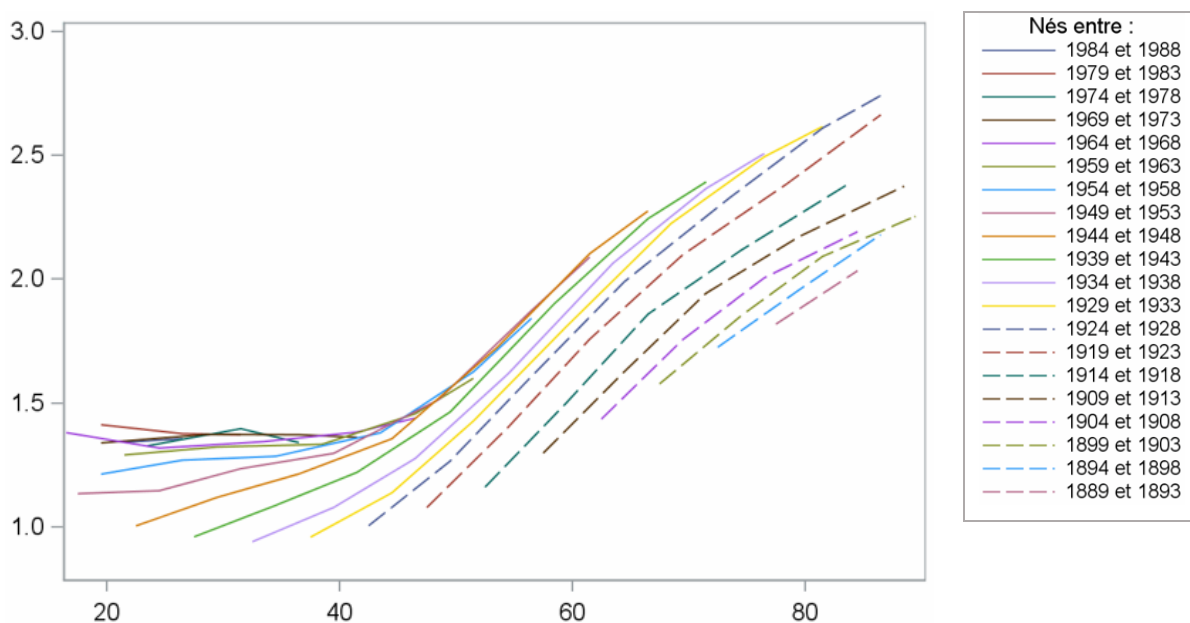
L'étude des éventuelles différences de parcours moyen pour les générations les plus récentes est difficile par l'imbrication des cohortes avant 45 ans. Une représentation alternative, focalisée sur les ménages de moins de 45 ans, nous indique que pour les cohortes les plus récentes la taille des logements diminue à âge donné (Figure A.7). Ainsi, les générations qui suivent celle de 59-63 (celles qui ont moins de 40 ans en 2012) sont quasi systématiquement moins bien logées. Le même phénomène est observable au niveau de la France métropolitaine, avec une baisse marquée entre les recensements 1982 et 1990 qui touche plus particulièrement les ménages de moins de 30 ans (Figure A.8).

L'étude conjointe des évolutions de la démographie des ménages et du parc de logements nous permet d'étudier celle du confort surfacique des différentes générations de ménages franciliens, c'est-à-dire le ratio de la taille du logement sur celle du ménage.

Tout comme les précédentes trajectoires étudiées, celle du nombre de pièces par personne semble se stabiliser après une période de croissance marquée (Figure 1.10). Elle peut être décrite par une adaptation de la taille du logement à celle du ménage jusqu'à environ 45 ans, dans la mesure où le confort surfacique moyen est constant, suivi d'une inflexion qui conduit à augmenter fortement le confort surfacique. Cette inflexion est à mettre en lien avec la baisse de la taille des ménages à partir de cet âge associée à une stabilité de la taille des logements à un niveau élevé (maintien dans le domicile familial). Au niveau des générations récentes, les baisses relatives de la taille des logements et des ménages par rapport à la génération du baby-boom

constatées précédemment se compensent, aboutissant à la stabilisation observée des confort surfaciques.

Figure 1.10 - Évolution du confort surfacique, par génération et âge de la P.R., Île-de-France.



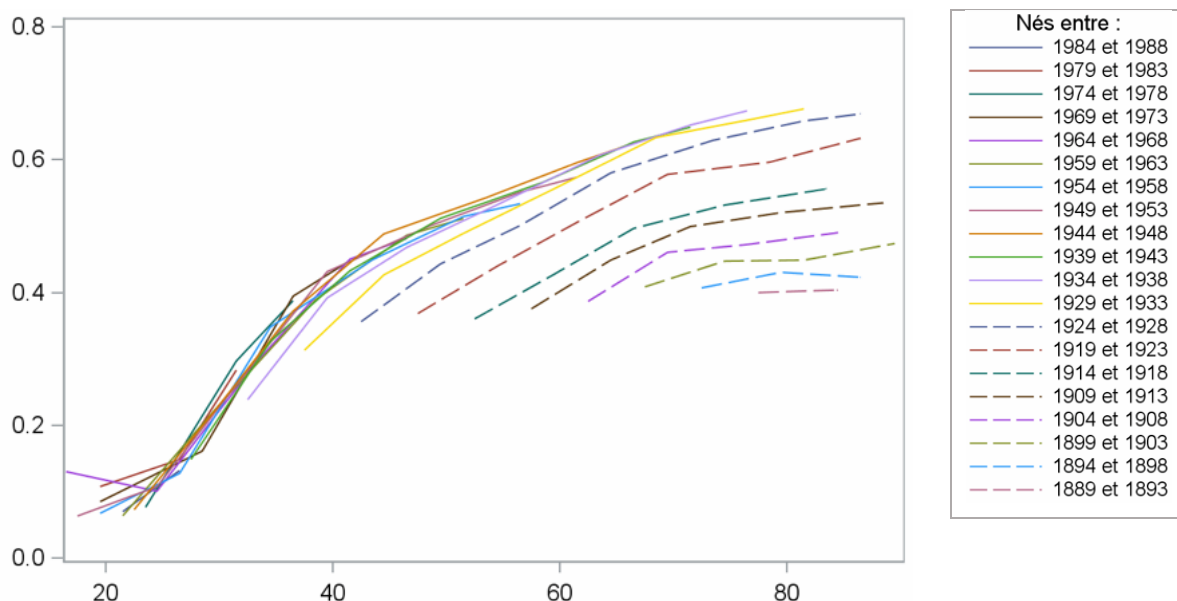
Champ : ménages ordinaires

Source : recensements de la population 1968-2012, Insee ; calculs et réalisation de l’auteur

#### 4.2 Une croissance de la propriété occupante et de la maison individuelle qui s’essouffle

La progression de la propriété au fil des générations présente un profil proche de celui de la taille des logements, avec néanmoins une inflexion beaucoup plus faible au-delà de 45 ans, la part des propriétaires continuant de progresser (Figure 1.11). Cette courbe semble donc corroborer un modèle toujours dominant d’accession à la propriété (Lambert, 2015, pp9-12), le taux de propriétaires augmentant au fil du cycle de vie avec la stabilisation progressive des ménages et la constitution d’une épargne suffisante (Brueckner, 1986). Au niveau diachronique, la croissance du taux de propriétaires à âge donné depuis les générations les plus anciennes jusqu’aux générations du baby-boom témoigne de la démocratisation de l’accès à la propriété, portée par le développement de l’accès au crédit et des aides à l’accession (Taffin, 1987). Nous retrouvons ainsi les observations de Meron et Courgeau (2004) qui constatent une baisse de l’âge médian de l’accès à la propriété jusqu’aux générations nées en 1950. Malgré la persistance des aides à la propriété, la progression de la propriété occupante semble néanmoins s’essouffler sur la période récente en Île-de-France, avec une stabilisation du taux de propriétaires à âge donné au fil des ans. En France métropolitaine on retrouve un schéma similaire (Figure A.9), à ceci près que la part des propriétaires à âge donné semble se réduire chez les plus jeunes depuis 1990.

Figure 1.11 - Évolution de la part de propriétaires, par génération et âge de la P.R., Île-de-France



Champ : ménages ordinaires

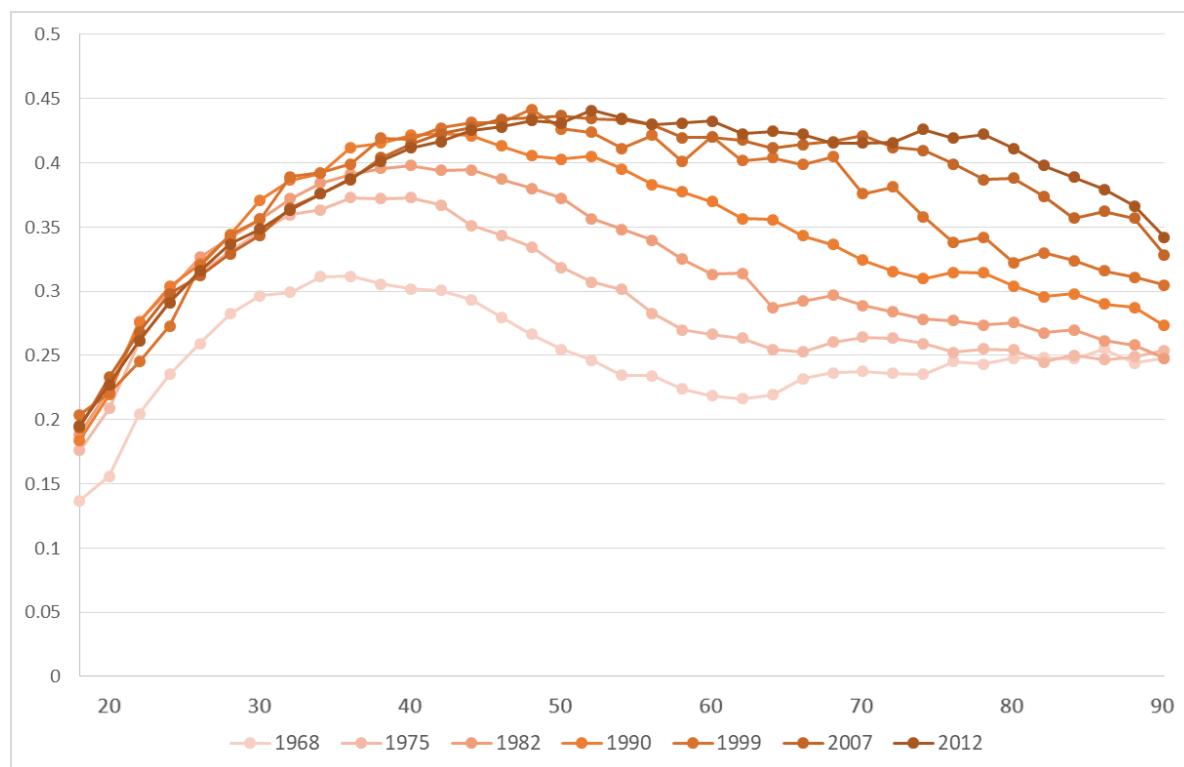
Source : recensements de la population 1968-2012, Insee ; calculs et réalisation de l'auteur

Malgré le taux de propriétaires qui continue à augmenter, la progression de la maison individuelle au cours du cycle de vie connaît une stagnation à partir de 45 ans, de la même façon que la taille des logements (Figure A.10). De même la maison individuelle connaît un essoufflement marqué dans le cas francilien pour les générations récentes, en lien avec la baisse de la taille des logements. Ainsi on remarque que depuis la génération 1954-1958, la part des ménages vivant en maison à âge donné décroît. Si dans le cas francilien la propriété est souvent associée à un logement plus grand et en habitat individuel, ceci ne semble plus être le cas à partir de 45 ans, notamment car les besoins en espace sont plus faibles.

### 4.3 Cycle de vie et localisation : une migration progressive vers la grande couronne au fil de l'âge

Nous considérons maintenant la question des choix de localisation des ménages, à travers l'étude du peuplement du parc de logements en grande couronne, issu de l'extension urbaine. L'évolution du pourcentage de chaque tranche d'âge présent en grande couronne nous indique comment les ménages se sont diffusés (Figure 1.12).

Figure 1.12 - Probabilité de présence en grande couronne francilienne par tranche d'âge de la P.R.



Champ : ménages ordinaires, Île-de-France

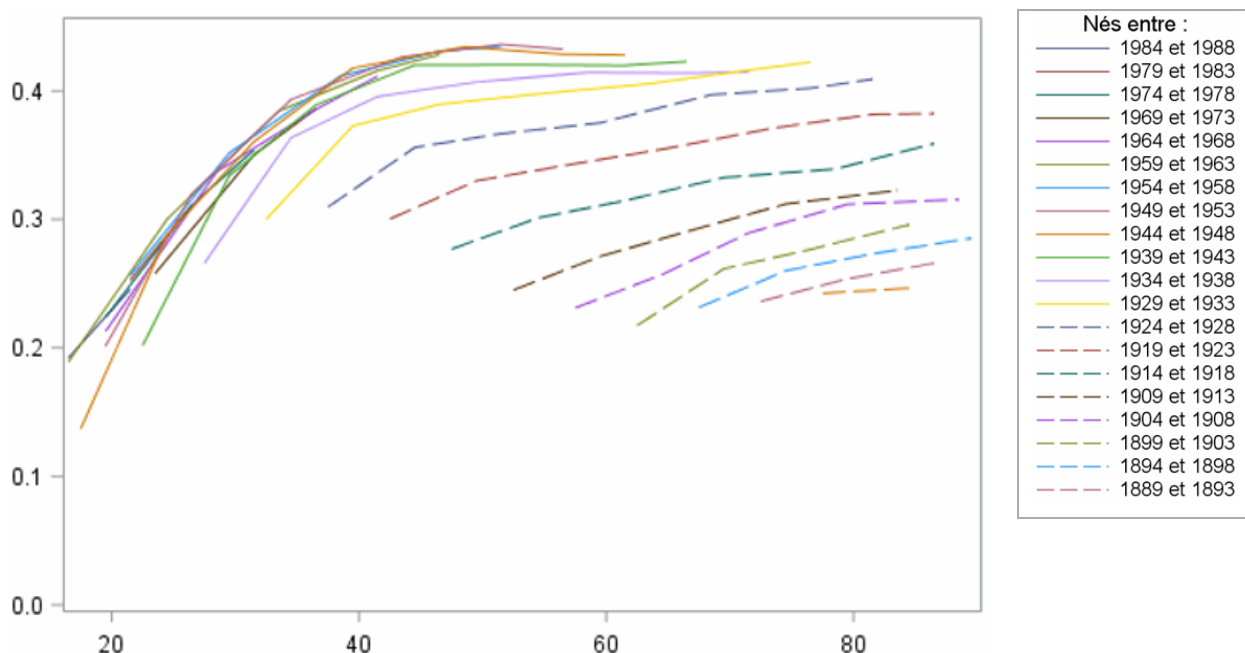
Source : recensements de la population 1968-2012, Insee ; calculs et réalisation de l'auteur

On retrouve dans un premier temps le poids croissant de la grande couronne francilienne au fil des recensements entre 1968 et 1990, le pourcentage de ménages par classes d'âge présent dans celle-ci augmentant systématiquement. De fait, la grande couronne accueille 26 % des ménages franciliens en 1968, contre 37 % en 1990. De plus, la structure de peuplement évolue, avec des ménages de plus en plus âgés. Afin d'illustrer ce point, notons par exemple que la part des ménages de 40 ans vivant en grande couronne passe de 30 % à 41 % (+11 p%) entre 1968 et 2012, lorsque celle des ménages de 60 ans augmente de 22 % à 43 % (+21 p%).

L'analyse par pseudo-cohortes permet de compléter cette première analyse en étudiant dans quelle mesure les générations successives de Franciliens ont peuplé progressivement la grande couronne. Jusqu'à la génération 1949-1953, chaque génération habite plus souvent en grande couronne que la précédente (Figure 1.13). Un régime stationnaire semble être atteint pour les ménages dont la P.R. est née après 1953 : toutes les générations suivantes présentent un profil semblable de peuplement de la grande couronne au fil de leur cycle de vie. Ce profil peut être décrit par une migration progressive (globalement) vers la grande couronne avec l'avancée en

âge, avec une inflexion autour de 40 ans et une stabilisation ensuite.<sup>33</sup> Ainsi pour l'ensemble des générations nées après 1944, si à 25 ans seuls 31% des ménages franciliens vivent en grande couronne, ils sont 44% à 55 ans. Ce point d'inflexion autour de 40 ans semble également être celui de la stabilisation des parcours résidentiels.

Figure 1.13 – Probabilité de présence en grande couronne francilienne en fonction de l'âge de la P.R et de la génération



Champ : ménages ordinaires, Île-de-France

Source : recensements de la population 1968-2012, Insee ; calculs et réalisation de l'auteur

#### 4.4 La position idéal-typique de la génération du baby-boom

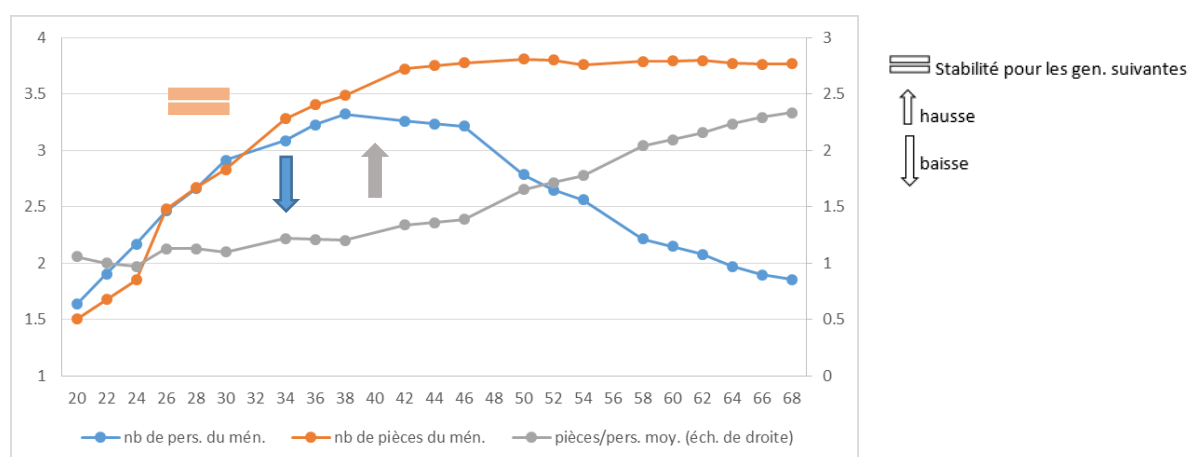
La génération du baby-boom est à plusieurs titres au centre des évolutions de la seconde partie du 20<sup>e</sup> siècle : les générations suivantes suivent son parcours en termes de niveaux de propriété occupante, taille des ménages, et peuplement de la grande couronne. Les membres de cette génération peuvent être étudiés sur la majeure partie de leur cycle de vie, les recensements mobilisés couvrant leurs 22 ans jusqu'à leurs 66 ans. Nous menons donc dans cette sous-partie une étude spécifique de la pseudo-cohorte des baby-boomers (nés entre 1944 et 1948) qui permet de synthétiser les résultats observés.

<sup>33</sup> Ces observations sont cohérentes avec les mesures migratoires par âge sur la France faites par Le Jeannic (1997). Il décrit de 1975 à 1990 un pic migratoire à 33 ans des pôles urbains vers leurs couronnes périurbaines, suivi d'une décroissance jusqu'à 45 ans (entraînant dans notre représentation graphique un tassement de la courbe). Le contraire est par ailleurs vrai, les jeunes individus étant nombreux à faire le chemin inverse ; le solde migratoire des pôles urbains vers leurs couronnes est ainsi négatif entre 20 et 25 ans.

Dans la première partie du cycle de vie, le parcours résidentiel de cette génération est marqué par une forte progression de la taille moyenne de sa résidence principale, qui passe ainsi de 1,5 pièces à 20 ans à 3,7 pièces à 42 ans (Figure 1.14). Dans le même temps, la taille du ménage augmente à peu près dans les mêmes proportions, passant de 1,6 membres à 3,3. Cette double augmentation conduit à un confort surfacique en légère augmentation (1,1 à 1,3). À partir de quarante ans, tandis que la taille des ménages baisse sous l'effet successif et conjugué des séparations (Prioux *et al.*, 2010) et du départ, parfois progressif, des enfants (Villeneuve-Gokalp, 1997 ; Courgeau, 2000), la taille des logements se stabilise entraînant une forte hausse du confort surfacique, qui passe ainsi de 1,3 à 42 ans à 2,3 à 66 ans.

Comme constaté précédemment, si le nombre de pièces des logements se stabilise pour les générations suivantes, il n'en est pas de même pour la taille des ménages qui continue de diminuer. Le confort surfacique moyen continue donc lui aussi son augmentation.

Figure 1.14 - Évolutions des tailles de ménages, de logements, et de pièces par personnes pour les baby-boomers d'Île-de-France



Note : On remarque de légers effets générationnels qui apparaissent au sein même de la pseudo-cohorte. En témoignent les valeurs du confort surfacique à 34, 36 et 38 ans mesurées toutes trois sur le recensement de 1982 : celui-ci semble plus bas pour les plus âgés. De ce point de vue les ménages de 34 ans nés en 1948 n'appartiennent pas tout à fait à la même génération que les ménages de 38 ans nés en 1944.

Champ : ménages ordinaires dont la P.R. est née entre 1944 et 1948, Île-de-France

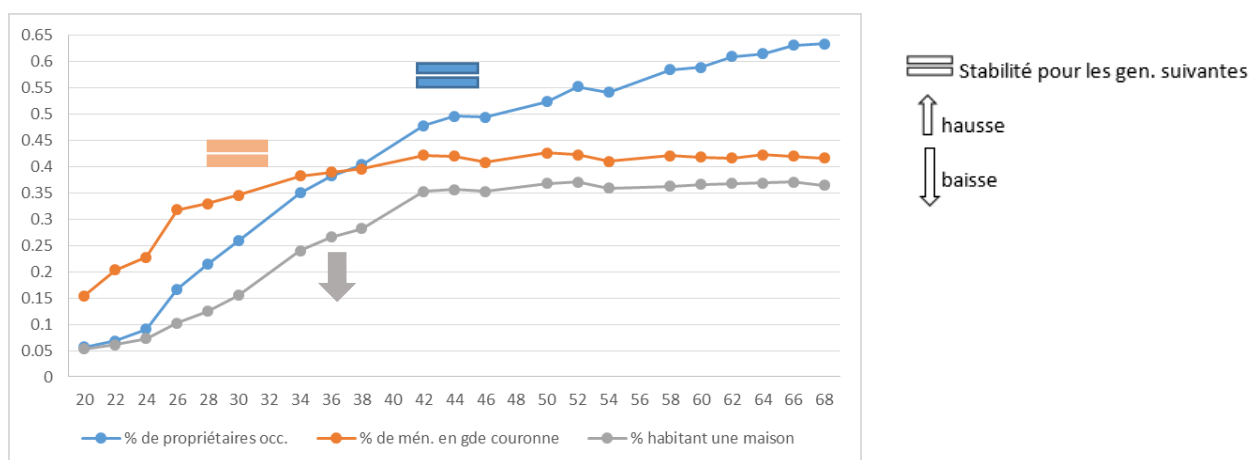
Source : recensements de la population 1968-2012, Insee ; calculs et réalisation de l'auteur

La hausse de la taille des logements est liée à celle de la part de l'habitat individuel qui présente la même courbe, avec une augmentation de la part des maisons jusqu'à 40 ans puis une stabilisation ensuite (Figure 1.15). La part des ménages en grande couronne augmente de manière différente, avec une forte croissance au cours de la vingtaine, entre 1968 et 1975, mais se stabilise également après 40 ans autour de 36%. Enfin la diffusion de la propriété occupante est forte entre 24 et 40 ans avec une croissance de 39 p%, puis connaît une phase secondaire d'augmentation plus lente avec une croissance de 13 p% entre 44 et 66 ans.

De même que la taille des logements, la diffusion de la propriété et de l'habitat en grande couronne au cours du cycle de vie se stabilise pour les générations suivantes, au contraire de l'habitat en maison qui diminue.

De manière plus générale on note donc l'importance de la tranche d'âge de 40-45 ans qui produit un tournant dans les parcours résidentiels moyens : stabilisation de la taille des pièces, de la probabilité d'habiter en maison et en grande couronne, pic de la taille des ménages et augmentation plus faible de la propriété occupante.

Figure 1.15 - Évolution du taux de propriétaires, de ménages habitant en grande couronne, et en maison pour les baby-boomers d'Île-de-France



Champ : ménages ordinaires dont la P.R. est née entre 1944 et 1948, Île-de-France  
 Source : recensements de la population 1968-2012, Insee ; calculs et réalisation de l'auteur

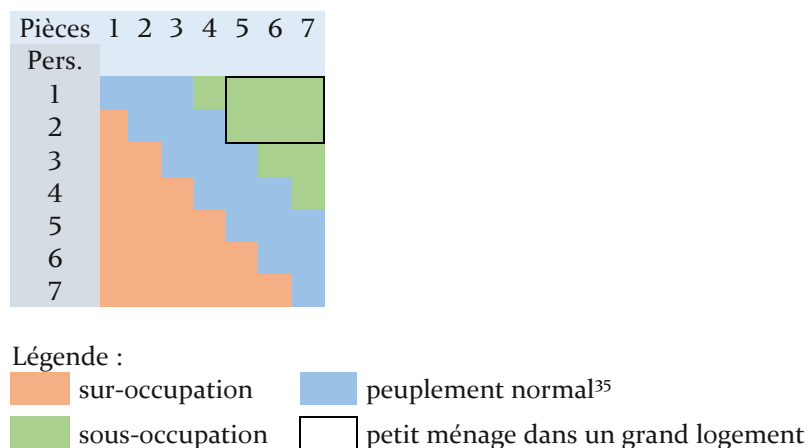
#### 4.5 Au-delà des parcours moyens : sur-occupation et sous-occupation des logements

L'étude des parcours moyens nous a amenés à constater une hausse de la taille des logements qui, associée à une forte baisse de la taille des ménages, aboutit à une augmentation significative du confort surfacique des ménages (section 4.1). Au-delà de ces observations moyennes, qu'en est-il des parcours aux extrémités du spectre des conditions de logement ? En France la sur-occupation a drastiquement baissé depuis quatre décennies et si, en 2012, les résidences principales offrent en moyenne 2,2 pièces par personne, plus de quatre millions de personnes modestes restent considérées en 2018 comme vivant en situation de surpeuplement, et presque un million en surpeuplement accentué<sup>34</sup> (Fondation Abbé Pierre, 2018). Pour traiter cette

<sup>34</sup> « Ménages auxquels manquent deux pièces par rapport à la norme de peuplement. La norme de peuplement est la suivante : une pièce de séjour pour le ménage ; une pièce pour chaque couple ; une pièce pour les célibataires de 19 ans et plus ; et, pour les célibataires de moins de 19 ans : une pièce pour

question, nous adoptons une définition normative de la sur- et sous-occupation inspirée des définitions de l’Insee (Figure 1.16). Celle-ci est volontairement simple et est déterminée uniquement par la taille du ménage et la taille du logement, bien que des définitions plus avancées prennent également en compte la composition du ménage et l’âge des enfants (voir Chapitre 2).

Figure 1.16 – Définitions utilisées de la sur- et sous-occupation



Source : Réalisation de l’auteur

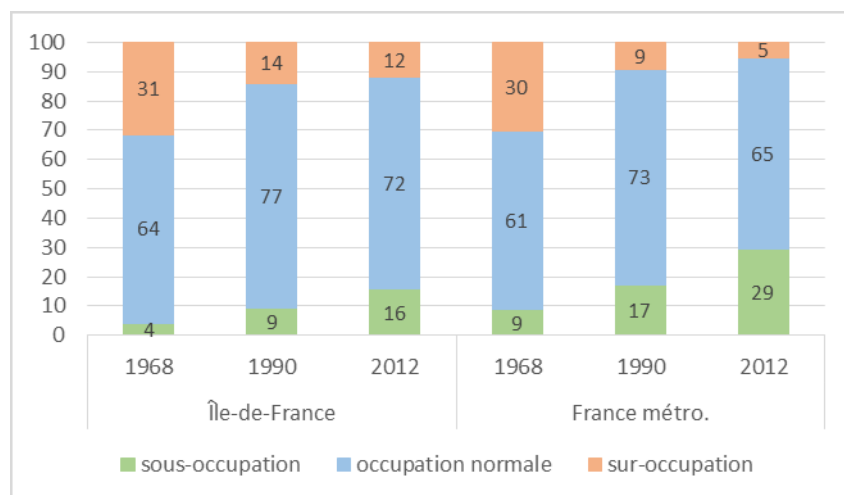
La sur-occupation décroît significativement de 1968 à 2012 en Île-de-France, même si moins fortement que dans le reste de la France. Le taux de sur-occupation baisse ainsi de 31% en 1968 à 12% en 2012 sur le territoire francilien, soit une baisse de 19 p%, contre une baisse de 30% à 5%, soit 25 p% entre les mêmes dates dans l’ensemble du territoire métropolitain (Figure 1.17). Bien que l’écart mesuré en points de pourcentages puisse sembler faible, cela aboutit à un taux de sur-occupation en Île-de-France plus de deux fois plus élevé que la moyenne française, signe d’une tension importante sur le marché du logement. De même, la sous-occupation progresse également en Île-de-France, mais moins vite que dans le reste de la France, corroborant le constat de tension du marché du logement francilien. Entre 1968 et 2012, le taux de sous-occupation progresse ainsi de 4% à 16% en Île-de-France (+ 12 p%), contre de 9% à 29% en France (+ 20 p%).

deux enfants s’ils sont de même sexe ou s’ils ont moins de sept ans ; sinon, une pièce par enfant. » (Fondation Abbé Pierre, 2018)

<sup>35</sup> Pour reprendre la terminologie historique des recensements de l’Insee (variables *MNOI* et *KIP*).



Figure 1.17 – Évolutions de la sur et sous-occupation (en %)

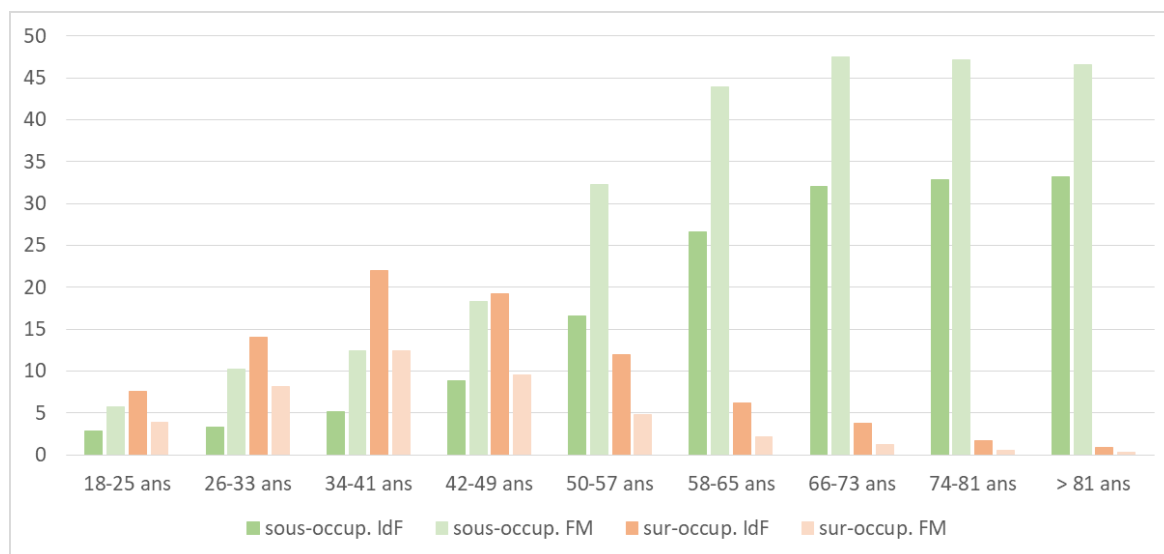


Champ : ménages ordinaires

Source : recensements de la population 1968, 1990 et 2012, Insee ; calculs et réalisation de l'auteur

En accord avec les résultats précédents de ce chapitre sur les liens entre position dans le cycle de vie, taille du logement et taille du ménage, les situations de sur- et sous-occupation sont fortement distribuées selon les âges (Figure 1.18). La sous-occupation des logements concerne principalement les ménages les plus âgés, lorsque la taille des ménages baisse tandis que la taille des logements reste constante. En 2012 environ un tiers des ménages de plus de 60 ans sont ainsi en sous-occupation en Île-de-France, et presque la moitié en France. La sur-occupation atteint quant à elle son maximum dans la tranche des 34-41 ans, lorsque la taille du ménage est la plus élevée, concernant en 2012 22 % des ménages en Île-de-France, contre seulement 12 % en France. Ce pic de sur-occupation dans le cycle de vie a cependant fortement décru depuis 1968, où il atteignait la moitié des ménages français et franciliens (Figure A.13).

Figure 1.18 – Sur et sous-occupation en fonction de l'âge de la P.R. (2012)



Champ : ménages ordinaires

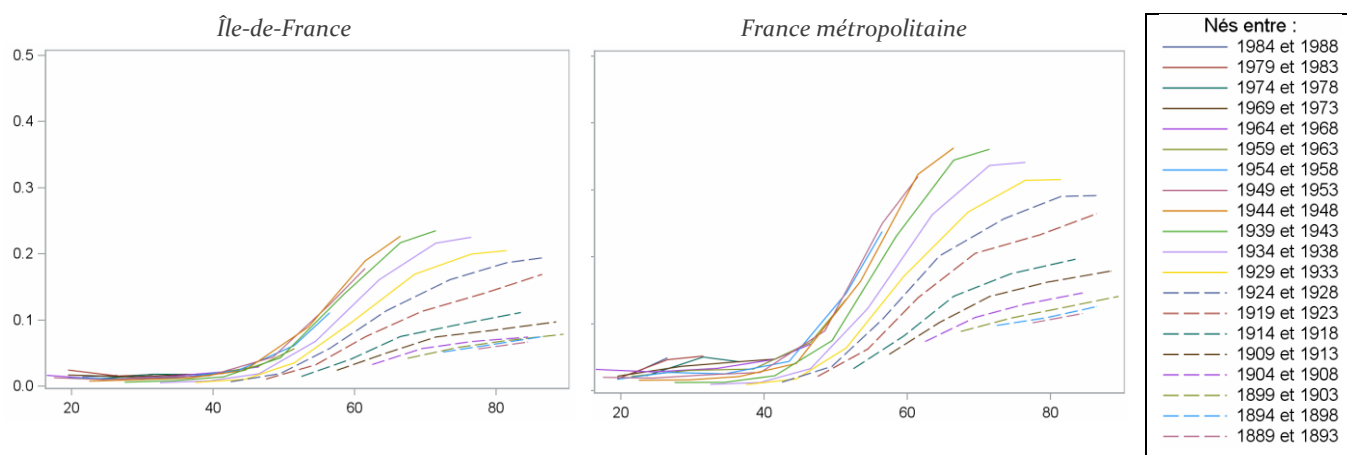
Source : recensement de la population 2012, Insee ; calculs et réalisation de l'auteur

En Île-de-France, la petite couronne abrite le plus de ménages en situation de surpeuplement en 2012 (Figure A.14). On y compte 15% de ménages en situation de surpeuplement contre 12% à Paris. Comme attendu, c'est la couronne périurbaine qui contient le plus de ménages en situation de sous-occupation, un tiers étant concernés.

Une situation de sous-occupation en particulier a fortement progressé au cours des dernières décennies. Il s'agit des ménages d'une ou deux personnes dans des logements de 5 pièces et plus, les *petits ménages dans de grands logements*, définis en Figure 1.16. En Île-de-France la part de ces ménages atteint ainsi 9,0% en 2012 contre 2,0% en 1968 (18,5% contre 4,5% en France). Cette hausse est bien sûr à rapporter à la hausse simultanée du parc des grands logements et du nombre de petits ménages, provoquant un effet ciseaux.

En cohérence avec les observations faites tout au long de ce chapitre, une analyse par générations nous confirme que c'est chez les plus de 60 ans que cette situation est la plus répandue. Les plus de 60 ans regroupent ainsi en 2012 les deux tiers des situations de petits ménages dans de grands logements (67%). En France, chez les ménages dont la P.R. appartient à la génération du baby-boom (1944-48), la part d'entre eux dans cette situation dépasse 32% à partir de 61 ans puis 36% à partir de 66 ans (Figure 1.19). La part de petits ménages dans de grands logements est plus faible en Île-de-France car la part des logements de trois pièces y est assez élevée, notamment chez les plus âgés.

Figure 1.19 - Probabilité d'être un petit ménage dans un grand logement, en fonction de l'âge de la P.R et de la génération



Champ : ménages ordinaires, Île-de-France

Source : recensements de la population 1968-2012, Insee ; calculs et réalisation de l'auteur

## 5 Discussion et conclusion

### 5.1 Synthèse et discussion des principaux résultats

#### 5.1.1 Des évolutions démographiques à l'opposé de celles du parc

La taille moyenne des ménages a baissé de façon marquée entre 1968 et 2012, portée par une forte hausse de la part des ménages d'une et deux personnes. Cette progression de la part des petits ménages est principalement le résultat de l'érosion des modes traditionnels de cohabitation (Jacquot, 2006). Peuvent être cités la hausse du célibat, la mise en couple plus tardive, la hausse des séparations et de la monoparentalité, la baisse de la cohabitation avec les parents âgés, le recul de l'âge au premier enfant ainsi que la baisse de la fécondité. Bien que la taille des ménages baisse fortement pour les ménages les plus âgés, nous avons *a contrario* mis en évidence que le vieillissement de la population, ou du moins la modification de la structure d'âge des personnes de référence, ne jouait pas un rôle déterminant dans cette baisse.<sup>36</sup> Globalement, ces différents phénomènes sont plus prononcés en France qu'en Île-de-France, pour qui les modes de cohabitation privilégiaient déjà en 1968 des ménages plus petits, de sorte que l'on observe un rattrapage au niveau de la taille des ménages. Cette harmonisation, qui se

<sup>36</sup> Cette dernière joue par contre un rôle important dans l'augmentation du nombre de ménages comme souligné par Jacquot (2006), qui décompose la hausse de 264 000 ménages par an en France entre 1982 et 2004 selon trois principaux facteurs: la croissance de la population (105 000), l'évolution des comportements de cohabitation (95 000) et les déformations de la structure par âge des ménages (65 000). Les calculs précédents appliqués à l'intervalle de recensement le plus proche de celui de Jacquot (1982-2007) confirment que la modification de la structure par âge des ménages, tout en étant un moteur de la hausse du nombre de ménages, n'impacte pas la taille moyenne des ménages.

stabilise au tournant des années 2000, conduit en 2012 à une taille moyenne des ménages désormais plus grande en Île-de-France qu'en France (avec 2,33 et 2,25 personnes par ménage, respectivement).

À l'opposé de cette baisse de la taille des ménages, la taille des logements a elle fortement progressé, portée à la fois par une progression plus forte du logement individuel (les maisons étant traditionnellement plus grandes que les appartements), mais également par la hausse d'environ 30% de la taille moyenne des maisons (avec en particulier une forte croissance des très grandes maisons de cinq pièces et plus). En Île-de-France, cette croissance du parc de logements se réalise principalement en grande couronne (banlieue extérieure et périurbain), avec une proportion de plus en plus importante des grands logements.

La période 1968-2012 correspond également à une progression importante de la propriété occupante. Cette progression a été encouragée et favorisée par les politiques du logement successives, notamment les politiques de prêts aidés (Taffin, 1987 ; Driant, 2009 ; Bonvalet et Bringé, 2013). Cette progression est particulièrement forte entre 1968 et 1990 dans la couronne périurbaine actuelle : la propriété est en effet fortement associée à la maison individuelle (Bourdieu *et al.*, 1990 ; Callen, 2011 ; Steinmetz, 2013), bien que de façon moins marquée au niveau francilien que français.

Le processus de périurbanisation des années 1970 et 1980 explique certes une partie de la hausse du nombre de maisons et de la taille des logements mais la couronne périurbaine dans ses limites de 2010 ne représente que 9,4% des résidences principales franciliennes en 2012. C'est donc dans l'agglomération (dans ses limites de 2010)<sup>37</sup> que les modifications du parc ont été les plus conséquentes, et particulièrement sur la banlieue extérieure. Le résultat en est une offre entièrement segmentée en fonction des couronnes d'habitation, notamment par type de logement. Le type de logement, dans un marché suffisamment diversifié (hors Paris donc), détermine fortement le statut d'occupation de ses habitants ; cette corrélation se renforçant même à partir de 1990 à l'échelle nationale. Si la grande couronne francilienne est un territoire de la propriété, c'est statistiquement parlant plus lié à sa composition en type de logements qu'à une éventuelle spécificité intrinsèque au territoire.

Ces divers éléments peuvent être résumés de manière comptable, en comparant le parc de 1968 à celui de 2012. La croissance du nombre de résidences principales est ventilée en fonction des

---

<sup>37</sup> Cette précision permet de souligner à nouveau les limites du travail à périmètre constant, l'agglomération s'étant étendue entre 1968 et 2012. Cette extension est cependant somme toute relativement limitée entre 1968 et 1999 à l'ouest de Versailles dont la Ville Nouvelle de Saint-Quentin-en-Yvelines, l'ouest de la Ville Nouvelle de Marne-la-Vallée, le corridor urbain menant à Mantes-la-Jolie et Melun (Berger, 2004).

types de ménages et de logements (Tableau 1.10), mettant ainsi en valeur les principaux constats précédents : la croissance du nombre de ménages et de résidences principales se traduit très majoritairement par des petits ménages d'une ou deux personnes, aux trois quarts par des ménages propriétaires, dans de grands logements (souvent des maisons mais moins en Île-de-France), et dans une proportion non négligeable par des ménages âgés.

Tableau 1.10 - Relations comptables entre les évolutions du parc de logements et des ménages

	En France	En IdF
Augmentation (1968-2012)	+11,7M (+75%)	+1,7M (+53%)
Part de l'augmentation couverte par :		
- des ménages de 1 à 2 personnes	95%	85%*
- des logements de plus de 4 pièces	88%	75%
- des ménages propriétaires	77%	76%
- des maisons	65%	39%
- des ménages dont la P.R. a plus de 60 ans	40%	32%
- des ménages de grande couronne		66%**

\*89 % depuis 1975

\*\*représentant 87% de la hausse de population

Champ : ménages ordinaires

Source : recensements de la population 1968-2012, Insee ; calculs de l'auteur

### 5.1.2 Une croissance importante du confort surfacique

Le confort surfacique, mesuré par le nombre de pièces par personne, a fortement augmenté sur les cinq dernières décennies, porté par une baisse de la taille des ménages et une hausse de la taille des logements. Cette hausse s'est accompagnée d'une forte baisse de la sur-occupation en France et en Île-de-France, bien que 22 % des ménages entre 34 et 41 ans connaissent encore en 2012 une situation de sur-occupation (définie par le critère simple d'un nombre de pièces par personne inférieur à 1). Pour toutes les générations, et plus particulièrement pour les plus récentes, le confort surfacique moyen est en hausse à partir de 45 ans, conduisant en 2012 plus de 47% des ménages français âgés de plus de 65 ans en situation de sous-occupation (définie par plus de deux pièces en plus que le nombre d'habitants, 32 % en Île-de-France).

La hausse des tailles de logement par rapport à celle des ménages était anticipée dès 1989 par Louvot (Louvot, 1989), qui présentait deux scénarios d'évolution de la demande de logement. Le premier mettait en avant les évolutions démographiques et considérait que les ménages nouvellement créés habiteraient dans le même type de logement que les ménages actuels de même taille. Ce scénario entrerait en rupture avec les évolutions constatées par l'auteur et conduisait à une hausse du pourcentage de petits logements et d'appartements. Le deuxième scénario au contraire prolongeait les tendances observées entre les enquêtes Logement 1978 et 1984 et conduisait à une hausse des grands logements, c'est-à-dire les pavillons périurbains, habités de plus en plus par de petits ménages. À la lumière des évolutions ultérieures, le deuxième scénario a, comme le prévoyait l'auteur, mieux reflété la réalité que le premier.

En tout état de cause la demande de logement des personnes âgées va continuer à augmenter et celle-ci présente des caractéristiques spécifiques, tant en termes d'aménagement des logements qu'en termes de superficie, notamment à cause du poids des personnes seules qui disposent de budgets logement plus faibles (Bonnet *et al.*, 2010). La probabilité d'être un petit ménage dans un grand logement progressant fortement après 60 ans, cette situation est amenée à continuer à augmenter au regard du pourcentage de résidences principales occupées par des P.R. de plus de 60 ans (Tableau 1.11).

Tableau 1.11 - Pourcentage de résidences principales occupées par des P.R. de 60 ans et plus

	1968	1975	1982	1990	1999	2007	2012
France métropolitaine	37%	34%	33%	33%	31%	34%	35%
Île-de-France	31%	29%	27%	26%	25%	28%	30%

Champ : ménages ordinaires

Source : recensements de la population 1968-2012, Insee ; calculs de l'auteur

Néanmoins la demande de petits logements n'évolue pas forcément de façon marquée avec le vieillissement des ménages et la baisse de leur taille, et ce pour plusieurs raisons. La principale est le désir de maintien dans des lieux familiers et dans un environnement connu et maîtrisé, comme le souligne Berger *et al.* (2010). Au-delà des freins à la mobilité, la demande de superficie ne baisse pas forcément pour les ménages propriétaires dégagés des crédits d'achat, les pièces supplémentaires du logement étant perçues comme utiles à l'accueil des proches, en particulier des enfants ayant décohabité (voir Chapitre 2).

### 5.1.3 Une stabilisation des trajectoires démographiques et résidentielles pour les générations récentes

Si les conditions résidentielles continuent de progresser avec l'avancée en âge pour les générations les plus récentes, la comparaison intergénérationnelle offerte par la mise bout à bout des photographies apporte un éclairage différent. À cet égard, la génération des baby-boomers entendue au sens large (1945-1954) est une génération pivot dans le peuplement résidentiel.

Pour toutes les générations, la taille moyenne des logements augmente avec l'âge, jusqu'à un maximum atteint autour de 45 ans. Néanmoins la génération du baby-boom « restreinte » (1944-1948) présente la trajectoire bénéficiant des logements les plus grands au cours de leur parcours, les générations suivantes connaissant des trajectoires seulement comparables, voire plus basses.

Du point de vue de la taille des ménages au cours du cycle de vie, on observe une convergence des profils sur une distribution qui semble stabilisée. Pour les générations post baby-boom ayant moins de 50 ans en 2012, la baisse de la taille des ménages a continué pour la partie ascendante du parcours (avant 45 ans).

Le nombre de pièces disponibles par personne connaît pour toutes les générations une inflexion autour de 45 ans, conséquence d'une baisse de la taille des ménages à partir de cet âge associée au maintien de la taille des logements à des niveaux élevés. À cet égard la progression du confort surfacique à partir de 45 ans semble suivre la même trajectoire depuis la génération du baby-boom.

Toutes les générations nées après 1953 présentent le même profil de peuplement de la grande couronne au fil de leur cycle de vie. Ce profil peut être décrit par une forte montée de l'importance de la grande couronne avec l'avancée en âge, puis une inflexion autour de 40 ans et une stabilisation ensuite. Ce point d'inflexion autour de 40 ans semble également être celui d'une plus grande stabilité géographique des parcours, ou du moins d'une moins grande mobilité résidentielle (Debrand et Taffin, 2005).

La progression de la propriété au fil du cycle de vie présente également un profil similaire à celui de l'habitat en grande couronne et de la taille du logement. L'inflexion dans la progression du taux de propriétaires après 45 ans est cependant beaucoup plus faible que pour les deux cas précités, le taux de propriétaire continuant à augmenter. Comme pour les variables précédentes, les générations franciliennes récentes semblent suivre des trajectoires d'accession très proches.

La propriété occupante continue d'augmenter mais connaît néanmoins une inflexion depuis le recensement de 1990. Cet affaiblissement de la propriété est corrélé à la hausse de la part des appartements depuis 1990, après plusieurs décennies de baisse notamment lors de la vague périurbaine. Cette baisse de la propriété et de la part des maisons individuelles a donc des effets sur les parcours des générations post baby-boom. Celles-ci vivent plus souvent que leurs aînés dans des logements plus petits et en location, mais bénéficient d'un confort comparable voir plus élevé grâce à la baisse moyenne de la taille de leurs ménages. Cette baisse mesurée de la propriété occupante semble être avant tout un effet propre à l'évolution du parc de logements et non pas à une localisation géographique différenciée des ménages les plus récents.

En résumé, la génération du baby-boom est à plusieurs titres au centre des évolutions de l'Île-de-France de la seconde partie du 20<sup>e</sup> siècle : elle stabilise pour les générations suivantes les niveaux de propriété occupante, taille des ménages, et peuplement de la grande couronne. L'étude des parcours générationnels permet de remarquer le rôle de la quarantaine : stabilisation de la taille des pièces, pic dans la taille des ménages, stabilisation de la probabilité d'habiter en grande couronne.

La progression de l'accession à la propriété au fil des générations a déjà été étudiée dans le cas français. Comme le rappellent Authier *et al.* (2010) on observe une forte progression de la propriété occupante entre la génération 1909-1913 et la génération 1919-1923. La propriété se

diffuse plus largement encore pour les générations suivantes (1924-1928). Ces générations de « pionniers de l'accession » (Maison, 1994) nés dans les années 1920 bénéficient de la diffusion du crédit et accèdent plus tôt que leurs aînés à la propriété. Nos analyses indiquent que la propriété continue de se diffuser de manière régulière jusqu'à la génération des baby-boomers, comme le remarquent également Meron et Courgeau (2004) et Bonvalet et Bringé (2013).

Meron et Courgeau (2004) remarquent une remontée de l'âge médian d'accès à la propriété après les générations nées en 1950. Ils insistent sur le fait que le prolongement de la scolarité n'explique pas totalement ce recul, et que différents facteurs de fragilisation économique (stabilité de l'emploi, coûts du logement) et de déroulement des biographies (mobilité professionnelle, recul de la formation des couples) contribuent à ce recul. Bonvalet et Bringé (2013) constatent que la génération du baby-boom est une génération particulièrement favorisée par la politique du logement, en particulier par la réforme de 1977 mettant l'accent sur les aides à la personne, notamment le prêt aidé à l'accession à la propriété (PAP). Les générations suivantes sont moins favorisées, du fait de la conjoncture immobilière et d'une politique du logement majoritairement centrée sur l'accession à la propriété des couples biactifs en période de montée de la précarité économique et de l'instabilité des couples. La génération du baby-boom à la veille de la retraite n'est cependant pas, selon les auteurs, plus fortement propriétaire que les générations précédentes, ceci étant dû notamment à la hausse du chômage après 50 ans et à la montée des divorces. Nos données confirment ce point, bien que la génération du baby-boom soit à partir de 55 ans toujours au moins autant propriétaire que les générations nées dans la décennie précédente.

Nos constats sur la génération des baby-boomers vue comme une génération pivot semblent a priori contradictoires avec les constats issus de l'enquête *Biographies et entourage* menée en 2001 sur les Franciliens nés entre 1930 et 1950. Bonvalet (2006) traitant ces données souligne au contraire que les baby-boomers ont connu de moins bonnes conditions d'accès à la propriété que les générations d'avant-guerre et sont moins souvent propriétaires que les générations précédentes aux mêmes âges. L'étude de cette publication nous indique en outre des progressions de la propriété au cours de la vie bien supérieures à celles constatées sur les données du recensement<sup>38</sup>. Les trajectoires de cohortes décrites dans Bonvalet (2006) sont de fait situées entre celles des trajectoires au niveau national et au niveau francilien.

Une explication à ces deux observations en porte-à-faux avec nos résultats est que l'étude *Biographies et entourage* est une étude longitudinale décrivant des Franciliens au moment de

---

<sup>38</sup> Constat confirmé par une analyse sur les données des enquêtes Logement, qui donnent des résultats proches des ceux fournis ici par les recensements.



l'enquête, mais qui n'ont pas forcément vécu toute leur vie en Île-de-France et ont pu accéder à la propriété ailleurs sur le territoire national. Les trajectoires différentes d'accès à la propriété des générations peuvent donc être marquées par une évolution de l'origine de ces générations dans le territoire national, ce qui pourrait contribuer à expliquer l'accès moins élevé à la propriété des générations de baby-boomers par rapport à leurs prédécesseurs : les premiers auraient un parcours résidentiel plus ancré dans le territoire francilien, moins propice à la propriété occupante. Au contraire nos données du recensement décrivent des pseudo-cohortes, caractérisées avant tout par leur situation géographique, et informent donc moins sur les trajectoires réelles. De fait, comme le souligne Bonvalet (2006), « Les générations du baby-boom (...) ont suivi un parcours logement plus chaotique que les précédentes en raison d'une plus grande mobilité professionnelle et familiale ». Ces évolutions ne peuvent pas être observées par nos données.

#### *5.1.4 Des résultats spécifiques à l'Île-de-France ? Comparaison avec quatre métropoles régionales*

L'Île-de-France présente une trajectoire proche de la France métropolitaine dans son ensemble, mais certaines caractéristiques (moindre baisse de la taille des ménages, moindre part de l'habitat individuel, logements plus petits) en font un territoire à part. Afin de tester si les spécificités des évolutions de la région Île-de-France par rapport à la moyenne nationale sont liées à son caractère métropolitain, nous avons comparé nos résultats avec les quatre plus grandes métropoles régionales au regard du poids démographique de leur aire urbaine (Lyon, Marseille, Toulouse, Lille). L'analyse complète est disponible en annexe A.2.

##### *Des évolutions comparables entre les différentes aires urbaines*

Comme en Île-de-France, les aires urbaines de Marseille et Lyon connaissent une hausse de la taille des logements sur cinq décennies supérieure à +20%, correspondant à l'ordre de grandeur national. Pour toutes les aires urbaines la hausse observée est, comme dans le cas francilien, très majoritairement portée par la progression des maisons individuelles. Ainsi la taille des logements de l'aire urbaine lilloise augmente peu car ces derniers sont déjà grands à cause d'un parc traditionnellement composé de maisons.

Comme en Île-de-France, la hausse de la taille des logements est doublement portée par les maisons individuelles car au-delà de leur progression relative dans le parc, la taille des maisons augmente également plus fortement que la taille des appartements (quand cette dernière n'a pas tendance à décroître comme à Toulouse et Lille). Ainsi, la plus forte hausse de taille enregistrée pour les appartements, dans la ville de Lyon (+17%), dépasse à peine la plus faible hausse de taille de maisons individuelles, en banlieue lilloise (+16%).

L'Île-de-France continue de faire figure d'exception du point de vue la taille des ménages. Si en 1968 elle se distinguait par ses petits ménages, les autres métropoles ont connu des trajectoires de taille des ménages comparables à la moyenne nationale avec des baisses de l'ordre de 25% au cours du dernier demi-siècle. En 2012, l'Île-de-France abrite ainsi en moyenne les ménages les plus grands des cinq plus grandes aires urbaines françaises.

Dans toutes les aires urbaines la hausse de la taille des logements et la baisse de celle des ménages conduisent, comme dans le cas francilien, à une hausse généralisée du nombre de pièces disponibles par personne. Les aires urbaines de Lyon, Marseille et Toulouse décrivent même une augmentation d'environ 60% de leur confort surfacique, au même niveau que la France métropolitaine.

La diffusion de la propriété occupante au sein des maisons individuelles est un phénomène massif dans toutes les grandes aires urbaines sur la période 1968-1990. Sur la période suivante à l'inverse, les hausses de taux de propriétaires ne dépassent pas 5p%, et baissent même sur les aires urbaines de Toulouse et Lille. Dans ces deux derniers cas la baisse est un effet de structure dû à une augmentation de la part des appartements (particulièrement en banlieue). L'Île-de-France connaît à ce titre une hausse plus élevée que les autres aires urbaines.

#### Une rupture généralisée pour les ménages les plus jeunes, malgré une hausse du confort surfacique.

On remarque que le pourcentage de propriétaires occupants, de logements individuels, ainsi que la taille des logements décroissent depuis 1990 pour les ménages les plus jeunes dans toutes les grandes aires urbaines, et également au niveau national. L'étendue des âges affectés par ces décroissances varie selon les aires urbaines mais la baisse de la taille des logements touche majoritairement les ménages de moins de 45 ans tandis que celle de la propriété occupante s'adresse à une frange beaucoup plus large, souvent jusqu'à 60 ans. De fait, on observe dans la plupart des aires urbaines une baisse de la propriété et de la part du logement individuel pour les générations récentes post baby-boom.

Pour certaines classes d'âges, la taille des logements continue donc à augmenter alors que le pourcentage de maisons baisse : les maisons y sont moins nombreuses mais plus grandes. Le triptyque propriété, maison et grand logement semble plus que jamais une réalité : les maisons sont de plus en plus souvent en propriété occupante et de plus en plus grandes par rapport aux appartements.

Cette baisse de l'accès aux grandes maisons individuelles ne s'accompagne cependant pas d'une baisse du confort surfacique. Ainsi dans toutes les aires urbaines étudiées et au niveau national le confort surfacique progresse d'au moins 5% à l'exception des moins de 30 ans et des

Franciliens de moins de 40 ans pour lesquels la hausse est plus faible (elle est même nulle pour les Franciliens de moins de 30 ans).

En résumé l'Île-de-France connaît comme les autres aires urbaines une hausse de la taille de ses logements et du confort surfacique. Elle connaît de même pour la période récente une part des maisons stables, mais ces dernières s'agrandissent. Elle connaît par contre des évolutions spécifiques de deux ordres. Du point de vue démographique la baisse des ménages est moins forte que dans les autres aires urbaines, qui au contraire suivent la tendance nationale. Les ménages franciliens traditionnellement beaucoup plus petits sont maintenant plus grands que dans les autres aires urbaines. Cette tendance conduit le confort surfacique des Franciliens les plus jeunes à moins augmenter sur les dernières décennies. La seconde observation est que la baisse de la propriété pour les générations les plus récentes est moins forte que partout ailleurs. Ce phénomène pourrait être la traduction générationnelle d'une convergence des parcours résidentiels entre l'Île-de-France et le reste des métropoles françaises, l'écart entre le taux de propriétaire francilien et ceux des autres métropoles s'étant réduit au cours des dernières décennies.

## **5.2 Limites et perspectives**

### *5.2.1 Limites*

Cette étude des parcours résidentiels se heurte à l'écueil du traitement de données transversales et non longitudinales, comme on peut les trouver dans les données de l'Échantillon Démographique Permanent (EDP) ou encore l'enquête Biographies et entourage. Notre travail ne vise pas tant à refléter la diversité des parcours résidentiels d'une génération donnée, comme Bonvalet et Bringé (2010) par exemple, mais plutôt à décrire les parcours moyens au sein d'un parc résidentiel à l'aide d'un éclairage par un ensemble de variables structurantes (en particulier le confort surfacique et la propriété occupante).

La territorialisation de notre étude nous entraîne également à ne pas prendre en compte les flux migratoires entre les espaces. Ainsi, pour être exhaustive la comparaison des évolutions de tailles de ménages entre les différentes aires urbaines devrait prendre en compte d'autres facteurs, notamment la composition démographique des ménages contribuant au solde migratoire.

Enfin, nous travaillons en considérant que les tailles des ménages évoluent de manière indépendante de celles des logements, hypothèse appuyée par le constat initial d'une évolution inversée des tailles des logements et des ménages. Nous ne traitons donc pas de phénomènes plus minoritaires, comme la colocation qui peut être vue comme une augmentation virtuelle de la taille des ménages par adaptation à la structure du parc, ou la décohabitation plus tardive des

enfants qui peut être interprétée comme une adaptation aux tensions sur le marché du logement et donc à l'offre de logement.

### 5.2.2 *Perspectives*

#### Décrire la variabilité des parcours résidentiels

Dépassant les partis-pris méthodologiques de ce chapitre, notre travail pourrait être enrichi par une analyse plus fine des mobilités et parcours résidentiels grâce à l'utilisation d'autres sources de données. La première piste est l'intégration des caractéristiques du ménage et du logement avant le dernier déménagement ou quatre années auparavant, ces données étant disponibles dans les Enquêtes Logement. Les Enquêtes Logement permettent également de distinguer les propriétaires dégagés des conditions d'achat (DCA) de ceux encore soumis à des emprunts permettant d'affiner la mesure des processus d'accession à la propriété.

Également, comme cela a déjà été souligné, l'utilisation de l'Échantillon Démographique Permanent permettrait de retracer les parcours résidentiels avec une approche longitudinale, plus tournée vers les individus et mettant en avant la diversité des parcours et les ruptures biographiques liées à ces derniers, invisibilisées par l'analyse de moyennes. Les variables mobilisées dans ce travail, de confort surfacique, localisation, et statut d'occupation sont en effet toutes disponibles à partir du recensement de 1975 (Couet, 2006).

#### Projections

L'étude des dynamiques de long terme du parc de logements, des déterminants démographiques et des modes de cohabitation des ménages nous permet d'envisager un travail de projection, à la manière du modèle Omphale utilisé par l'Insee pour les projections démographiques. En matière de relation entre habitats et habitants, Louvot (1989) et Jacquot (2006) s'étaient prêtés à l'exercice. Nos constats sur la hausse des petits ménages et le rôle du vieillissement sont en phase avec les traitements antérieurs des données du recensement par l'Insee. Jacquot (2006) identifie le vieillissement et l'érosion des modes traditionnels de cohabitation comme responsables des futures baisses de la taille des ménages. Dans son exercice de prospective il précise qu'« en l'absence de modifications brutales et/ou importantes de notre environnement économique, tout laisse à penser que ces tendances devraient se poursuivre à un rythme soutenu ».

Le modèle ainsi développé pourrait répondre à de nombreuses questions autour des différents modes d'occupation du parc, notamment celles soulevées par le vieillissement in situ des ménages. L'impact du vieillissement de la population dans la structure des ménages est amené à augmenter, ce qui aura des conséquences sur l'occupation du parc, comme c'est déjà le cas depuis 1999 (la structure par âge est responsable de 33% de la baisse de la taille des ménages

depuis cette date). Le modèle pourrait également servir de base pour alimenter des modèles intégrés usage du sol-Transport (LUTI) (Waddell et al., 2003 ; Salvini et Miller, 2005), ou plus généralement les modèles de micro-simulation (Orcutt, 1957 ; Spielauer, 2009), et notamment faciliter la constitution de populations synthétiques dans une perspective dynamique (Cornélis et al. 2012).

### **5.3 Conclusion**

Notre travail décrit un système résidentiel très inertielle. Les évolutions démographiques sont allées au cours de la période étudiée dans le sens opposé à celles du parc, entraînant une hausse généralisée du confort surfacique. Ce phénomène s'est néanmoins stabilisé sur la période récente tant du côté des ménages que des logements.

L'analyse diachronique montre de plus une forte progression de la propriété jusqu'en 1990, accompagnant la progression du parc de logements par les franges de l'agglomération, puis une stagnation depuis. Une lecture par l'angle des générations nous indique que la génération du baby-boom inaugure un parcours résidentiel moyen stabilisé par plusieurs aspects. Cependant les générations les plus récentes, qui ont connu surtout la période après 1990, connaissent des parcours moins avantageux que leurs aînés sous l'angle de l'accès à la propriété et de la taille des logements. Le confort surfacique continue par contre de progresser pour ces générations car le rétrécissement des ménages surcompense la baisse de la taille des logements.

Les observations décrites dans ce chapitre nous indiquent d'une part que les analyses transversales sont pertinentes pour étudier les disparités de situations entre les ménages, et donc les inégalités. D'autre part, elles soulignent que la progression du confort surfacique et de la propriété occupante modifient la perception, et donc la valeur relative, des positions résidentielles au cours du temps. Dans le prochain chapitre nous nous attèlerons à mesurer les inégalités autour du confort surfacique, qui constitue une des dimensions de la consommation de service logement et de la position résidentielle, telle que définie dans ce travail.

# Chapitre 2 - Les inégalités de consommation de logement sur le long terme : le cas du *confort surfacique*

## 1 Introduction

La seconde moitié du 20<sup>ème</sup> siècle a vu en Île-de-France comme en France le développement d'une forte dynamique constructive. Si celle-ci visait initialement à résorber les besoins particulièrement importants en logements de l'après-guerre, elle s'est accompagnée d'une forte progression de la qualité des logements, tant en termes de confort que de surface habitable (Driant, 2009). Nous avons vu dans le chapitre précédent que les tailles des logements et des ménages ont même évolué de manière opposée : la demande d'espace habitable semble désormais dépasser de loin la satisfaction des besoins de base en surface.

En introduction de la thèse, nous avons constaté que la position résidentielle est étroitement liée à la notion de consommation de logement<sup>39</sup>, les deux notions supposant la prise en compte simultanée des différentes dimensions d'un logement (qualité et localisation), ainsi qu'une hiérarchisation au sein de chacune de ces dimensions. La taille d'un logement est ainsi à la fois un élément de la consommation de logement et de la position résidentielle. Un des enjeux de cette thèse est de comprendre s'il existe des structures sous-jacentes aux inégalités de consommation de logement, notamment entre générations ou entre conditions sociales différentes ; et dans quelle mesure la hausse du nombre de logements et du confort constatée entre 1968 et 2012 a pu contribuer ou non à une réduction de ces inégalités.

---

<sup>39</sup> Il s'agit de l'abréviation de *consommation de service logement*. Le concept de service logement, présenté en introduction générale de la thèse, décrit l'ensemble des services produits par un logement, notamment le niveau de confort, la surface habitable, l'environnement résidentiel et l'accessibilité.

Dans ce chapitre nous opérationnaliserons cette question en nous intéressant à l'une des dimensions de la consommation de logement : le confort surfacique, c'est-à-dire à la taille du logement rapportée aux besoins en espace habitable du ménage.

La taille du logement constitue en effet une dimension essentielle de la consommation de logement, en tant qu'indicateur important du bien-être matériel (Dwyer, 2009), et de par son impact sur le bien-être du ménage (Foye, 2016)<sup>40</sup>, tant en niveau absolu (nombre de pièces du logement, surface...) que relatif (écart par rapport à une norme telle que la taille médiane par exemple). À notre connaissance, les inégalités de confort surfacique n'ont jamais été mesurées en France. L'étude des inégalités de confort surfacique sur notre terrain d'étude, le cas francilien, est pourtant susceptible de mettre à jour des disparités entre catégories sociales, qui s'ajouteraient alors aux disparités spatiales abondamment documentées (Préteceille, 2003 ; Cusin *et al.*, 2016).

Au-delà de ces objectifs construits sur le parallèle entre revenus et consommation de logement, l'étude des inégalités permet d'aborder la question du fonctionnement du marché du logement. La répartition des tailles de logement éclaire les stratégies résidentielles des ménages dans la mesure où elles reflètent les choix auxquels procèdent les ménages en fonction de l'âge, la profession et catégorie socioprofessionnelle (PCS) ou encore la génération. En particulier nous proposons à partir des résultats du chapitre 1 une série d'hypothèses que ce travail visera à explorer :

- L'âge est la variable explicative la plus importante dans l'appariement entre ménage et logement. Au vu des résultats précédents, la période déterminante pour les parcours résidentiels a lieu avant 45 ans, ensuite la mobilité résidentielle est plus faible. L'âge est en fait lié à l'avancée des différentes carrières (professionnelle, familiale, résidentielle, patrimoniale). Celles-ci se déploient le long de la variable d'âge, témoignant de l'avancée dans un « cycle de vie », et, au-delà de la corrélation via l'âge, sont reliées entre elles. Le logement joue à cet égard un rôle important : la formation de la famille entraîne le besoin d'un logement adapté, plus grand, puis l'avancée dans la carrière professionnelle et la stabilisation de celle-ci favorise l'accession à la propriété.

---

<sup>40</sup> Foye (2016), dans le champ des *happiness studies*, s'attache à montrer l'importance de la taille du logement dans la perception du bien-être. Il définit deux vecteurs d'influence de la taille du logement sur le bien-être : soit par un effet direct (facilitation des activités), soit par un effet indirect de richesse et de statut social. Il mesure un (faible) effet positif sur le bien-être masculin (indices de satisfaction et santé mentale), ce qui corrobore l'idée d'un effet par le statut social. L'hypothèse est en effet que ce deuxième effet est généré (il impacterait plus les hommes), contrairement à l'effet taille « direct ».

- La taille des logements reste un enjeu social : on constate une augmentation du confort surfacique au cours du cycle de vie moyen qui s'explique à la fois par des logiques démographiques et de statut résidentiel. Cette dimension symbolique est envisagée car la taille du logement est rapidement décorrélée des besoins à venir du ménage, notamment à partir de 40-45 ans : la probabilité d'habiter dans une grande maison progresse, tandis que la probabilité de devenir un petit ménage augmente également fortement.

- Les évolutions du parc de logements conduisent à des effets générationnels. Nous avons observé les parcours résidentiels des différentes générations au chapitre 1. Nous allons ici étudier, au-delà des similitudes entre les parcours, comment les générations successives se sont logées les unes par rapport aux autres, et si des disparités entre celles-ci peuvent être mises au jour.

Afin de valider ou infirmer ces hypothèses, nous étudierons les évolutions du confort surfacique en Île-de-France sur la période 1968-2012. Nous mobiliserons à cet égard le recensement de la population qui permet une segmentation précise en fonction des caractéristiques sociodémographiques des populations et de leur localisation. Nous utiliserons des indicateurs d'inégalité spécifiques au logement, inspirés des indicateurs d'inégalité de revenu.

Le chapitre débutera par une revue de littérature sur les indices d'inégalités utilisés dans le champ du revenu, et sur les travaux déjà menés sur les inégalités de consommation de logement. La méthodologie sera ensuite présentée : elle vise à prendre en compte les spécificités de l'appariement entre composition du ménage et taille du logement et croise l'utilisation d'indices d'inégalités et des régressions de Poisson. Les parties suivantes seront dédiées respectivement à la présentation des résultats, à la vérification de la robustesse de ceux-ci, puis à la discussion.

## **2 Bibliographie**

Cette revue bibliographique se divise en deux parties. Nous étudions dans un premier temps les différents indicateurs d'inégalité de revenu et leurs propriétés, avant de nous intéresser à la littérature sur les inégalités de consommation de logement, et plus particulièrement de confort surfacique.

### **2.1 Les indicateurs d'inégalité dans le cas du revenu**

La question de la mesure des inégalités a fait l'objet de nombreux travaux théoriques (Atkinson, 1970 ; Dagum, 1977 ; Yitzhaki, 1979 ; Dagum, 1998) donnant lieu à plusieurs indicateurs dont le plus emblématique est l'indice de Gini, ou coefficient de concentration. Les mesures d'inégalités sont utilisées pour caractériser l'ampleur de la dispersion des revenus d'une population, souvent



par rapport à une situation égalitaire dans laquelle tous les individus bénéficieraient du même revenu. L'enjeu pour un indice de mesure des inégalités est de comparer et hiérarchiser différentes distributions de revenus (entre pays par exemple) en les projetant sur une échelle linéaire dont la valeur minimum est la situation égalitaire. Pour cela les indices présentent les propriétés assurant la qualité des comparaisons. Nous présentons les principaux indicateurs de mesure d'inégalité, et discutons les avantages et inconvénients de chacun. Dans le cadre de cette présentation, nous utilisons le cas canonique des inégalités de revenu (Tableau 2.1).

Tableau 2.1 - Notations utilisées dans cette section

$y_i$ : revenu de l'individu $i$ $Y$ : revenu total de la population (somme des revenus) $\bar{y}$ : revenu moyen au sein de la population
--------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------

Les indices d'inégalités présentés ici peuvent être classés deux grandes familles : les indices de Gini (Gini, Hoover) et les indices de type Atkinson-Kolm-Sen (Theil, Atkinson, Indice d'entropie généralisée, Coefficient de variation). Cette distinction est issue de Gajdos (2001) et est fondée sur la construction axiomatique de ces indices et notamment le respect ou non de l'axiome d'indépendance.

### 2.1.1 L'indice de Gini

L'indice de Gini est l'indice le plus utilisé en mesure des inégalités de revenu :

$$G = \frac{\sum_{i,j \in I} |y_i - y_j|}{2Y}$$

Lerman et Yitzhaki (1984) ont apporté une interprétation très intuitive de l'indice de Gini : il s'agit de l'augmentation relative moyenne de revenu entre un individu et l'individu suivant le plus riche (lorsque l'on classe les individus par ordre de revenu). Dagum (1998) est le premier à avoir correctement interprété la décomposition de l'indice de Gini, en mettant en avant le sens économique de l'indice de transvariation.

### 2.1.2 L'indice de concentration de Hoover

L'indice de concentration de Hoover, *Relative Mean Deviation* ou « Indice de Robin des bois » est le plus simple des indices d'inégalité. Il s'agit, dans le cas des inégalités de revenu, du pourcentage du revenu total à redistribuer au sein de la population pour que chacun bénéficie du même revenu.

$$H = \frac{\sum_{i \in I} |y_i - \bar{y}|}{2Y}$$

Cet indice a été redécouvert plusieurs fois sous des noms différents (notamment par Schutz (1951) puis Éltetö et Frigyes (1968)<sup>41</sup>). Il est également nommé Pietra-Ricci (Frosini, 2007 et 2012), coefficient de Ricci-Schutz ou encore mesure de Pietra<sup>42</sup>, en l'honneur des travaux de Pietra (1915) et Ricci (1916). Les économistes travaillant sur les inégalités de revenus lui préfèrent, notamment dans les premiers travaux, l'appellation de « Relative Mean Deviation » (Rosenbluth, 1951 ; Gastwirth, 1974 ; Kondor, 1971 ; Atkinson, 1970).

Comme le remarque Bretagnolle (1996), certains indices issus de calculs sur la courbe de Lorenz sont identiques à l'indice de Hoover. Il s'agit de l'indice de distance maximale  $I_m$  et de l'indice de dissimilarité  $\Delta$ . En notant  $Y(q)$  le pourcentage du revenu total détenu par un quantile  $q$ , on obtient :  $I_m = \sqrt{2} \sup_q \frac{|q - Y(q)|}{\sqrt{2}}$  et  $\Delta = \sup_q |q - Y(q)|$ .

En effet comme le suggère la figure ci-dessous, le pourcentage d'argent redistribué correspond au plus grand écart entre la diagonale et la courbe de Lorenz<sup>43</sup>, ce qui revient à  $\Delta$  (Figure 2.1).

Cela permet ainsi, comme le souligne Duncan (1957), de borner l'indice de Gini lorsque l'indice de Hoover est connu :

$$G \in [H; 2H - H^2]$$

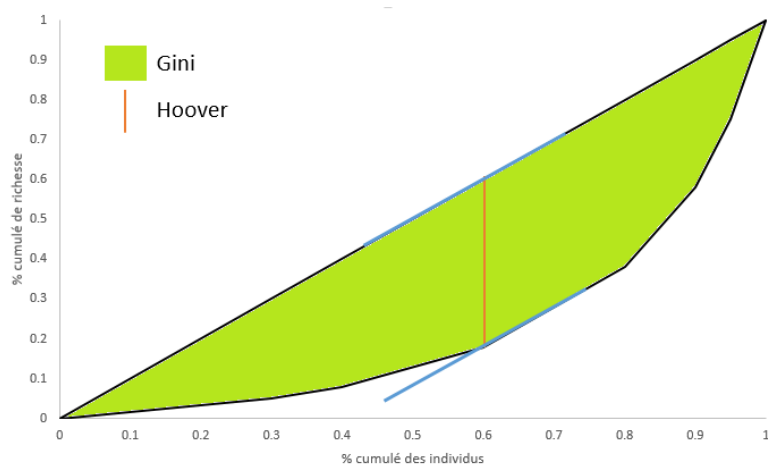
---

<sup>41</sup> Comme souligné par Rosenbluth (1951) pour le premier, et Kondor (1971) et Atkinson (1970) pour les seconds.

<sup>42</sup> C'est le cas du package 'Ineq' de R. <https://cran.r-project.org/web/packages/ineq/index.html> (consulté en octobre 2019)

<sup>43</sup> Bretagnolle remarque que cette correspondance est déjà observée dans Duncan (1957) mais *a priori* pas exploitée par la suite. On notera qu'Atkinson (1970) la remarque également, en passant.

Figure 2.1 - Lien entre Indices de Gini et Hoover



Source : réalisation de l'auteur

Frosini (2012) explique que, malgré ses désavantages sur le plan théorique, l'indice de Hoover se comporte empiriquement de façon tout à fait satisfaisante, et peut être préféré aux indices plus élaborés compte tenu de sa simplicité d'interprétation.

L'indice de Hoover peut-être vu comme une version simplifiée de l'indice de Gini. Toutefois, il présente un désavantage important car il ne tient pas compte des inégalités au-dessus et au-dessous de la moyenne. C'est cette propriété qui fait qu'il ne répond pas au principe des transferts (ou principe de Pigou-Dalton) faible : lorsqu'une personne plus riche redistribue de l'argent à une personne plus pauvre qu'elle, les inégalités ne baissent pas nécessairement (pour peu qu'elles soient toutes les deux situées du même côté de la moyenne de revenus).

### 2.1.3 L'indice de Theil

L'indice de Theil est dérivé de la mesure d'entropie de Shannon  $S$ , utilisé en théorie de l'information pour mesurer le niveau d'information moyen d'une distribution de probabilités d'événements. Dans le cas des inégalités de revenu l'indice s'écrit :

$$T = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \frac{y_i}{\bar{y}} \ln\left(\frac{y_i}{\bar{y}}\right)$$

L'entropie mesure le niveau d'aléatoire dans un jeu d'information donné. L'indice  $T$  est une différence d'entropie entre l'entropie maximale ( $S_{max}$ ) et l'entropie observée ( $S_{Theil}$ ). On a :  $S_{max} = \sum_{i=1}^N \frac{\bar{y}}{Y} \ln\left(\frac{Y}{\bar{y}}\right) = \ln(N)$  et  $S_{Theil} = \sum_{i=1}^N \frac{y_i}{Y} \ln\left(\frac{Y}{y_i}\right)$ . L'indice de Theil est donc une « entropie négative » dans la mesure où il est plus petit quand le « désordre » devient grand, c'est-à-dire lorsque la distribution devient égalitaire.

Décomposition de l'indice :

Si la population est divisée en K sous-groupes,  $Y_k$  le revenu total d'un sous-groupe  $k$ ,  $\bar{y}_k$  son revenu moyen, alors :

$$T = \sum_{k=1}^K \frac{Y_k}{Y} T_k + \sum_{k=1}^K \frac{Y_k}{Y} \ln\left(\frac{\bar{y}_k}{\bar{y}}\right)$$

Le premier terme capture les inégalités intra-classes tandis que le second capture les inégalités inter-classes, avec pour le premier terme :

$$T_k = \frac{1}{N_k} \sum_{i \in I_k} \frac{y_i}{\bar{y}_k} \ln\left(\frac{y_i}{\bar{y}_k}\right)$$

2.1.4 *L'indice d'Atkinson*

Anthony Atkinson dans un article de 1970 critique les présupposés en termes de fonction de bien-être social des indices traditionnels, et présente un indice qui portera son nom (Atkinson, 1970). Cet indice est une fonction d'un paramètre  $\epsilon \geq 0$  :

$$A_\epsilon = \begin{cases} 1 - \frac{1}{\mu} \left( \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N y_i^{1-\epsilon} \right)^{\frac{1}{1-\epsilon}} & \text{si } 0 \leq \epsilon \neq 1 \\ 1 - \frac{1}{\mu} \left( \prod_{i=1}^N y_i \right)^{\frac{1}{N}} & \text{si } \epsilon = 1 \end{cases}$$

Le paramètre  $\epsilon$  représente l'aversion aux inégalités de la population. Cet indice a l'avantage d'être compris entre 0 et 1, d'être décomposable et de respecter les principales propriétés requises pour un indice d'inégalité.

2.1.5 *Le coefficient de variation*

Le coefficient de variation est simplement l'écart-type de la distribution des revenus rapporté au revenu moyen.

$$V = \frac{\sqrt{\text{var}(y)}}{\bar{y}} = \frac{1}{\bar{y}} \cdot \sqrt{\frac{1}{N} \sum_{i=1}^n (y_i - \bar{y})^2}$$

Sa décomposition s'écrit :

$$V^2 = \frac{\sum_{k=1}^K N_k \cdot \bar{y}_k^2 V_k^2}{N \bar{y}^2} + V_{|k}^2$$

Avec (cf. annexe B.3.2) :

$$V_{|k} = \frac{1}{\bar{y}} \sqrt{\frac{1}{N} \sum_{k=1}^K (N_k (\bar{y}_k - \bar{y})^2)}$$

$$V_k = \frac{1}{\bar{y}_k} \sqrt{\frac{1}{N_k} \sum_{i \in I_k} (y_i - \bar{y}_k)^2}$$

Dans les cas où les classes s'avèrent trop nombreuses, cet indice pourrait être mobilisé par l'intermédiaire d'une régression linéaire. En effet le  $R^2$  d'une régression linéaire dans laquelle l'ensemble des croisements entre variables sont mobilisés est un indicateur de la variance inter-classes d'après le coefficient de variation : il est le ratio de la variation expliquée par le modèle sur la variation totale et  $R = \frac{V_{|k}}{V}$ . Si calculer l'ensemble des croisements s'avère trop coûteux, le  $R^2$  peut alors représenter un indicateur synthétique de la variance inter-classes au sein d'une population.

#### 2.1.6 L'indice d'entropie généralisée

L'indice d'entropie généralisée est une généralisation de l'indice d'entropie de Theil, et dépend d'un paramètre  $\alpha$ .

$$GE(\alpha) = \begin{cases} \frac{1}{N\alpha(\alpha-1)} \sum_{i=1}^N \left( \left( \frac{y_i}{\bar{y}} \right)^\alpha - 1 \right) & \alpha \neq 0, \alpha \neq 1 \\ \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \frac{y_i}{\bar{y}} \ln \left( \frac{y_i}{\bar{y}} \right) & \alpha = 1 \\ -\frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \ln \left( \frac{y_i}{\bar{y}} \right) & \alpha = 0 \end{cases}$$

Cet indice possède comme cas particuliers l'indice de Theil ( $\alpha = 1$ ), la log-déviante moyenne ( $\alpha = 0$ ), et le coefficient de variation, élevé au carré et divisé par deux ( $\alpha = 2$ ).

On retrouve l'indice d'Atkinson par la relation  $A_\epsilon = 1 - e^{-GE(1-\epsilon)}$ , seulement dans les cas avec  $0 < \epsilon \leq 1$ .

Cet indice est le représentant le plus général de la catégorie des indices d'Atkinson-Kolm-Sen, et ses propriétés ont été souvent comparées à celles des indices de Gini. Mussard *et al.* (2003) privilégient l'indice de Gini pour la question des décompositions plutôt que les indices issus de l'entropie généralisée, notant que la variance inter-classes présente une meilleure forme de décomposition (rôle de la composante de transvariation). Leur application aux inégalités de revenu entre femmes et hommes souligne la sensibilité de la variance inter-groupe à l'indice choisi. Gajdos (2001) recense, au filtre des présupposés sur les opinions de la société en matière

de justice redistributive, les limites de la famille des indices Atkinson-Kolm-Sen pour lui préférer également l'indice de Gini et ses généralisations.

## 2.2 Les inégalités de consommation de logement

En économie, les travaux sur la distribution des revenus se structurent autour de deux questions principales partiellement liées, à savoir l'étude des inégalités et l'étude de la pauvreté. La pauvreté peut prendre deux formes, relative ou absolue. Elle est absolue lorsqu'elle se mesure par rapport à un seuil fixe et indépendant de la distribution des revenus, souvent au regard d'un panier de biens de première nécessité ; elle est relative lorsque le seuil de pauvreté est défini relativement à la distribution des revenus au sein de la population (en général un pourcentage de la médiane).

S'inspirant de ces distinctions, il est possible de structurer les travaux traitant des inégalités dans le champ du logement en trois approches. La première s'intéresse aux inégalités de consommation de logement. C'est à ce champ que nous nous intéresserons spécifiquement dans la partie suivante. Un ensemble de travaux non traités dans la prochaine partie, mais pouvant néanmoins être intégrés dans cette approche, sont les études statistiques visant à mesurer les inégalités de dépenses de logement selon différentes variables d'intérêt (statut d'occupation, niveau de revenu, âge, localisation, génération, etc.)<sup>44</sup>. Cependant ces travaux s'intéressent en réalité aux différences de prix entre différents marchés du logement qui diffèrent dans le temps, l'espace, ou encore par le statut d'occupation. Les évolutions au cours du temps des prix et des loyers sont ainsi susceptibles d'engendrer des inégalités entre les générations ou des problèmes de solvabilité pour une partie de la population. Ces travaux seront abordés dans le prochain chapitre.

La seconde approche s'intéresse à la pauvreté dans le champ du logement. Cette question est principalement traitée sous l'angle de la pauvreté absolue. Les rapports de la Fondation Abbé Pierre représentent l'exemple le plus connu en France de mesures de pauvreté absolue. Cette dernière y est le plus souvent traitée sous l'angle de la sur-occupation des logements. En France la sur-occupation a drastiquement baissé depuis quatre décennies. Toutefois en 2018, plus de quatre millions de personnes modestes sont toujours considérées comme vivant en situation de surpeuplement, et 934 000 en surpeuplement accentué (Fondation Abbé Pierre, 2018). La notion de mal-logement, qui couvre un spectre bien plus large que la sur-occupation, peut également

---

<sup>44</sup> En effet, à marché donné, une dépense de logement peut être considérée comme le reflet d'une consommation. La dépense de logement est ainsi la rencontre d'une consommation et d'un prix, ce prix variant spatialement, temporellement et en fonction du statut d'occupation.

être entendue en termes de pauvreté absolue, car la mesure du mal-logement compare la situation de la population à un standard souhaité. La question de la sur-occupation se pose toujours de manière aigüe dans de nombreux pays. On trouve ainsi des études sur les inégalités de logement en Chine (Zhang et Chen, 2014) ou en Roumanie (Soaita, 2014). Soaita (2014) traite ainsi du clivage entre les maisons récentes et les anciens appartements de la période communiste, et constate une consommation de pièces par personne très inégale dans un pays où, d'après les standards nationaux, 46% de la population vit en situation de sur-occupation.

La troisième approche s'intéresse au lien entre logement et inégalités dans un sens plus général, en particulier les inégalités financières. Une partie des travaux aborde cette question des inégalités du point de vue des politiques économiques, et notamment les effets sur les inégalités de revenus des loyers imputés (Lerman et Lerman, 1986 ; Saunders et Siminski, 2005 ; Driant et Jacquot, 2005) ; questionnant ainsi les politiques publiques, et notamment l'impact redistributif des aides au logement (Fack, 2005 ; Heylen et Haffner, 2012). Enfin le logement est un actif susceptible de renforcer les inégalités de patrimoine (Hamnett, 1991) et les inégalités économiques (patrimoine et revenu) en général (Benton *et al.*, 2017).

Comme indiqué précédemment, nous nous intéressons plus précisément dans la suite de cette revue aux travaux du premier type portant sur les inégalités de consommation de logement.

### 2.2.1 *Travaux britanniques*

L'article fondateur traitant des inégalités de consommation de logement est celui de Robinson *et al.* (1985). Les auteurs étudient le marché du logement britannique sous l'angle des inégalités de logement, ce qui, précisent-ils, ne semble jamais avoir été fait. Du fait des distorsions massives que connaît le marché du logement, tant sur les prix que sur les loyers, il est difficile d'utiliser l'un de ces deux éléments en tant que mesure de la consommation de service logement. La mesure de consommation utilisée est donc la valeur imposable brute du logement (*gross rateable value*), qui est l'équivalent des valeurs locatives en France<sup>45</sup>. Leur mesure des inégalités s'appuie principalement sur l'indice d'Atkinson et l'indice de Gini. L'indice d'Atkinson présente l'avantage à leurs yeux d'explicitier le paramètre ( $\epsilon$ ) d'aversion de la population aux inégalités, tandis que l'indice de Gini choisit implicitement une valeur à celui-ci (voir section 2.1.4).

---

<sup>45</sup> Contrairement au cas français, ces valeurs sont estimées par des experts et sont censées être celles auxquels correspondraient les loyers dans un marché libre (*free market economy*). Elles sont considérées comme étant assez fiables pour être incluses dans les enquêtes statistiques, notamment celle utilisée par les auteurs.

Plus récemment, Tunstall (2015) reprend les travaux de Robinson *et al.* (1985) et s'intéresse plus précisément aux inégalités de surface dans les logements en proposant un parallèle entre inégalités de consommation de logement et inégalités de revenus.

L'article de Tunstall offre une série d'arguments pour justifier ce travail. L'auteure considère qu'il est possible de parler de consommations relatives de logement (et donc d'étudier des inégalités), et plus seulement de consommations absolues. Elle s'appuie en cela sur une étude de la Commission européenne (Stephens *et al.*, 2010) pour considérer que la "pauvreté logement" (*housing poverty*) est un concept relatif, tout comme la pauvreté monétaire (*income poverty*). De plus, elle remarque que des travaux britanniques récents (Bradshaw *et al.*, 2008) mesurant de nouvelles échelles d'équivalence subjective pour le revenu définissent des standards en termes d'espace et donc implicitement l'existence d'une pauvreté relative.

Reprenant Dwyer (2009), elle souligne que la quantité de surface consommée est un élément majeur de la consommation de logement, et également un indicateur important du bien-être matériel. Elle défend l'idée que les inégalités de consommation de logement jouent un rôle dans la stratification sociale : « L'idée que les inégalités de consommation de logement jouent un rôle important dans la stratification sociale a en fait été l'une des principales justifications de l'importance du logement comme champ d'études (spécialement dans les sociétés qui avaient résolu les plus graves problèmes de santé associés à une faible consommation absolue de logement). »<sup>46</sup> (Tunstall, 2015). L'argument de l'auteure pour pousser la comparaison avec le niveau de revenu repose sur l'idée que les inégalités de logement sont susceptibles d'avoir des effets au niveau individuel et d'être impliquées dans la stratification sociale.

Outre distinguer les notions de faible consommation relative et absolue à la manière du revenu, elle introduit le seuil de 60% de la médiane pour définir la pauvreté « surfacique » relative, reprenant ainsi les standards associés au revenu. Elle introduit le ratio interdécile et utilise l'indice de Gini comme mesure générale des « inégalités relatives de surface » (*relative space inequality*).

### 2.2.2 *Autres cas étrangers*

En Chine, les inégalités de consommation de logement ont fait l'objet de plusieurs travaux, nés des préoccupations propres au marché du logement chinois. En effet, ce dernier a connu différentes phases de privatisation au cours des grandes réformes des années 1990 : la première

---

<sup>46</sup> « *The idea that inequalities in housing consumption play an important role in social stratification has in fact been one of the principal justifications for the importance of housing as an area of study (especially in those societies which have overcome the worst health problems associated with low absolute consumption of housing).* »



pouvant être décrite comme une phase de test ainsi que la mise sur le marché de l'offre nouvellement construite (*commodification*), achetée par les entreprises ou « unités de travail » (*danwei*) qui redistribuaient ensuite les logements en location à leurs travailleurs. Dans un second temps la libéralisation s'est renforcée avec la création d'un marché secondaire, achevant la transition du marché du logement à partir de 1998 (Li et Yi, 2007). Les auteurs s'intéressent donc à l'impact de ces réformes sur les conditions d'habitation des individus, dans un système entre autres marqué par des conditions de citoyenneté et de résidences différentes au sein de la population en fonction du permis de travail territorial (système du *hukou*), qui se répercute sur l'accès au logement.

Logan *et al.* (1999) ne calculent pas d'indices d'inégalité, mais cherchent à expliquer par des régressions linéaires sur la surface des logements la présence de fortes inégalités, héritage des anciennes inégalités institutionnelles transposées en 1993 dans un marché du logement désormais ouvert.

Li (2012) analyse aussi les effets de l'ouverture du marché du logement chinois sur les inégalités de consommation. Il calcule pour chaque logement de son échantillon un niveau de service logement (il s'agit de la valeur imputée issue d'une régression hédonique) et calcule les indices de Gini et de Theil (qui par ses propriétés permet d'étudier simplement les inégalités inter-classes). Il constate que les inégalités augmentent dans le cas de Guangzhou entre 1996 et 2005, un peu moins lorsque seule la surface des logements est prise en compte pour estimer le service logement<sup>47</sup>. Huang et Jiang (2009) étudient les inégalités de consommation de logement à Pékin en calculant l'indice de Theil sur l'espace habitable par personne, ainsi qu'une échelle de qualité du logement (*facility index*) indiquant la présence d'une salle de bain ou d'une cuisine privative, de l'eau courante et de la cuisine au gaz. Ils constatent une augmentation des inégalités tant inter- que intra-groupes. Tan *et al.* (2016) travaillent à l'échelle de la Chine urbaine entre 1989 et 2011 et appliquent l'indice de Gini sur la surface des logements et la valeur de ceux-ci. Ils concluent à une hausse légère des inégalités de surface et une baisse puis une remontée des inégalités de patrimoine de logement<sup>48</sup>. De plus, une méthodologie permettant d'étudier les effets de chaque variable explicative sur l'indice de Gini par l'intermédiaire de régressions quantiles est mise en place. Zhang et Chen (2014) mesurent l'évolution de la surpopulation à

---

<sup>47</sup> Ce qui plaiderait pour considérer que le calcul des inégalités de consommation de logement uniquement par l'intermédiaire du confort surfacique constitue une sous-estimation des inégalités de consommation.

<sup>48</sup> Il s'agit de la valeur de marché déclarée du logement pour les propriétaires occupant. Pour les locataires celle-ci a été fixée à 0, ce qui ne va pas sans créer des problèmes méthodologiques lors de la mesure des inégalités de « richesse logement » (*housing wealth*).

Shanghai au cours de la décennie 2000, et utilisent le terme de « pauvreté logement » (*housing poverty*). Ils calculent également des indices de Gini de la surface habitable par personne.

Landis *et al.* (2002) sont une des rares applications américaines. La mesure des inégalités de logement se fait à l'aide de coefficients de Gini portant sur les valeurs d'achat, les dépenses de logement, et les loyers. Leur objectif est d'identifier les particularités des marchés du logement de villes abritant la "New Economy". Dwyer (2009) traite également des inégalités de consommation de logement aux États-Unis, avec un angle plus proche du nôtre. Son approche sociologique vise à étudier, à travers le cas du logement, le rôle de la consommation dans les processus de stratification sociale. La dimension privilégiée par l'auteur est la surface des logements, qui a très fortement augmenté au cours des années 1980 et 1990.

En Australie, la question des inégalités a été abordée sous l'angle de *housing mismatch*. Cette notion recouvre l'idée qu'une inadéquation (*mismatch*) est apparue suite au déclin de la taille moyenne des ménages dans un parc constitué en partie par un large stock de logements « familiaux » (c'est-à-dire avec au moins trois chambres à coucher). Cette idée a reçu un tel écho qu'elle a suscité une série de documents de planification visant à corriger ce phénomène d'inadéquation. Cette notion a suscité un fort débat tant sur la réalité empirique du phénomène (Maher, 1995) que de son caractère idéologique (Batten, 1999). Nous reviendrons sur ce débat en discussion (section 6.3).

### 2.2.3 Les sources de la hausse britannique

Nous ne nous intéressons pas aux hausses des inégalités de logement dans le cas chinois compte tenu du contexte particulier d'ouverture du marché du logement ; contexte ayant justement motivé les nombreuses études sur le sujet. Ce cas est également spécifique dans la mesure où les questions de manque d'espace (et donc les problématiques de « pauvreté surfacique absolue ») sont beaucoup plus importantes. Le cas anglais ou londonien nous semble a priori plus proche de notre étude francilienne au vu de la proximité historique entre les deux marchés (métropole globale, forte tension sur les prix particulièrement depuis 2000, prévalence de la propriété occupante). Malgré les différences entre les deux cas (Bugeja-Bloch, 2013), les conclusions sur le cas anglais peuvent contribuer à éclairer la situation française.

De fait, les explications avancées à la hausse des inégalités sont peu nombreuses et peu explorées.

Robinson *et al.* (1985) constate que les inégalités de logement n'augmentent pas entre 1968 et 1978 au Royaume-Uni, voire baissent légèrement, malgré une hausse des inégalités de revenus. L'analyse montre que cet effet est principalement dû à un changement de répartition des différents statuts ainsi qu'au logement social, qui protège les locataires d'un changement de

conditions de logement face à des changements de revenus, contrairement aux statuts “de marché”, pour lesquels les inégalités de logement et de revenu augmentent.

Dans le cas de Tunstall (2015), son étude des inégalités relatives de pièces par personne sur la période 1911-2011 la conduit à constater une baisse des inégalités (corroborant ainsi les précédents résultats de Robinson *et al.*), puis une nouvelle hausse depuis les années 1980. Les inégalités augmentent surtout car les déciles les mieux dotés voient leur espace augmenter largement tandis que le premier décile continue de stagner à 1 pièce par personne.

L’auteure décrit trois facteurs susceptibles d’expliquer la baisse puis la remontée des inégalités d’espace disponible par personne. Les deux premiers consistent à remarquer que le fait même que des tailles de logements et de ménages différents existent est susceptible de créer des inégalités. Elle remarque au passage que les tailles des ménages ne sont pas des données exogènes, mais susceptibles d’être influencées par le stock de logements.<sup>49</sup> Le troisième est quant à lui le processus d’allocation en soi des ménages et des logements via les processus de marché ou administratifs dans le cas du logement social. Elle reprend ainsi un argument de Dorling (2014) qui considère que ce qui semble être un problème de déficit d’offre de logement est en réalité un problème de distribution du logement.

Face aux ruptures de tendances observées sur les inégalités, elle avance plusieurs explications possibles :

- la distribution des revenus étant devenue plus inégalitaire, il semble logique de considérer que celle-ci puissent se répercuter sur les consommations d’espace.
- l’offre de logement s’est portée depuis 1991 sur les grands logements : 73 % du solde de pièces en plus entre 1991 et 2001 est allé vers des maisons de sept pièces ou plus. Le même phénomène s’observe sur la période 2001-2011.
- la période correspond à une restriction de l’allocation bureaucratique des logements sociaux, qui favorisait l’égalité de conditions de confort surfacique, à l’issue de la mise en place du *right-to-buy* au cours des années 1980. De plus, avec la hausse des loyers des logements sociaux, des situations de surpopulation réapparaissent chez certains bailleurs.

Comme l’explique l’auteure, l’augmentation du confort surfacique par la construction de grands logements (notamment de maisons) est jugée comme étant l’une des avancées majeures de l’économie et de la politique sociale au XX<sup>ème</sup> siècle. Cette baisse des faibles niveaux de consommation absolue de logement, qui était l’objectif affiché des politiques du logement, s’est

---

<sup>49</sup> Ce qui fait écho à la section 5.2.1 du chapitre 1.

accompagnée d'une baisse des faibles niveaux relatifs de consommation de logement durant une grande partie du siècle. Ce n'est plus le cas dans la dernière partie du XX<sup>ème</sup> siècle, et un compromis doit être trouvé entre augmentation de la consommation totale de logement et réduction des inégalités.

L'auteure dresse un parallèle entre l'espace habitable et les revenus, avec la redécouverte dans les années 1960 de la pauvreté (devenue relative), liée au constat de l'augmentation des inégalités et du fait que les plus pauvres n'ont pas profité des augmentations de richesse :

« Une analogie pourrait être faite avec l'inquiétude provoquée par la "redécouverte de la pauvreté" (pauvreté relative) survenue aux États-Unis et au Royaume-Uni dans les années 1960 et 1970 (Harrington, 1962 ; Townsend, 1979), et l'évidence de l'inégalité croissante des revenus dans ces pays à partir des années 1980 (Atkinson, 1999 ; Hills *et al.*, 2010). Comme dans le cas de la répartition des revenus, l'examen des tendances en matière de répartition de l'espace de logement révèle que les plus démunis n'ont même pas réalisé de gains absolus à la fin du XXe siècle (Piketty, 2014). »<sup>50</sup> (Tunstall, 2015)

Johnston *et al.* (2016) reprennent les travaux de Tunstall pour s'intéresser plus particulièrement aux minorités ethniques, plus susceptibles d'être en situation de sur-occupation dans de petits logements. Leur travail sur la métropole londonienne en tension (Grand Londres) montre une densification de l'occupation. Les auteurs font l'hypothèse que ce phénomène a été une réponse à la hausse des prix de la décennie 2000, contribuant ainsi à l'augmentation des inégalités de confort surfacique.

### 2.3 Positionnement du travail

Notre travail reprend les grandes lignes tracées par Robinson *et al.* (1985) et Tunstall (2015). Nous travaillons sur le cas français, qui a notre connaissance n'a jamais été traité, et en particulier le cas francilien afin de travailler sur un seul marché<sup>51</sup>. À la différence de Tunstall, nous dépassons le simple cadre des inégalités globales de confort surfacique pour nous intéresser aux facteurs

---

<sup>50</sup> « An analogy could be drawn with the concern provoked by the 'rediscovery of poverty' (relative poverty) which occurred in the US and UK in the 1960s and 1970s (Harrington, 1962 ; Townsend, 1979), and the evidence of growing income inequality in those countries from the 1980s onwards (Atkinson, 1999 ; Hills *et al.*, 2010). As in the case of income distribution, examination of trends in housing space distribution reveal that the worst off failed to make even absolute gains in the late twentieth century (Piketty, 2014). »

<sup>51</sup> Nous assimilons ici la région Île-de-France à l'aire urbaine parisienne, et faisons l'hypothèse que le périmètre de l'aire urbaine (au sein de laquelle la majorité des actifs vivent et travaillent) reflète bien celui du marché du logement pertinent pour ce territoire.

les plus déterminants selon deux entrées : via les caractéristiques socio-économiques des individus et par une lecture temporelle des disparités entre générations.

En termes méthodologiques, nous développons un équivalent pour mesurer le confort surfacique des unités de consommation utilisées dans la mesure du niveau de vie, et adoptons une approche quasi désagrégée à l'aide d'une segmentation fine (PCS, âge, localisation...) permise par la taille importante de la base de données du recensement.

Contrairement à Tunstall (2015), nous faisons le choix de ne pas considérer les indicateurs de pauvreté. Tunstall justifie l'utilisation d'indices de mesure de la pauvreté dans son travail par le fait que la distribution des pièces par personne est quasi continue. Nous observons à l'inverse une distribution essentiellement discrète du nombre de pièces par personne. Avec les données dont nous disposons, nous observons une forte instabilité de mesures basées sur les quantiles comme le seuil de pauvreté relatif à 60 % de la médiane, ou les ratios interdéciles. Ainsi, en Île-de-France la médiane des pièces par personne passe entre 1990 et 1999 de 1,33 à 1,50<sup>52</sup>, alors que la moyenne passe de 1,57 à 1,68 soit une augmentation bien plus minime, ce qui entraîne mécaniquement un plus fort taux de « pauvreté surfacique relative » (il passe de 11,7 % à 12,4 %). Cette médiane est ensuite restée identique depuis 1999, tandis que la moyenne continuait à augmenter, entraînant cette fois-ci une baisse de la pauvreté relative : elle redescend à 11,6 % en 2007 (pour remonter à 12,0 % en 2012).

### 3 Méthodologie

Nous présentons dans cette partie la méthodologie mise en place afin de mesurer les inégalités de confort surfacique et leur évolution. Nous introduisons la notion d'Unités de Consommation Logement (UCL) qui transposent au logement la notion d'Unité de Consommation de l'Insee. Puis nous présentons les spécificités d'une mesure d'inégalités de confort surfacique, ce dernier étant le résultat d'un appariement entre un ensemble de ménages et un ensemble de logements, évoluant chacun de façon différente. Dans une seconde partie, nous présentons les données, les choix opérés concernant l'indice d'inégalité et de la définition du confort surfacique, ainsi que la méthodologie statistique retenue.

---

<sup>52</sup> Plus exactement de  $\frac{4}{3}$  à  $\frac{3}{2}$ .

### 3.1 Spécificités liées au marché du logement

#### 3.1.1 *Échelles d'équivalence : des Unités de Consommation aux Unités de Consommation Logement*

##### Justification théorique

Une manière simple et rapide de mesurer un confort surfacique est d'utiliser un simple ratio du nombre de pièces par personne. Cet indicateur risque cependant d'entraîner certaines distorsions lors des mesures de disparités, qui apparaissent corrigées par les données dont nous disposons. Par exemple, un confort surfacique mesuré par un ratio de pièces par personne égal à 2 ne sera pas le même selon que l'on considère une personne vivant dans un deux-pièces ou un couple vivant dans un quatre-pièces. De même, à taille de logement fixée, une personne seule avec enfant plutôt qu'un couple ne bénéficiera pas du même confort surfacique ressenti, l'enfant devant disposer d'une pièce pour lui. À la manière des unités de consommation utilisées par l'Insee pour définir les niveaux de vie, nous proposons d'utiliser une mesure normative d'« équivalent-pièces » nécessaires à un ménage en fonction de sa composition.

##### Le parallèle avec le niveau de vie

La notion de niveau de vie est utilisée dans la majorité des travaux s'intéressant aux inégalités de revenus. Les niveaux de vie sont calculés en divisant le revenu par une échelle d'équivalence : les Unités de Consommation (UC). Celles-ci permettent de définir un niveau de vie tenant compte des économies d'échelles dont bénéficient les individus vivant ensemble, notamment sur les coûts fixes du ménage (loyer, voiture, assurances, alimentation, etc.).

De façon générale, deux types d'échelles sont mobilisables (Deeming, 2011) : l'une basée sur les mesures objectives des consommations des ménages (échelles « objectives ») et l'autre basée sur les perceptions subjectives de la population par l'intermédiaire de questionnaires (échelles « subjectives »).

L'échelle la plus couramment utilisée est l'échelle « OCDE modifiée ». Cette échelle « objective » fixe à 1 adulte-équivalent (UC) le premier adulte du ménage, 0,5 UC toute personne de plus de quinze ans supplémentaire du ménage et à 0,3 UC les enfants de moins de quinze ans<sup>53</sup>. Hourriez et Olier (1998) présentent l'adoption par l'Insee de l'échelle « OCDE modifiée » en se basant sur

---

<sup>53</sup> D'après Chanfreau et Burchardt (2008), qui retracent le consensus autour de cette échelle, elle est issue des travaux de Hagenars *et al.* (1994) pour le compte de l'OCDE. Ces travaux sur des données fines de plusieurs pays amènent à donner une plus grande importance aux économies d'échelle, remettant ainsi en cause l'échelle Oxford traditionnellement utilisée par l'OCDE (0.7 UC par adulte supplémentaire et 0.5 UC par enfant de moins de quinze ans)

leurs propres analyses de données françaises. Leur travail est basé sur une estimation conjointe d'une échelle objective à partir du modèle de Prais-Houthakker (Prais et Houthakker, 1955), et une estimation d'une échelle subjective à partir de données déclaratives.

#### La transposition à l'espace habitable du logement

Tout comme la mesure du niveau de vie, celle du confort surfacique peut faire l'objet d'un contrôle par une échelle d'équivalence, afin de prendre en compte les besoins de consommation d'espace en fonction de la composition du ménage. De même que dans le cadre du revenu, des économies d'échelle sont présentes en termes d'espace nécessaire par personne lorsque la taille du ménage augmente. Il apparaît de fait cohérent de considérer qu'une partie non négligeable d'un logement présente des caractéristiques de « bien commun », des pièces telles que les salles d'eau, la cuisine ou le salon étant fréquemment mutualisées par l'ensemble (ou une partie) du ménage. À l'opposé, les chambres à coucher constituent plutôt des « biens privatifs ». Le point commun entre toutes les mesures d'équivalence (pour le revenu ou la surface du logement) est qu'elles prennent en compte à la fois les économies d'échelle et les besoins plus faibles des enfants.

#### Construction des UCL

Un des enjeux de ce chapitre est de proposer une échelle d'équivalence objective pertinente pour le cas du confort surfacique<sup>54</sup>. L'objectif sera de garder un certain niveau de simplicité, comparable à celui adopté pour l'échelle d'équivalence utilisée par l'Insee pour le niveau de vie.

Un bon candidat pour cette construction est la variable « Nombre de pièces nécessaires au ménage calculé de façon normative » (MNOI), utilisée par l'Insee depuis la fin des années 1960 dans les enquêtes Logement et les recensements de la population<sup>55</sup>. Cette variable définit de manière normative un besoin minimum en termes de nombre de pièces en fonction de la composition du ménage. La permanence de cette définition au cours du temps est assez frappante et en fait un excellent candidat pour constituer une échelle d'équivalence.

Ce besoin en nombre de pièces est fixé de la manière suivante :

- une pièce de séjour.

---

<sup>54</sup> La construction d'une échelle d'équivalence subjective des besoins de confort des ménages en se fondant sur les données des enquêtes Logement est également envisageable. Malgré son intérêt, nous ne nous attèlerons pas à cette tâche.

<sup>55</sup> On la trouve sous l'intitulé « Norme d'occupation du ménage » (NOCM) dans les recensements de 1968, 1975 et 1982. Sous l'appellation « Nombre de pièces nécessaires au ménage » (MPN) dans les enquêtes 1973 à 1988 puis dans son appellation moderne soulignant l'aspect normatif (MNOI) à partir de l'enquête Logement 1992.

- une pièce pour chaque couple ou célibataire de plus de 18 ans.
- une pièce pour deux enfants de moins de 7 ans.
- une pièce pour deux enfants âgés de 7 à 18 ans s'ils sont du même sexe, une pièce chacun sinon.

Comme le souligne Jacquot (2006b), cette définition date de 1970 et vient actualiser la définition du surpeuplement pour correspondre aux évolutions du confort constatées à cette époque. Jacquot relève que la définition est appelée à évoluer. Citant Goux et Maurin (2003), il propose par exemple que, compte tenu de la propension des enfants à mieux réussir leur scolarité lorsqu'ils disposent d'une chambre seule, deux enfants âgés de plus de sept ans aient besoin d'une chambre chacun. Ces considérations semblent en réalité bien plus anciennes, et le débat a probablement eu lieu au sein de l'Insee. En effet, dès l'enquête Logement de 1978 une « nouvelle définition » est testée pour le *nombre de pièces nécessaires au ménage*. Il s'agit justement de l'abandon du critère de sexe pour les enfants de 7 à 18 ans, et l'affectation d'une pièce pour chacun d'entre eux. Il semble que ces modifications aient été jugées mineures et/ou que le besoin de disposer d'une variable pérenne dans le temps l'ait emporté<sup>56</sup>. Depuis, le fait que le surpeuplement soit de moins en moins un enjeu de politique publique a probablement participé à la non-révision de ce standard, mais on peut également interpréter cette stabilité par le fait qu'il reste d'actualité. Ce standard de peuplement mesuré par la variable MNOI est encore aujourd'hui utilisé comme référence de mesure pour le surpeuplement, à l'instar de Barry *et al.* (2010) et Villaume (2016).

Un autre argument pour appuyer la pertinence, encore en 2017, de la variable MNOI est la taxe sur les pièces vacantes mise en place récemment au Royaume-Uni au sein du logement social, au nom de la lutte contre la pénurie de logements sociaux. Surnommée « bedroom tax », il s'agit d'une augmentation de loyer en fonction du nombre de pièces dont dispose le ménage par rapport à une échelle de besoins définie comme suit : les enfants de moins de dix ans sont censés partager une chambre pour deux, tout comme les enfants âgés de 10 à 16 ans du même sexe. Une chambre est allouée par couple ou adulte seul. Les autres chambres sont considérées comme libres (*spare*), même celles censées héberger des enfants en garde alternée de couples séparés. Le surloyer est de 15 % pour une chambre libre et 30 % pour deux chambres libres et plus. Au-delà des questions sur le bien-fondé d'une telle politique, les seuils appliqués sont extrêmement proches des critères construisant la variable MNOI.

---

<sup>56</sup> Pourtant d'après nos calculs sur l'enquête Logement 1978, ce sont tout de même 9,2 % des ménages qui gagnent une pièce et 1,1 % deux pièces en termes de besoins normatifs avec cette nouvelle définition.



### 3.1.2 Les ménages et les logements ne se découpent pas

#### Une mesure de l'appariement entre ménages et logements

Dans le cas des revenus, la plupart des études analysent le niveau d'inégalités par rapport à une norme égalitaire qui est celle d'un même revenu par UC pour tous les ménages. Implicitement ces analyses reposent sur l'hypothèse que cette norme peut être atteinte par des transferts de revenus entre ménages, de sorte qu'une situation parfaitement égalitaire est atteignable.

Dans le cas des logements, une seconde approche peut sembler préférable. Le parc est constitué de logements qui correspondent à des « paquets » de pièces et de mètres carrés peu réorganisables. Pour établir un parallèle avec les inégalités de revenus, l'analyse consiste alors à considérer que les revenus ne sont pas redéfinissables et qu'ils sont simplement mal répartis entre les différents ménages, les ménages les plus grands (ayant le plus d'UC) devant bénéficier des plus gros revenus. L'accent est alors mis non pas sur le fait qu'il existe des hauts salaires et des bas salaires, mais plutôt sur le fait que ceux-ci ne sont pas affectés de manière *équitable* en fonction des besoins des ménages. Si cette approche n'est pas forcément pertinente dans le cas des revenus, car l'impact des inégalités de « besoins » des ménages est marginal par rapport à l'ampleur des inégalités de revenus, dans le cas des logements la structure de l'offre en termes de taille est bien plus intimement liée aux différents besoins des ménages en termes d'espace.

En résumé, les inégalités de confort surfacique entre les ménages que nous souhaitons mesurer sont imputables à deux phénomènes différents. Comme souligné par Tunstall (2015), le premier est constitué par les disparités en soi des ménages et des logements, tandis que le deuxième est le résultat de *l'appariement* des ménages et des logements. C'est sur ce deuxième phénomène que nous nous concentrons.

La qualité de cet appariement est mesurée par *l'adéquation* entre une demande (les UCL du ménage) et une offre (le nombre de pièces du logement). Parce que les besoins en logement sont différents et hiérarchisés, il est possible de parler d'inégalité *maximale* et *minimale*<sup>57</sup>. La situation procurant une inégalité minimale est celle dans laquelle « les plus grands ménages sont dans les plus grands logements », c'est-à-dire qu'un ménage ne peut être plus grand (en UCL) qu'un autre

---

<sup>57</sup> Dans notre cadre méthodologique, c'est parce que les besoins en logement sont hiérarchisés que parler d'inégalité maximale et minimale a un sens. Il s'agit ici d'un terme associé à la méthodologie et n'est pas porteur d'un jugement de valeur. C'est d'ailleurs pourquoi dans la présentation des résultats nous privilégierons le terme de *disparité*, réservant le terme *d'inégalité* aux situations jugées relever de sa définition.

tout en vivant dans un logement plus petit. À l'opposé, la situation d'inégalité maximale est celle dans laquelle « les plus petits ménages sont dans les plus grands logements »<sup>58</sup>.

Chacune de ces situations minimale et maximale présentent un coefficient d'inégalité (Gini par exemple) compris entre 0 et 1, et n'importe quelle situation d'appariement verra son coefficient compris entre ces deux bornes. Mesurer des inégalités dans ce cadre revient à mesurer un écart entre la situation observée et une situation d'inégalité minimale. L'écart le plus grand mesurable est alors celui entre la situation d'inégalité minimale et maximale<sup>59</sup>. Cet écart peut, pour certains indices, être définissable en tant que distance mathématique.

De même que des situations d'inégalité minimale et maximale, il est possible de définir une répartition aléatoire. Elle représente ce qui serait observé si les ménages et les logements s'appariaient sans considération de leurs tailles respectives<sup>60</sup>. Elle permet de donc de mesurer d'une façon complémentaire les effets de structure, indépendants de l'appariement.

### Hypothèses méthodologiques

Cette analyse fait donc l'hypothèse que les logements ne sont pas « sécables » de manière massive. Elle nécessite par ailleurs une deuxième hypothèse symétrique : les ménages également sont fixes. Ces deux hypothèses sont bien entendu critiquables. Du point de vue de la fixité des ménages face au parc de logements, une objection possible est que les colocations semblent être un bon exemple d'adaptation de la demande (les ménages) à l'offre (le parc de logements). Ainsi dans un parc offrant de grands logements en location, il n'est pas rare de voir se développer des colocations, notamment d'étudiants, réinvestissant des logements à l'origine familiaux. Comme nous l'avons mesuré au chapitre 1, les colocations repérées dans le recensement par des ménages constitués de personnes sans lien de parenté avec la personne de référence (P.R.) sont toutefois très minoritaires au sein du parc. Notre chiffre de 3,3% en 2007 est cohérent avec une note de l'ANIL sur ce sujet (Vorms et Maury, 2010). Cette étude, effectuée sur l'enquête Logement 2006 avec des critères similaires, retient 160 000 ménages soit 3% du parc. Du point de vue inverse de

---

<sup>58</sup>Avec une vision plus statistique, en utilisant le  $\tau$  de Kendall sur une table de contingence croisant taille des logements et taille des ménages, la situation d'inégalité minimale est celle où  $\tau = 1$ , et celle d'inégalité maximale est celle où  $\tau = -1$ .

<sup>59</sup> Une mesure d'inégalité classique bornée entre 0 et 1 mesure également un écart : le chiffre 1 est la distance entre une hypothétique inégalité maximale, dans laquelle une infime partie de la population détiendrait tous les biens à répartir, et une inégalité minimale dans laquelle absolument tout le monde disposerait du même montant du bien.

<sup>60</sup> Compte tenu des contraintes de l'exercice (un seul ménage par logement), l'indépendance statistique pure est théoriquement impossible car des arrondis sont nécessaires. En toute rigueur nous pourrions alors définir deux répartitions aléatoires : celle plutôt proche du maximum et celle plutôt proche du minimum. Cependant les différences entre ces deux répartitions sont extrêmement faibles compte tenu du volume de ménages et logements considérés.

la fixité du parc face aux mutations des ménages, les phénomènes de remembrement d'appartements peuvent être évoqués. À Paris entre 1968 et 2012, le nombre de studios passe de 360 000 à 260 000 unités tandis que les logements de 4 et 5 pièces passent de 130 000 à 220 000 unités. Les constructions neuves existent, mais la part la plus importante de ce volume est due à des remembrements d'appartements. Cependant, ce phénomène est particulier à Paris et à une rénovation du parc particulièrement vétuste d'après-guerre et doté de logements notoirement petits. De plus il n'est pas évident que le phénomène inverse puisse être aussi massif, car il s'agit dans ce cas plutôt d'une stratégie des bailleurs visant à mettre des biens en location (division d'un grand appartement en studios par exemple).

Ces limites rappellent que ces deux hypothèses (fixité des logements et des ménages) ne correspondent qu'imparfaitement à la réalité. Elles semblent néanmoins assez robustes. L'hypothèse sur la fixité des ménages correspond à la logique du chapitre 1 qui considérait les évolutions des ménages non influencées par les évolutions du parc, mais uniquement portées par la démographie et l'évolution des modes de cohabitation. L'hypothèse sur la fixité des logements correspond au constat de l'inertie intrinsèque du bâti des logements, qui se transforme lentement.

## **3.2 Procédure d'analyse**

### *3.2.1 Données et mesure du confort surfacique*

#### *Données*

Les données utilisées dans ce travail sont, comme au chapitre précédent, principalement les données du recensement. Les enquêtes Logement sont également mobilisées dans les analyses de sensibilité des résultats. Ces dernières disposent en effet de variables supplémentaires, en particulier la surface habitable déclarée.

#### *Mesure du confort surfacique*

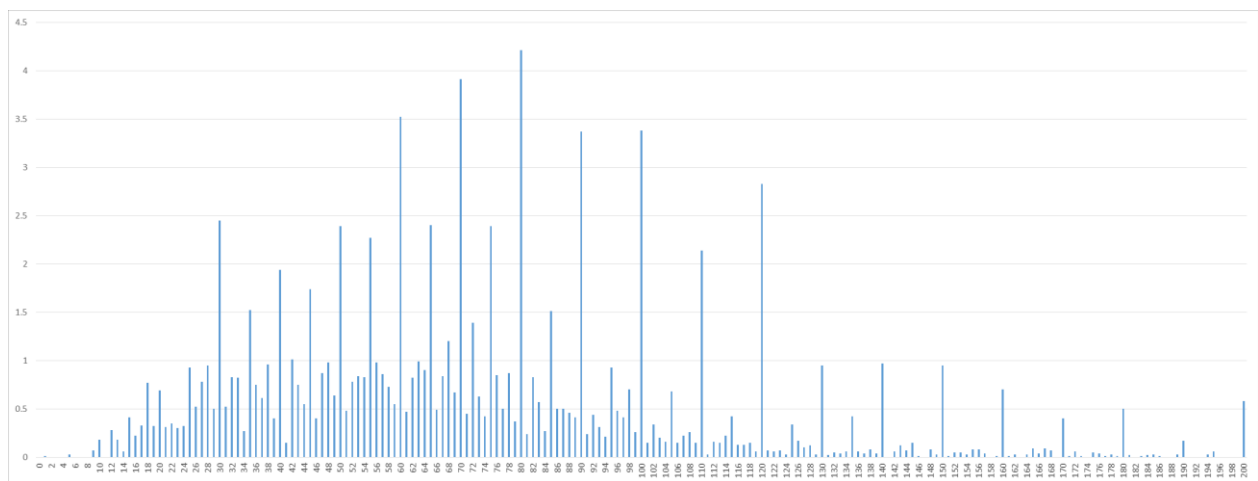
Afin de tenir compte de la disparité des besoins des ménages en termes de logement (3.1.1), à l'instar du niveau de vie divisant le revenu par le nombre d'unités de consommation, le confort surfacique est calculé comme le rapport entre la taille du logement et une mesure objective des besoins du ménage.

Nous utiliserons dans ce chapitre le nombre de pièces comme mesure principale de la taille du logement. Comme le résume l'existence d'une définition « Division Logement », décrite ensuite, faisant intervenir la surface en mètres carrés du logement, la surface habitable des logements est théoriquement à prendre en compte lorsque l'on cherche à mesurer un quelconque indice de peuplement ou de confort surfacique. Cependant dans de nombreuses enquêtes, comme le

recensement, la surface n'est disponible que par tranches étendues. Cette absence de données fines de surface nous conduit à choisir une définition du confort surfacique uniquement basée sur les pièces du logement, l'utilisation d'une mesure du confort basée sur les surfaces allant de pair avec une échelle d'équivalence basée sur la surface du logement.

À cet argument de disponibilité de données, s'ajoute le constat que l'avantage fourni par une mesure continue des surfaces, dépassant l'aspect « granulaire » d'une mesure des pièces, est démenti par la réalité des données. Les surfaces sont en effet généralement déclarées par tranche de 5 ou 10m<sup>2</sup> par les ménages, conduisant dans les faits à une discrétisation de cette grandeur (Figure 2.2).

Figure 2.2 - Distribution des surfaces déclarées en Île-de-France en 2013



Lecture : les pics de l'histogramme sont situés sur les multiples de 5 ou 10m<sup>2</sup>. Ainsi 42 % des surfaces déclarées en Île-de-France sont un multiple de 5 entre 30 et 90m<sup>2</sup>, ou 100, 110 et 120m<sup>2</sup>.

Champ : résidences principales, Île-de-France, surfaces déclarées inférieures ou égales à 250m<sup>2</sup>.

Source : enquête Logement 2013, Insee ; calculs et réalisation de l'auteur

En outre comme le note Lechene (1993), des effets de seuils de consommation sont patents pour certains biens, dont la voiture et le logement font partie. Ainsi l'arrivée d'un troisième enfant peut conduire à devoir se procurer un logement plus grand, ou une voiture plus spacieuse, qui pourtant convenait jusqu'alors. Or ce sont ces effets de seuil que nous cherchons à prendre en compte en construisant notre échelle d'équivalence. En ce sens le nombre de pièces d'un logement fait donc parfois mieux écho aux « besoins » d'un ménage que l'espace habitable seul. À nombre de pièces donné, la surface introduit alors seulement une dimension supplémentaire de confort.

Concernant le dénominateur intervenant dans le calcul du confort surfacique, l'échelle d'équivalence retenue est le besoin minimum de pièces calculé par l'Insee dans le recensement (variable MNOI), présenté en 3.1.1. Il s'agit véritablement d'« Unités de Consommation Logement » (UCL), et à une composition de ménage donnée est donc associé un nombre de « pièces-équivalent ». Ce terme permet de souligner le parallèle avec les « Unités de

Consommation » de l'Insee, qui permet de réfléchir en termes d'« adultes-équivalent ». Tout comme les UC des niveaux de vie, les UCL ainsi créés modulent la taille du ménage en prenant en compte les effets d'échelle (une seule pièce de séjour) et la présence d'enfants (1/2 pièce ou 1 pièce par enfant).

Nous utiliserons cependant une version modifiée de la variable MNOI pour la constitution de nos UCL. Dans sa version originale cette variable affecte les mêmes besoins d'espace à un couple et à une personne seule, à savoir deux pièces. Notre variable d'UCL affecte pour sa part un besoin d'une pièce pour une personne seule. Cette modification est principalement due au fait que nous utilisons la variable MMOI en tant qu'échelle d'équivalence, et non plus comme un minimum au-delà duquel est détectée une situation de sur-occupation. Deux arguments supplémentaires peuvent être avancés pour justifier ce choix :

- Dans la définition initiale, les studios constituent des logements entraînant forcément une situation de sur-occupation, quel que soit le ménage y habitant. Pour illustrer cette limite, la variable d'indice de peuplement dans les enquêtes Insee est basée sur l'écart entre le nombre de pièces et la variable MNOI : les situations de *surpeuplement accentué*, *surpeuplement modéré*, *situation normale*, *sous-peuplement modéré*, *sous-peuplement prononcé* et *sous-peuplement très accentué* sont définies par le nombre de pièces du logement auquel on soustrait la valeur de MNOI<sup>61</sup>. Cependant dans les enquêtes Logement les plus récentes (depuis 2002), en plus de cet indice de peuplement « définition Insee » est spécifié un autre indice propre à la division Logement de l'Insee. Celui-ci prend justement en compte le critère surfacique (impossible avec les données du recensement) et exclut les studios de plus de 25m<sup>2</sup> des situations de surpeuplement<sup>62</sup>. Ceci revient à créer une variable MNOI « bis » dans laquelle les personnes seules ont besoin d'une seule pièce, mais de plus de 25m<sup>2</sup>. L'étude de l'enquête Logement 2013 nous indique qu'en France 61% des studios occupés par une seule personne dépassent cette limite surfacique.

- Les ménages d'une ou deux personnes (majoritairement en couple) constituent une part croissante de la population des ménages. Celle-ci dépasse les deux tiers en 2012. Le choix est donc sensible et susceptible d'influer sur les résultats car la montée du confort surfacique se joue particulièrement au sein de cette population de petits ménages.

Compte tenu des données sur la surface des studios et de notre volonté de travailler au plus près de la taille du ménage, l'application d'un besoin d'une seule pièce pour les personnes seules

---

<sup>61</sup> Les valeurs d'affectation sont respectivement « >2 », « 2 », « 1 », « 0 », « -1 » et « <-1 ».

<sup>62</sup> Cette variable considère comme surpeuplé, outre les conditions précédentes, tout logement offrant moins de 18m<sup>2</sup> de surface habitable par personne.

semble donc plus judicieuse. Une comparaison sera faite avec une version « radicale » de MNOI, telle que définie dans sa version initiale.

#### Mesures alternatives du confort surfacique

Nous proposons ici de définir des mesures alternatives qui nous permettront de tester en fin de chapitre la robustesse de nos résultats face à des spécifications différentes. Nous définissons ainsi une liste d'échelles d'équivalence testées :

- UCL (variable MNOI modifiée)
- UCL « radical » (variable MNOI, une personne nécessite deux pièces)
- nombre d'individus du ménage

Nous définissons également deux échelles alternatives qui ne seront pas testées dans l'analyse de sensibilité, car encadrées par les mesures précédentes : une échelle d'équivalence basée sur la variable de surpopulation « Division Logement », et l'échelle racine carrée.

Si dans le cas d'une mesure du confort surfacique par le nombre de pièces, c'est l'indicateur normatif de l'Insee qui semble s'imposer, dans le cas d'une mesure du confort par la superficie habitable il est cohérent de définir une échelle d'équivalence basée également sur la superficie. Nous proposons dans ce cas une version modifiée de l'indicateur de peuplement de l'Insee « division logement ». Il s'agit, hors considérations sur le nombre de pièces, de la surface nécessaire à partir de laquelle le ménage est considéré en situation de surpeuplement : la première personne du ménage nécessite  $25\text{m}^2$  auxquels s'ajoutent  $18\text{m}^2$  par personne supplémentaire.

L'échelle racine carrée est utile car elle ne nécessite que le nombre de personnes du ménage pour être calculée, tout en permettant une approximation des économies d'échelle. Cette échelle est utilisée par Bugeja-Bloch (2013) dans le cadre du logement pour estimer les effets d'échelle dans sa mesure du PNPP (poids net d'une pièce par personne).

Il est possible d'observer les effets de chacune des échelles utilisées sur des ménages types et les comparer avec ceux des échelles classiques d'équivalence dans le champ du revenu (Tableau 2.2).

Tableau 2.2 - Résumé des différentes échelles d'équivalence définies

	Personne seule	Couple	Famille monop. (1 enfant)*	Couple avec 1 enfant *	Couple avec 2 enfants *	Couple avec 2 enfants **	Couple avec 3 enfants ***
Échelle OCDE modifiée	1	1,5	1,5	1,8	2,1	2,5	2,4
<b>Nombre de personnes</b>	<b>1</b>	<b>2</b>	<b>2</b>	<b>3</b>	<b>4</b>	<b>4</b>	<b>5</b>
Échelle Racine carré	1	1,41	1,41	1,73	2	2	2,24
<b>UCL</b>	<b>1</b>	<b>2</b>	<b>3</b>	<b>3</b>	<b>3</b>	<b>4</b>	<b>4</b>
<b>UCL radical</b>	<b>1</b>	<b>1</b>	<b>1,5</b>	<b>1,5</b>	<b>1,5</b>	<b>2</b>	<b>2</b>
Surface pure (Division Logement de l'Insee)	1	1,44	1,44	2,16	2,88	2,88	3,6

En gras, les échelles testées dans l'analyse de sensibilité.

Lecture : Selon notre définition (UCL), un couple avec deux enfants équivaut donc à trois personnes seules.

Toutes les échelles ont été normalisées de façon à avoir Personne seule = 1. Pour avoir un nombre de pièces, l'UCL radical doit par exemple être multiplié par 2 (2 pièces pour 1 personne, 2 pièces pour deux personnes, etc.)

\* <7 ans

\*\* <14 ans, mais de sexe différent

\*\*\* <14 ans, dont au moins un <7 ans

### 3.2.2 Indicateur d'inégalité

#### Le choix de l'indice de Hoover

L'indice de mesure des inégalités que nous retenons dans ce travail est l'indice de Hoover. L'indice de Hoover présente l'avantage d'être très facilement interprétable. Il mesure le pourcentage de pièces à redistribuer pour passer d'une situation à une autre. Frosini (2012) milite en faveur de l'utilisation de l'indice de Hoover face à d'autres indices plus sophistiqués. Malgré le fait que celui-ci ne satisfasse que la propriété de transfert faible, il présente empiriquement des résultats tout à fait cohérents avec l'indice de Gini, et permet une interprétation très simple et graphique. Il montre de plus qu'il n'y a pas de problèmes d'approximation lorsque les revenus sont uniquement fournis en classes et non pas avec une variable continue. De plus, la décomposition de l'indice en trois termes (effet intra-classes et effet inter-classes, lui-même composé par l'effet moyen et l'effet de mélange) est simple et informative. Cette possibilité de décomposition de l'indice de Hoover nous intéresse en premier lieu, notamment pour la définition du *surplus* (voir ci-dessous). Enfin, un dernier argument d'une autre nature a déjà été introduit dans la section 3.1.2 : contrairement à l'indice de Gini, l'indice de Hoover est adapté à une situation dans laquelle les bornes sont définies par les situations d'inégalité minimale et maximale.<sup>63</sup>

<sup>63</sup> Cet indice permet en effet de mesurer une distance au sens mathématique entre deux distributions quelconques de probabilité, contrairement à l'indice de Gini qui ne dispose pas d'une écriture simple pour cela. De même, le coefficient de variation peut être défini assez simplement comme une distance entre des distributions : la distance de Hoover correspondrait à une distance de norme 1 (distance « de Manhattan »), et la distance du coefficient de variation correspondrait à une distance de norme 2 (distance euclidienne).

### L'indice de Hoover dans le cas des logements

Pour présenter l'indice de Hoover dans une version adaptée à notre travail, nous prenons le cas du nombre de pièces  $p_i$  et du nombre  $n_i$  d'UCL du ménage. Ceci est tout à fait transposable à n'importe quelle grandeur susceptible de quantifier une consommation ou un besoin (par exemple la surface au lieu du nombre de pièces ou la taille du ménage au lieu des UCL).

Tableau 2.3 - Notations utilisées dans cette section

<p>Notations :</p> <p><math>p_i</math> : pièces dont dispose le ménage <math>i</math></p> <p><math>n_i</math> : nombre d'UCL du ménage <math>i</math></p> <p><math>H</math> : indice de Hoover</p> <p><math>P</math> : nombre total de pièces au sein du parc</p> <p><math>N</math> : nombre total d'UCL au sein du parc</p> <p><math>\bar{p}</math> : nombre moyen de pièces par UCL au sein de la population (<math>\bar{p} = \frac{P}{N}</math>)</p> <p><math>k \in \{1 \dots K\}</math> : classe issue de la partition <math>K</math></p> <p><math>I_k \subset I</math> : sous-ensemble des ménages <math>i</math> appartenant à la classe <math>k</math></p> <p><math>P_k</math> : nombre total de pièces au sein de la classe <math>k</math></p> <p><math>N_k</math> : nombre total d'UCL au sein de la classe <math>k</math></p> <p><math>\bar{p}_k</math> : nombre moyen de pièces par UCL au sein de la classe <math>k</math> (<math>\bar{p}_k = \frac{P_k}{N_k}</math>)</p>
---------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------

L'indice de Hoover dans notre contexte s'écrit :

$$H = \frac{\sum_{i \in I} |p_i - n_i \bar{p}|}{2P}$$

L'indice  $H$  est simplement le pourcentage de pièces échangées au sein de la population afin d'atteindre un nombre égal de pièces par UCL. Les pièces sont ici virtuellement découpables car  $p$  et  $\bar{p}$  ne sont pas forcément des entiers (voir discussion en section 3.1.2).

#### Inégalités intra-classes

Nous identifions la décomposition possible de l'indice  $H$  en des composantes intra- et inter-classes.

On définit  $H_k$  qui constitue la mesure d'inégalité propre à la classe  $k$ .

$$H_k = \frac{\sum_{i \in I_k} |p_i - n_i \bar{p}_k|}{2P_k}$$

On peut alors définir  $H_{|K}$  qui agrège les différents indices  $H_k$  pour constituer une mesure de l'inégalité intra-classes.

$$H_{|K} = \frac{\sum_{k=1}^K P_k \cdot H_k}{P} = \frac{\sum_{k=1}^K \sum_{i \in I_k} |p_i - n_i \bar{p}_k|}{2P}$$



Plus les classes sont homogènes, plus  $H_{|K}$  s'approche de 0. Dans le cas limite où  $K$  correspond au nombre de ménages (1 classe = 1 ménage), alors  $H_{|K} = 0$ .

### Surplus

On définit  $s_k$  comme étant le pourcentage de pièces échangées par le groupe avec l'extérieur. Il s'agit donc du « surplus » du groupe par rapport à la moyenne. Le surplus  $s_k$  s'écrit simplement en fonction de  $\bar{p}$  et  $\bar{p}_k$  :

$$s_k = \frac{P_k - N_k \cdot \bar{p}}{P_k} = 1 - \frac{\bar{p}}{\bar{p}_k}$$

Bien que des propriétés intéressantes permettent de lier  $H_k$ ,  $s_k$  et  $H$ , la définition d'une mesure d'inégalité inter-classes demeure malaisée (annexe B.3.1). Nous privilégierons donc l'utilisation de  $s_k$ . Si la décomposition entre variance inter- et intra-classes n'est pas aussi bonne que dans le cas des indices de Theil ou d'Atkinson, la simplicité d'interprétation des surplus  $s_k$  joue en faveur de l'indice de Hoover.

Nous pouvons définir également un indice  $s_{k|C}$  permettant de mesurer les surplus en tenant compte de la composition par rapport à un critère  $C$  donné, par exemple la localisation ou l'âge. Il s'agit, pour une classe  $k$  (de la partition  $K$ ), du pourcentage de pièces échangées avec l'extérieur, en prenant en compte la moyenne propre à chaque commune ou tranche d'âge  $c$  (de la partition  $C$ ).

$$s_{k|C} = \frac{P_k - \sum_c (N_{k,c} \cdot \bar{p}_c)}{P_k}$$

Où  $N_{k,c}$  représente le nombre d'individus ou d'UCL à la fois dans les classes  $c$  et  $k$  et  $\bar{p}_c$  représente le nombre moyen de pièces par UCL dans la classe  $c$ . Le surplus est ainsi calculé sans considérer l'effet de  $C$ .

*Exemple illustratif* : Soit une population de 8 ménages, répartie selon deux classes d'âges, et deux villes d'une même agglomération.

Caractéristiques	Jeune Ville A	Jeune Ville A	Âgé Ville A	Âgé Ville A	Jeune Ville B	Jeune Ville B	Âgé Ville B	Âgé Ville B
Nombre d'UCL	2	3	2	1	1	3	2	1
Nombre de pièces	2	3	4	4	3	5	5	5

Partition  $K$  : ménage *jeune* (j) ou *âgé* (a)

Partition  $C$  : *ville A* ou *ville B*

$$H = 0,215$$

$$H_{|K} = 0,168$$

$$H_j = 0,171$$

$$H_a = 0,167$$

$$s_j = -0,431$$

$$s_a = 0,311$$

$$s_{j|C} = -0,416$$

$$s_{a|C} = 0,301$$

L'inégalité globale  $H$  est de 0,215 mais descend à 0,168 lorsque l'on annule les inégalités dues aux différences d'âge ( $H_{|K}$ ). Par ailleurs les inégalités au sein de chaque classe d'âge ( $H_j$  et  $H_a$ ) sont moins fortes mais comparables. Pour arriver à une situation égalitaire, les plus âgés devraient échanger 31,1% ( $s_a$ ) de leurs pièces avec les plus jeunes (qui récupèreraient alors 43,1% de pièces en plus). Si l'on contrôle l'effet de localisation ( $C$ ), les surplus varient peu ( $s_{j|C}$  et  $s_{a|C}$ ).

Notre analyse procédera en trois étapes. La première étape sera centrée sur l'analyse des inégalités globales de confort surfacique (indice  $H$ ), et du rôle global de chaque variable dans ces inégalités (indices de type  $H_{|K}$ ). La deuxième étape est celle de l'analyse des inégalités inter-classes ( $s_k$ ) pour différentes variables d'intérêt (tranche d'âge, statut d'occupation). La troisième étape permettra de confirmer les résultats précédents à l'aide de régressions et d'explorer le rôle de chaque variable dans la dynamique long terme des inégalités. Nous mobiliserons pour cela le modèle de Poisson.

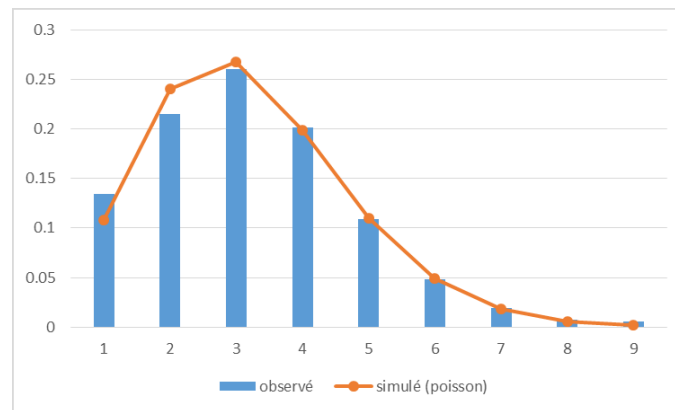
### 3.2.3 Modèle de régression de Poisson

Afin d'aller plus loin dans l'étude des interactions entre les variables influant sur le confort surfacique, il est nécessaire de nous tourner vers les méthodes de régression. Nous présenterons ici la régression sur le nombre de pièces du logement.

La distribution de la variable de nombre de pièces du logement présente une forme très proche d'une loi de Poisson, qui est une loi de « comptage » dérivée de la loi Binomiale (Figure 2.3)<sup>64</sup>.

<sup>64</sup> La loi de Poisson est une loi à support dans  $\mathbb{N}$ , incluant le 0, ce qui n'est pas le cas de nos pièces. Nous retirons donc une pièce à tous les logements pour mesurer l'ajustement à la loi de Poisson. Bien que la variable ne suive pas parfaitement une loi de Poisson, l'adéquation à la loi est assez bonne pour être relevée car la loi de Poisson ne possède qu'un seul paramètre.

Figure 2.3 - Distribution du nombre de pièces des résidences principales et loi de Poisson associée



Champ : résidences principales, Île-de-France

Source : recensement de la population 2012, Insee ; calculs et réalisation de l'auteur

Nous allons donc mobiliser cette forme de distribution du nombre de pièces pour notre modélisation. Nous utilisons le modèle linéaire généralisé adapté aux distributions de Poisson. La fonction de lien étant dans ce cas le logarithme, il s'agit d'un modèle de régression optimisant  $\beta$  pour :

$$E(p_i - 1|X_i) = e^{\beta X_i}$$

où  $p_i$  est le nombre de pièces du logement et  $X_i$  sont les variables explicatives introduites dans la régression.

Plus précisément nous effectuons une régression de Poisson avec un terme correcteur d'échelle basé sur la variance mesurée<sup>65</sup>. Nous incluons donc dans le modèle un paramètre de dispersion  $\phi$  de façon à avoir :

$$Var(p_i - 1|X_i) = \phi E(p_i - 1|X_i)$$

Les variables explicatives constituant le vecteur  $X$  sont la tranche d'âge, les UCL, le statut d'occupation, la PCS et l'année de recensement. Nous introduirons également des variables de localisation (couronne de l'aire urbaine, commune), conduisant dans le cas des communes à une très forte augmentation du nombre de paramètres. Dans une régression complémentaire nous

---

<sup>65</sup> On constate en effet, avec les pondérations normalisées du recensement, que la variance du nombre de pièces des logements (auxquels une pièce est systématiquement ôtée, cf. note précédente) est inférieure à la moyenne de cette même variable (1,5 contre 2,4 en 2012 en Île-de-France par exemple). Il faut donc adapter la régression de Poisson qui n'est théoriquement valable que pour les cas où la variance est égale à la moyenne (comme dans la loi de Poisson). Dans notre situation (*sous-dispersion*), la technique appropriée est l'inclusion d'un paramètre d'échelle, entraînant l'optimisation d'une fonction de quasi-vraisemblance. Dans un cas de *sur-dispersion* (variance > moyenne), une régression binomiale négative eût été à préférer.

étudierons les inégalités entre générations en introduisant la prise en compte de l'année de naissance (en plus de l'âge).

Au travers de ces régressions mesurant l'influence des différentes variables sur le nombre de pièces des logements, nous étudions indirectement le confort surfacique via la prise en compte du nombre d'UCL du ménage dans les variables explicatives.

## 4 Résultats

### 4.1 Résultats globaux

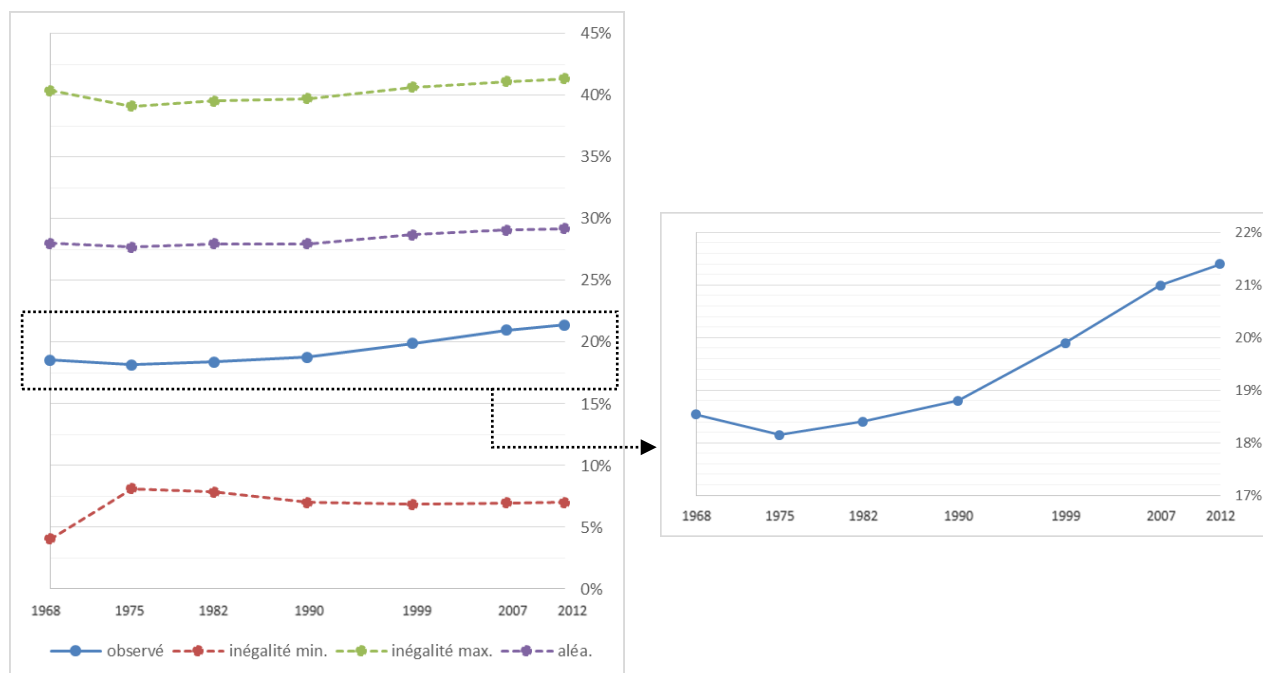
#### 4.1.1 *Des inégalités de confort surfacique en hausse*

L'inégalité globale  $H$  au sein du parc de logements francilien augmente depuis plusieurs décennies (Figure 2.4). Elle passe de 18,4 % à 21,4 % (+3,0 p%) entre 1982 et 2012, après avoir baissé sur la période 1968-1975.

Ce premier constat est renforcé par les évolutions des trois autres indices qui étudient la situation structurelle. L'indice de répartition aléatoire augmente également, mais dans une moindre mesure (il passe de 28,0 % à 29,2 %). L'indice  $max$  augmente de la même façon que les indices situation aléatoire et situation observée, mais dans une moindre mesure que cette dernière (il augmente de 1,8 p% seulement). L'indice  $min$  quant à lui entame une baisse de 1,1 p% à partir de 1975.

L'inégalité observée augmente plus fortement que les inégalités structurelles, « hors appariement ». Ce ne sont pas seulement les tendances intrinsèques aux stocks des ménages et des logements qui font augmenter les inégalités de confort surfacique, le processus d'appariement en soi joue également un rôle significatif.

Figure 2.4 – Évolution des inégalités de confort surfacique (indice H)



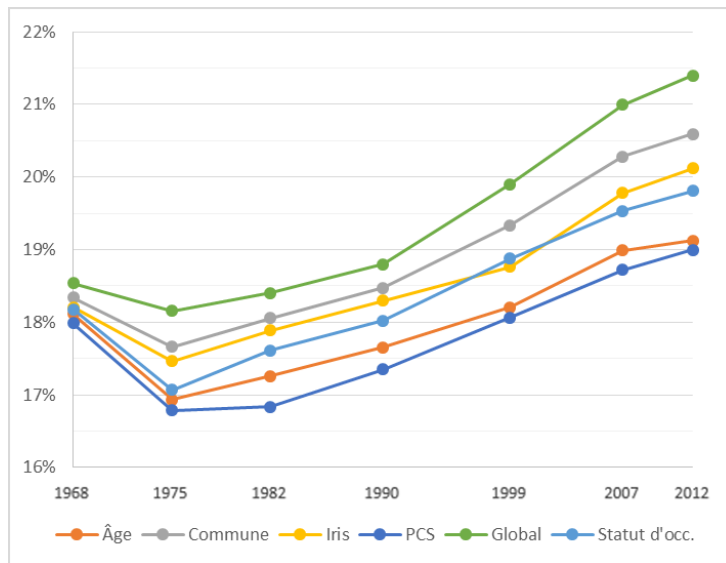
Champ : ménages ordinaires, Île-de-France

Source : recensements de la population 1968-2012, Insee ; calculs et réalisation de l'auteur

#### 4.1.2 Une forte variabilité intra-classes ( $H_{|k}$ )

Nous observons ensuite l'effet du contrôle de certaines variables sur le niveau général d'inégalité (Figure 2.5). Les variables (prises séparément) expliquent finalement peu les disparités. En effet, elles réduisent en 2012 les disparités au mieux de 2,4 p%. Même dans le cas des PCS (et retraités), près de 89% des disparités restent à expliquer une fois cette variable prise en compte. La tendance à la hausse reste par ailleurs clairement observable quelle que soit la variable considérée. L'évolution à la hausse des inégalités n'est donc pas due à un facteur structurel géographique ou démographique seul.

Figure 2.5 – Inégalité intra-classes ( $H_{jk}$ )



Ratio $\frac{H_{jk}}{H}$ en 2012	
Commune	96,2%
Iris	94,0%
Statut d'occupation	92,6%
Âge (tranches larges)	89,6%
Âge (tranches de 2 ans)	89,4%
PCS + Retraités	88,7%

Lecture : Plus les courbes sont basses, plus l'impact de cette variable sur les inégalités est important. En 1982 le niveau des inégalités de confort surfacique une fois pris en compte l'âge était de 17,3 % contre 18,4 % sans prise en compte.

Champ : ménages ordinaires, Île-de-France

Source : recensements de la population 1968-2012, Insee ; calculs et réalisation de l'auteur

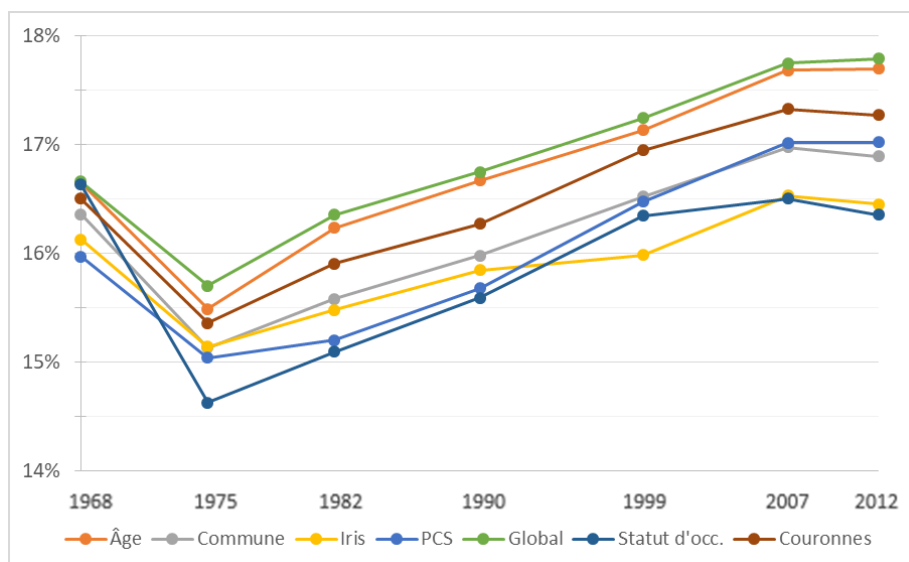
Nous constatons par ailleurs que ce sont les variables d'âge et de PCS qui ont l'impact relatif le plus important (l'introduction des retraités dans la variable PCS surestime son impact). Elles expliquent une part bien plus grande des disparités que des variables de localisation géographique comme les communes ou les Iris, qui possèdent pourtant plusieurs centaines de modalités. La variable d'âge utilisée est un découpage en classes de deux années, mais la courbe obtenue (non affichée) avec un découpage en 7 classes d'âges est quasiment superposée avec la précédente. En outre, la variable de PCS produit une courbe d'inégalité proche de celle de l'âge et il est probable que la « PCS retraité » joue un rôle non négligeable dans cette proximité. Également, la variable de statut d'occupation composée de deux modalités (propriétaire/locataire) donne les mêmes niveaux d'inégalité qu'un contrôle à l'IRIS<sup>66</sup>.

Afin d'écartier l'effet des ménages les plus âgés, qui sont souvent de petits ménages dans de grands logements, l'analyse est restreinte au sous-ensemble des ménages dont la personne de référence a moins de 55 ans (Figure 2.6). À nouveau les inégalités augmentent depuis le recensement de 1975, mais avec une amplitude moins marquée. L'indicateur d'inégalité globale est de seulement 17,8% chez les moins de 55 ans en 2012, ce qui est plus bas que toutes les courbes présentées précédemment sur l'ensemble des ménages. De plus, contrairement au cas impliquant toute la population, l'âge a ici un impact très faible : l'influence de l'âge sur les

<sup>66</sup> Les calculs introduisant la distinction entre locataires du parc privé et locataires du parc social, disponible à partir de 1982, produisent au dixième de pourcent près les mêmes résultats.

inégalités de confort surfacique se concentrerait donc autour de la distinction des individus ayant plus ou moins 55 ans. À l'inverse, la PCS garde un impact élevé, au même niveau que les statuts d'occupation, et la localisation présente une influence plus marquée, qui augmente avec le niveau de précision géographique. Le maillage en couronnes entraîne une baisse de -0,5p%, le maillage communal une baisse de -0,9p% et enfin le contrôle par les IRIS entraîne -1,3p%.

Figure 2.6 – Les inégalités intra-classes ( $H_{|k}$ ), personne de référence ayant moins de 55 ans



Champ : ménages ordinaires dont la personne de référence a moins de 55 ans, Île-de-France  
 Source : recensements de la population 1968-2012, Insee ; calculs et réalisation de l'auteur

## 4.2 Résultats inter-classes

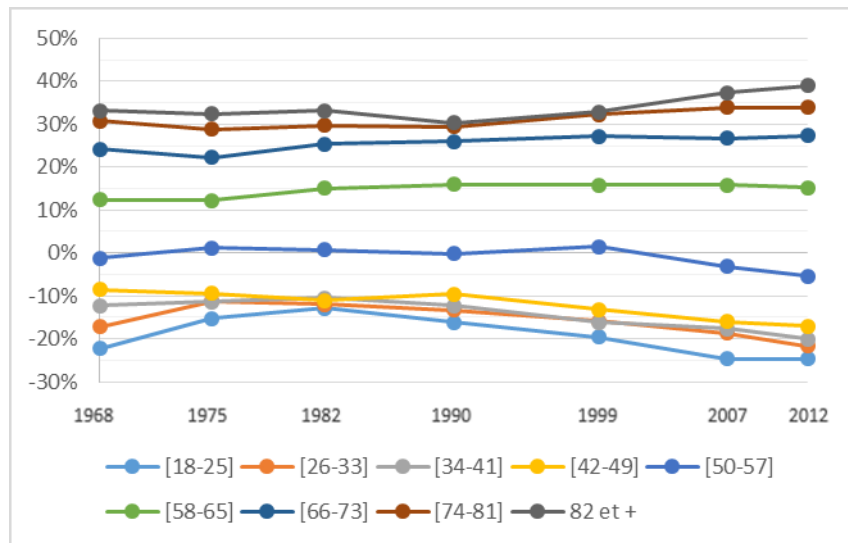
Nous avons identifié précédemment l'âge et la PCS comme étant les variables les plus susceptibles d'agir sur le niveau général des disparités. À travers l'étude des inégalités *inter-classes* nous analysons ici dans quelle mesure les variables étudiées découpent la population en groupes plus ou moins avantageés en termes de confort surfacique.

### 4.2.1 Résultats sur les surplus ( $s_k$ )

#### Inégalités par tranches d'âge : un transfert des plus jeunes aux plus âgés

La hiérarchie entre les classes d'âge est claire et relativement stable (Figure 2.7). Depuis 1990 on observe cependant une augmentation de l'effet âge avec un dilatement des courbes de surplus par tranche d'âge. Ainsi alors que les 74-82 ans bénéficiaient de 29,5% de pièces en plus, les 34-41 ans bénéficient eux d'un manque relatif de -12,3% en 1990, ces valeurs passent respectivement à 33,9% et -20,1% en 2012. Le point de bascule apparaît sur les tranches d'âge des 58-65 ans et 66-73 ans, le surplus de ces classes étant assez stable de 1990 à 2012.

Figure 2.7 Évolution des surplus par âges

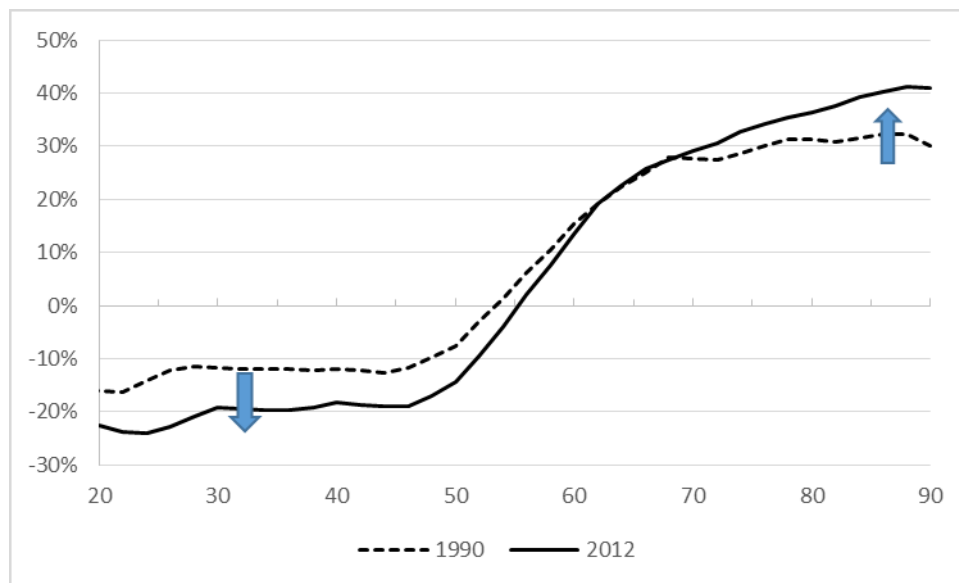


Champ : ménages ordinaires, Île-de-France

Source : recensements de la population 1968-2012, Insee ; calculs et réalisation de l'auteur

Une autre façon d'appréhender les inégalités est d'étudier la courbe d'évolution du surplus par fines tranches d'âge (Figure 2.8). Un point de bascule s'observe effectivement à 64 ans : entre 1990 et 2012 le surplus moyen augmente au-delà de cet âge, et baisse avant.

Figure 2.8 - Évolution des surplus par âge (1990 et 2012)



Champ : ménages ordinaires, Île-de-France

Source : recensements de la population 1968-2012, Insee ; calculs et réalisation de l'auteur

### Inégalités par catégories sociales : une surprenante stabilité

Comme observé au chapitre 1, la répartition des PCS a fortement évolué depuis 1968. Elle est marquée notamment par une forte baisse de la part des ouvriers et une hausse de celle de cadres et professions intellectuelles supérieures, ainsi que des retraités.



L'observation des surplus nous indique une hiérarchie marquée entre les PCS (Figure 2.9). Si l'on étudie le cas des retraités, on remarque que les cadres sont systématiquement mieux logés que les artisans, les commerçants et les professions intermédiaires, eux-mêmes systématiquement mieux logés que les employés. Les ouvriers, enfin, sont situés en bas de cette hiérarchie. Le cas des inactifs est très particulier car cette catégorie connaît un fort retournement de situation depuis 1968 : elle passe ainsi de +14,5 % de surplus à -17,1 % en 2012. Cette évolution est à corréliser avec l'évolution des ménages inactifs, dont la taille s'agrandit et dont la personne de référence connaît un fort rajeunissement et une féminisation bien supérieure à celle constatée dans le reste des ménages<sup>67</sup>.

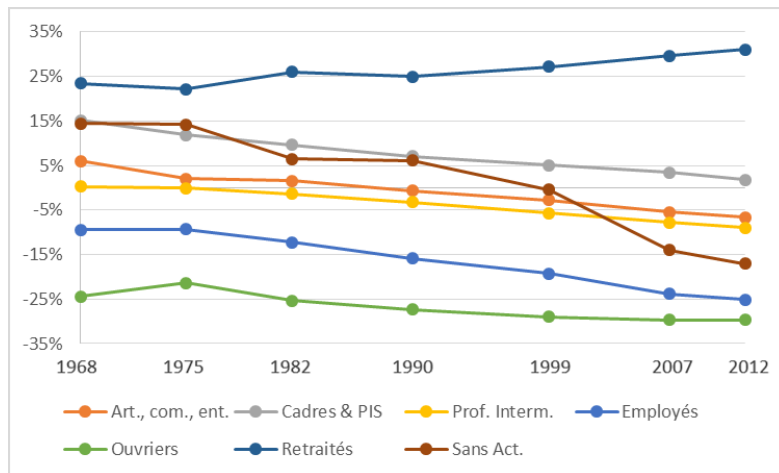
On remarque une décroissance générale du surplus pour toutes les PCS, excepté pour les retraités qui eux connaissent un niveau de surplus toujours plus fort, de 24,2 % en 1990 à 30,5 % de pièces en trop en 2012. Les retraités ne sont pas une catégorie de PCS à proprement parler, et sont surtout associés à une classe d'âge. Au-delà de cette baisse générale due aux retraités, cette hiérarchie entre PCS tend cependant à s'atténuer au fil des ans, comme en témoigne le léger resserrement de l'écart entre les cadres et les ouvriers. Entre 1982 et 2012 le surplus des ouvriers passe ainsi de -25,3 % à -29,7 % contre +9,7 % à +1,8 % pour les cadres. Un rapprochement est aussi présent entre les ouvriers et les employés qui présentent un surplus quasiment semblable en 2012, témoignage de la lente dégradation relative de la position des employés depuis 1968, alors que stagnait celle des ouvriers.

Cette hiérarchie stable et le léger resserrement entre classes sociales sont confirmés par une analyse faisant uniquement intervenir les ménages de moins de 55 ans (Figure B.1).

---

<sup>67</sup> Entre 1982 et 2012, les personnes regroupées sous cette catégorie ont vu leur moyenne d'âge passer de 50,0 à 44,3 ans tandis que la moyenne régionale oscillait toujours autour de 50 ans. De même le nombre de personnes par ménage de cette catégorie est passé de 1,83 à 1,98 au cours de la période tandis que la moyenne d'Île-de-France baissait de 2,50 à 2,33.

Figure 2.9 – Évolution des surplus par PCS



Champ : ménages ordinaires, Île-de-France

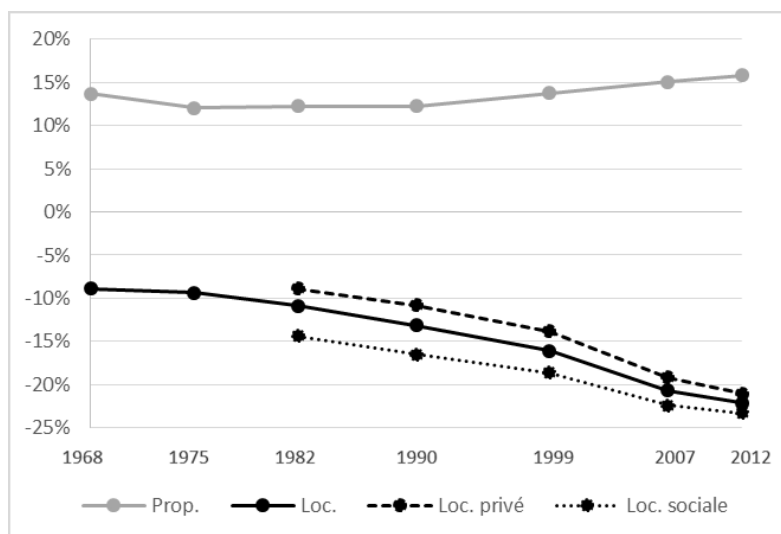
Source : recensements de la population 1968-2012, Insee ; calculs et réalisation de l'auteur

### Les statuts d'occupation : une conséquence des deux précédentes dimensions ?

Le statut d'occupation joue un rôle également discriminant dans le confort surfacique (Figure 2.10). On constate une augmentation continue des inégalités entre statuts depuis 1975, avec en 2012 un surplus de 16% pour les propriétaires contre -22% pour les locataires. La distinction possible à partir de 1982 entre locatif privé et locatif social nous indique que le confort surfacique est plus faible en moyenne dans le locatif social, mais cette disparité a tendance à se réduire.

Le statut d'occupation est néanmoins très corrélé avec la localisation, l'âge et la PCS, et constitue souvent un marqueur associé à ces variables. Il est donc difficile d'isoler ici un effet propre au statut d'occupation, et nous pouvons nous attendre à ce que ces trois variables impactent indirectement les inégalités mesurées.

Figure 2.10 - Évolution des surplus par statuts d'occupation



Note : la distinction au sein du secteur locatif entre locatif privé et locatif public intervient dans les recensements à partir de 1982.

Champ : ménages ordinaires, Île-de-France

Source : recensements de la population 1968-2012, Insee ; calculs et réalisation de l'auteur

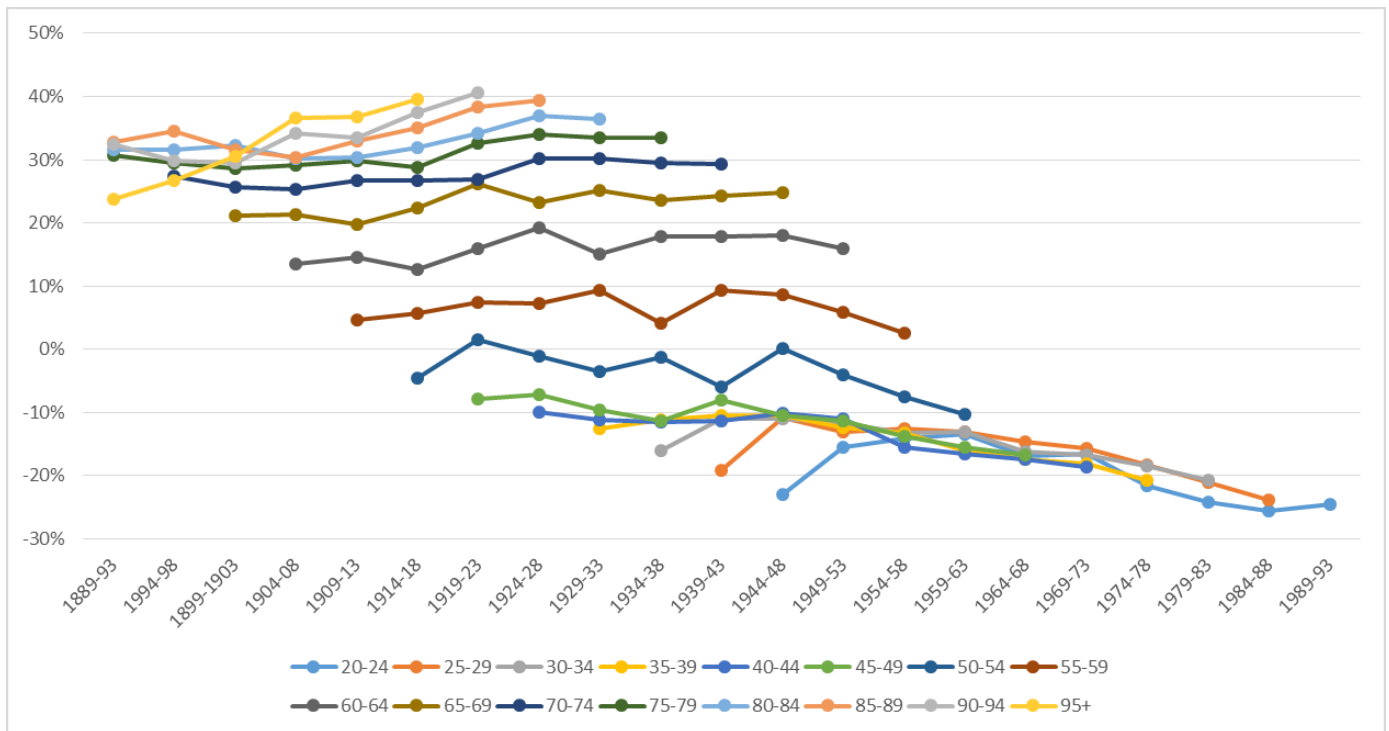
### Le rôle des cohortes : une décroissance du surplus par âge depuis la génération du *baby-boom*

Nous pouvons également afficher les surplus  $s_k$  associés à chaque tranche d'âge par cohorte de naissance et non plus par recensement (Figure 2.11).

À âge constant la situation des générations s'améliore jusqu'à la génération centrale de 1944-48, puis diminue depuis. Les courbes associées aux tranches d'âge 50-55 ans et 55-59 ans sont à ce titre particulièrement intéressantes pour constater cette décroissance : alors qu'un ménage dont la personne de référence est âgée entre 50 et 54 ans présente un surplus nul (0,0%) pour la génération de 1944-48, le surplus au même âge baisse à -10,2% pour la génération plus récente de 1959-63.

Ce graphique nous permet de retrouver les observations sur les disparités par tranche d'âge : les courbes de surplus par âge sont en pente ascendante à partir de 65 ans, et en pente descendante pour les âges inférieurs. Ces deux phénomènes touchent cependant des générations distinctes.

Figure 2.11 - Évolution des surplus par génération



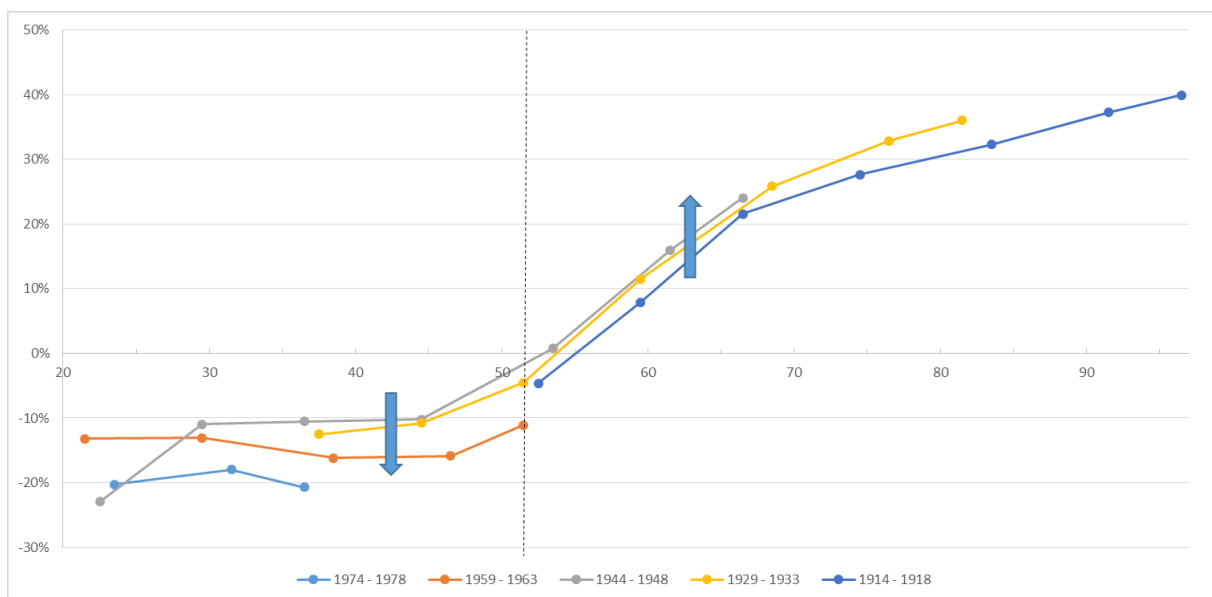
Lecture : chaque ligne de couleur représente une des 16 classes d'âge

Champ : ménages ordinaires, Île-de-France

Source : recensements de la population 1968-2012, Insee ; calculs et réalisation de l'auteur

Une autre représentation des surplus  $s_k$  nous permet de mettre en avant la dynamique des surplus au fil du cycle de vie (Figure 2.12). On observe le même phénomène de croissance des surplus jusqu'à la première génération du baby-boom (1944-48) puis une décroissance ensuite.

Figure 2.12 - Surplus par âge d'une sélection de générations



Champ : ménages ordinaires, Île-de-France

Source : recensements de la population 1968-2012, Insee ; calculs et réalisation de l'auteur

#### 4.2.2 Analyses des surplus contrôlés d'autres variables ( $s_{k|C}$ )

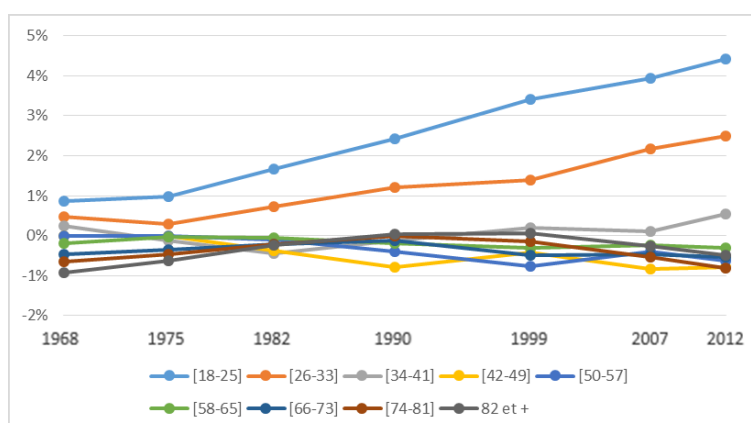
Nous mobilisons dans cette partie les indices de surplus de type  $s_{k|C}$ , qui permettent de mesurer les surplus en raisonnant à localisation ou âge donné.

La localisation joue dans les différences entre classes d'âge, mais surtout chez les jeunes

Connaissant le rôle déterminant de la localisation dans la taille moyenne des logements (cf. Chapitre 1), il apparaît nécessaire de questionner l'impact de la localisation sur les inégalités de surplus. Nous raisonnons donc à localisation donnée et comparons les résultats avec le cas précédent sans contrôle par la localisation.

La plupart des catégories d'âge voient leur surplus de pièces très peu évoluer suite à ce contrôle par la localisation, quelle que soit l'année du recensement considérée (Figure 2.13). Seuls les ménages les plus jeunes sont impactés, et ce de façon grandissante avec le temps. Ainsi en 2012 les ménages dont la personne de référence a entre 18 et 25 ans voient leur surplus moyen, une fois contrôlé par la localisation, passer de -24,7% à -20,3% (+4,4p%). Pour les 26-33 ans, l'impact est moindre, le surplus passant de -21,7% à -19,2% (+2,4p%).

Figure 2.13 - Différence entre les surplus  $s_{\text{âge}}$  et  $s_{\text{âge|commune}}$ .



Champ : ménages ordinaires, Île-de-France

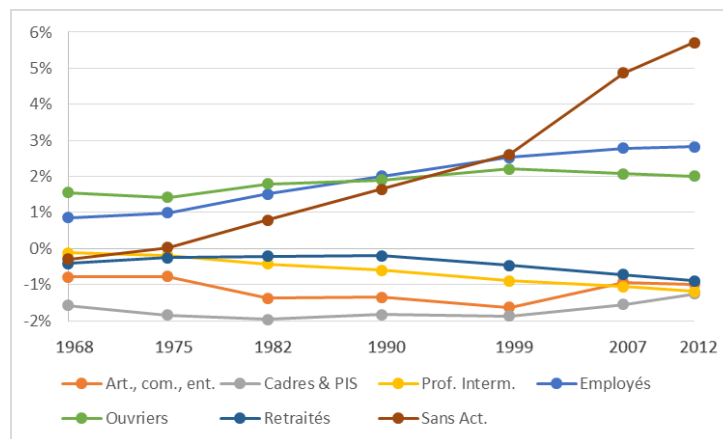
Source : recensements de la population 1968-2012, Insee ; calculs et réalisation de l'auteur

La principale explication à ce phénomène est la localisation spécifique des plus jeunes dans des communes aux logements plus petits que la moyenne régionale. Ces ménages sont donc, une fois prises en compte les caractéristiques de leur commune de localisation, un peu plus confortablement logés. Les courbes de surplus des âges les plus jeunes sont donc un peu plus hautes et on observe un resserrement sur un niveau de surplus unique de tous les âges inférieurs à 50 ans (Figure B.2). Ce phénomène de correction par la localisation se renforce au fil du temps chez les ménages jeunes, indiquant qu'ils s'installent de plus en plus souvent dans des communes caractérisées par des parcs de petits logements, ou que ces communes voient la taille moyenne de leur parc s'éloigner de la moyenne régionale.

### Le rôle modéré de la localisation dans les différences entre PCS

Nous pouvons également étudier l'impact de la localisation sur les différences entre PCS (Figure 2.14). L'impact le plus fort apparaît en 2007 et 2012 pour les ménages dont la personne de référence est sans activité. Ceux-ci voient leur surplus remonter de 6 p% en 2012. Leur surplus une fois la localisation prise en compte est donc de -11,4% au lieu de -17,1%. De même, les ménages ouvriers et employés voient leur surplus augmenter d'un peu plus de 2 p% sur toute la période. Au-delà de ces observations, la localisation n'a qu'un rôle minime sur les surplus moyens de chaque PCS car les différentiels sont de faible amplitude. La hiérarchie des PCS reste donc la même (Figure B.3).

Figure 2.14 - Différence entre les surplus  $S_{PCS|commune}$  et  $S_{PCS}$



Champ : ménages ordinaires, Île-de-France

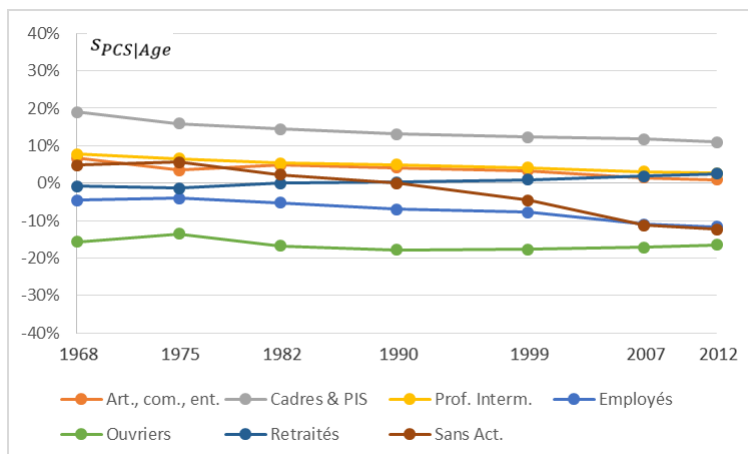
Source : recensements de la population 1968-2012, Insee ; calculs et réalisation de l'auteur

### La hiérarchie entre PCS est peu impactée par le biais générationnel

Au vu de l'importance grandissante de la classe des retraités, il est pertinent de se demander si les effets observés ne sont pas influencés par l'âge. De même, la proportion de cadres augmentant en Île-de-France au fil du temps, un effet de générations pourrait agir dans la hiérarchie observée entre les PCS : les cadres sembleraient mieux logés simplement car ils appartiennent à des générations plus récentes.

De fait, conformément à l'étude précédente sur les moins de 55 ans, l'étude des surplus par PCS en contrôlant par l'âge nous indique que les différences entre PCS sont légèrement modifiées (Figure 2.15). Le surplus des retraités devient, comme attendu, quasiment nul. Cette lecture en contrôlant par l'âge stabilise la relation entre les PCS qui n'est plus déséquilibrée par l'influence des retraités par définition plus âgés. Les écarts de surplus entre d'un côté les cadres et de l'autre les professions intermédiaires, les employés et les ouvriers se resserrent légèrement (d'environ 4 p%). La hiérarchie entre PCS n'est cependant en rien modifiée, il n'y a donc pas d'effet notable des générations dans les disparités entre PCS.

Figure 2.15 – Surplus des PCS contrôlées par l'âge



Champ : ménages ordinaires, Île-de-France

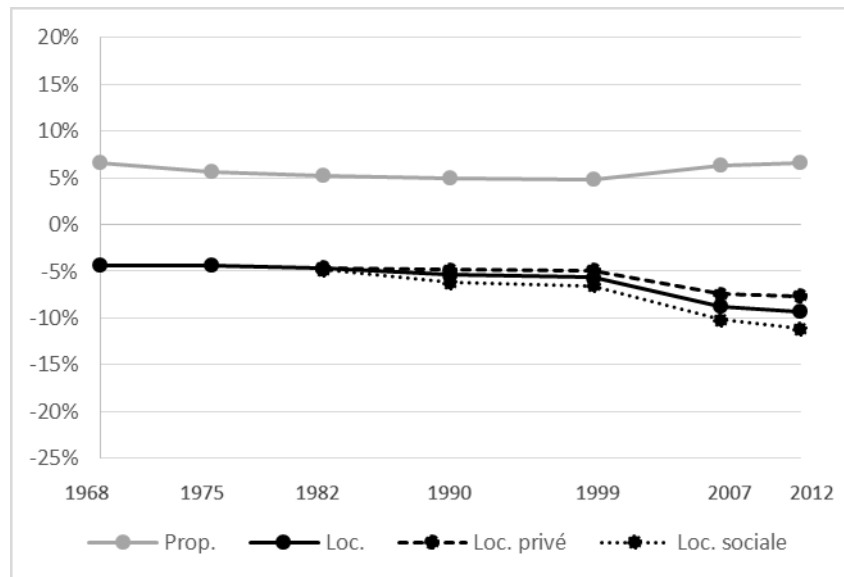
Source : recensements de la population 1968-2012, Insee ; calculs et réalisation de l'auteur

### Les statuts d'occupation ont un impact sur les inégalités de confort

Comme anticipé, le contrôle par les variables de commune de résidence, âge et PCS prises simultanément (indice  $S_{k|c}$ ) abaisse les surplus des statuts d'occupation (Figure 2.16). Cependant les inégalités entre les statuts d'occupation persistent. Si dans le cas non contrôlé on constate une augmentation continue des inégalités entre statuts depuis 1975, au contraire, dans le cas contrôlé l'inégalité reste relativement stable (+5% pour les propriétaires et -5% pour les locataires) entre 1968 et 1999, puis augmente brusquement depuis 1999.

En outre, si dans le cas non contrôlé la disparité entre parc locatif social et parc locatif privé a tendance à se réduire, une fois pris en comptes l'âge, la PCS et la localisation, elle augmente. Ainsi si l'écart était nul en 1982 entre les deux types de locataires, il est de 3,5 p% en 2012.

Figure 2.16 – Surplus des statuts d'occupation, contrôlés par PCS, âge et localisation



Champ : ménages ordinaires, Île-de-France

Source : recensements de la population 1968-2012, Insee ; calculs et réalisation de l'auteur

## 4.3 Modèles de régression

### 4.3.1 Résultats centraux

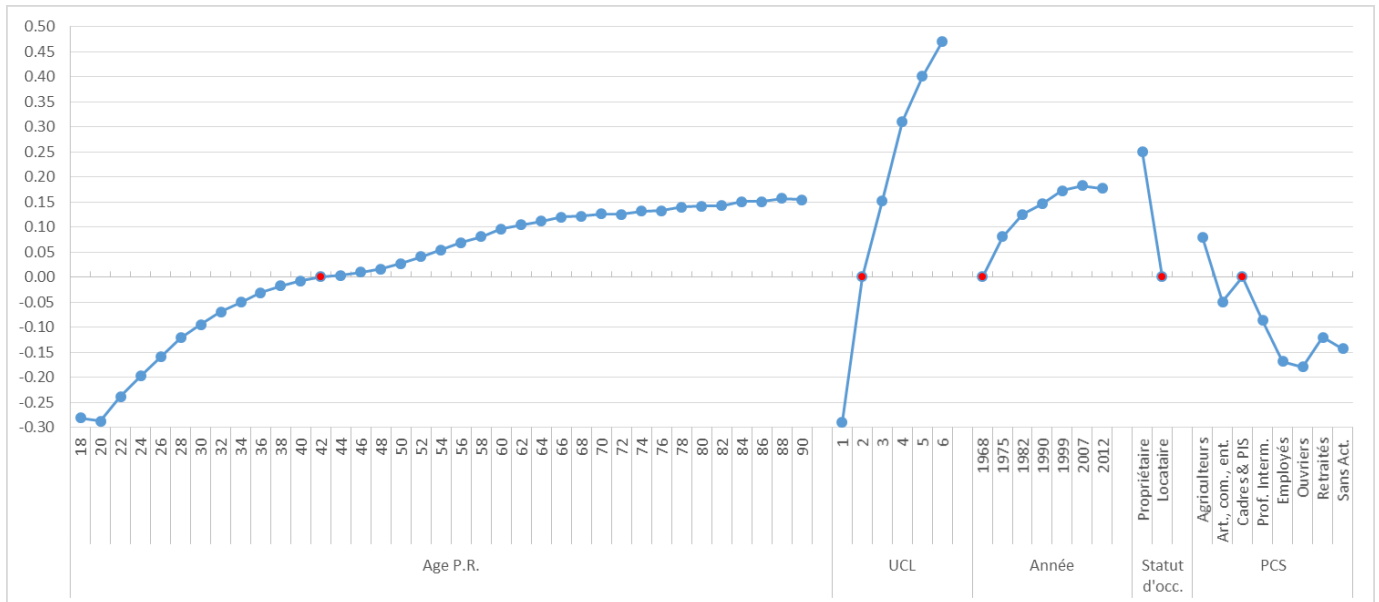
La première régression nous permet de confirmer l'influence de l'âge sur le confort surfacique (Figure 2.17). Comme attendu le nombre de pièces du ménage augmente avec l'âge toutes choses égales par ailleurs. Passer de 30 à 60 ans procure en moyenne une augmentation de la taille du logement de 21% ( $e^{0,097 - (-0,095)}$ ). La taille du ménage mesurée par les UCL est également un facteur déterminant. Passer de 2 à 3 UCL augmente en moyenne le nombre de pièces du logement de 16% ( $e^{0,153}$ ). De manière générale la taille du ménage a un impact sur le nombre de pièces dans le même ordre de grandeur que l'âge. Ainsi en 2012, l'accroissement relatif entraîné par la différence entre les paramètres associés à 1 UCL et 3 UCL – 80% des ménages accueillent 3 UCL ou moins – est le même qu'entre les ménages les plus jeunes (20 ans) et les plus vieux (90 ans) : +55%.

Les années de recensement ont également un impact très significatif, reflétant la croissance de la taille des logements sur les dernières décennies (Chapitre 1). Cependant l'écart entre deux enquêtes décroît au fil des années. Depuis 1999 le surplus de pièces par rapport à 1968 est aux alentours de +19%. Une décroissance statistiquement significative s'observe même entre 2007 et 2012. Du point de vue des statuts, la propriété occupante entraîne toutes choses égales par ailleurs des logements en moyenne 29% ( $e^{0,251}$ ) plus grands que les locataires. Enfin l'étude des PCS permet de retrouver la hiérarchie précédemment indiquée à propos du confort surfacique. Les cadres sont ainsi les mieux logés (hors agriculteurs) et on retrouve la décroissance des



conditions de logements sur l'axe Cadres-Professions Intermédiaires-Employés-Ouvriers. On remarque que les retraités ne sont pas les mieux logés car l'effet de la PCS est contrôlé ici par l'âge.

Figure 2.17 - Paramètres du modèle de régression (modèle a) expliquant le nombre de pièces du logement



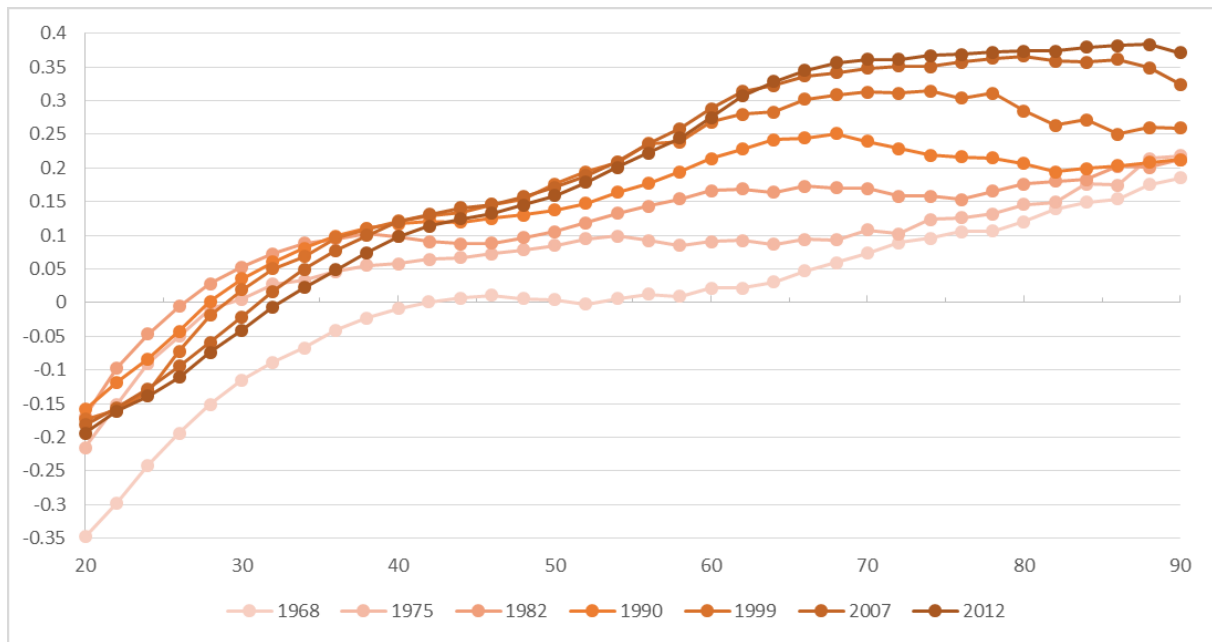
Lecture : Les modalités de référence sont en rouge. Tous les paramètres sont très significatifs ( $p$ -valeur  $< 0,0001$ ), en lien avec le nombre élevé de points de la régression (7,45M).

Champ : ménages ordinaires, Île-de-France

Source : recensements de la population 1968-2012, Insee ; calculs et réalisation de l'auteur

Dans le modèle précédent, nous n'avons inclus que des effets directs (de premier ordre), sans interactions entre variables. Pour vérifier si l'effet de l'âge est le même au fil des recensements, il est possible d'inclure un terme d'interaction entre l'âge et l'année de recensement (Figure 2.18). Les courbes d'âge obtenues ne sont pas totalement homogènes, l'effet de l'âge n'étant pas le même selon les recensements. Chez les moins de 40 ans, la taille des logements augmente toutes choses égales par ailleurs jusqu'en 1982 puis diminue depuis. Chez les plus de 40 ans, plus les ménages sont jeunes, plus la taille des logements stagne tôt. Ainsi la tranche d'âge des 50-52 ans voit la taille de ses logements stagner à partir du recensement de 1990, tandis que la tranche des 70-72 ans voit ses logements continuer à augmenter au moins jusqu'en 2007.

Figure 2.18 - Paramètres d'âge de la régression (modèle b), avec segmentation par année de recensement



Note : les paramètres affichés ici incluent l'effet fixe de chaque recensement. La référence est donc le paramètre associé à l'âge de 42 ans du recensement 1968.

Champ : ménages ordinaires, Île-de-France

Source : recensements de la population 1968-2012, Insee ; calculs et réalisation de l'auteur

L'inclusion des PCS dans cette régression est potentiellement source de problèmes de colinéarité. En effet, la classe des retraités comme une catégorie de PCS est susceptible de capter une forte partie de l'effet de l'âge. De plus la distribution des catégories sociales s'étant faite en faveur de la catégorie des cadres et en défaveur de celle des ouvriers, une partie des effets propres aux dates du recensement peut être captée par les PCS. Ces deux remarques peuvent être également adressées au statut d'occupation (la part des propriétaires a augmenté, et ceux-ci sont plus âgés que la moyenne des ménages). Pour nous assurer de la robustesse des résultats à ces effets, nous avons procédé à la même régression en ôtant les deux variables susnommées. Les résultats sont très similaires aux précédents avec un léger tassement de l'âge à partir de 60 ans lorsque seule la variable de PCS est omise (Modèles c et d, voir Figure B.5). Lorsque les deux variables sont enlevées, l'effet de l'âge demeure le même tandis que l'année de recensement voit son effet augmenter.

#### 4.3.2 Précisions autour de la régression

##### La localisation

Taille et localisation des logements sont deux éléments extrêmement liés (Chapitre 1). Cependant, l'inclusion dans les régressions des variables de localisation influe relativement peu sur les autres variables. Nous avons procédé à trois régressions incluant successivement les couronnes de la région francilienne puis les communes (Modèles e et f, Figure B.6). Les paramètres changent peu après l'inclusion de la localisation, mais nous remarquons toutefois un

renchérissement des paramètres associés aux âges les plus élevés, une baisse de l'effet des années de recensement, une hausse des inégalités de PCS, et un effet moindre du statut d'occupation.

Ces effets sont relativement faibles mais méritent d'être soulignés, en particulier les modifications observées sur les paramètres des PCS et des années de recensement. Ainsi une fois contrôlé par la localisation, l'écart de confort surfacique s'accroît entre cadres et ouvriers. À localisation donnée, le nombre de pièces dont disposent les ménages a moins augmenté au fil des années.

Cependant, le faible impact de la localisation à un niveau fin est confirmé car les effets présentés apparaissent dès la prise en compte des couronnes régionales. La prise en compte des grands découpages morphologiques de la région Île-de-France, et notamment les formes d'habitat contrastées de Paris et de la grande couronne, suffit donc à capter l'effet géographique du phénomène.

#### Période récente (après 1982)

La restriction à la période 1982-2012 permet de disposer des PCS uniquement dans leur nouvelle version<sup>68</sup>, ainsi que de la distinction entre locataires du parc privé et du parc social au sein des locataires. Les effets sont de nouveau globalement robustes à cette nouvelle spécification (Modèle *g*, Tableau B.1). Les disparités liées aux PCS sont en particulier très peu impactées. Concernant le rôle du statut d'occupation, la claire distinction entre d'une part les locataires du parc social et ceux du parc privé est à souligner (Tableau 2.4) : à caractéristiques du ménage égales les locataires du parc social disposent d'un logement certes moins grand que les propriétaires, mais significativement plus grand que celui des locataires du privé. Cependant le confort surfacique moyen des locataires du parc social est plus faible que dans le parc privé car les ménages du parc social sont en moyenne plus grands.

Tableau 2.4 – Extrait de la régression (*g*) : paramètres associés au statut d'occupation

	$\beta$	$e^\beta$
Propriétaire occupant (réf.)	0	1
Locataire du parc privé	-0,315	0,73
Locataire du parc social	-0,206	0,81

Note : Les intervalles de confiance étant très faibles, tous les paramètres sont très significatifs ( $p$ -valeur < 0,001)

Champ : ménages ordinaires, Île-de-France

Source : recensements de la population 1982-2012, Insee ; calculs et réalisation de l'auteur

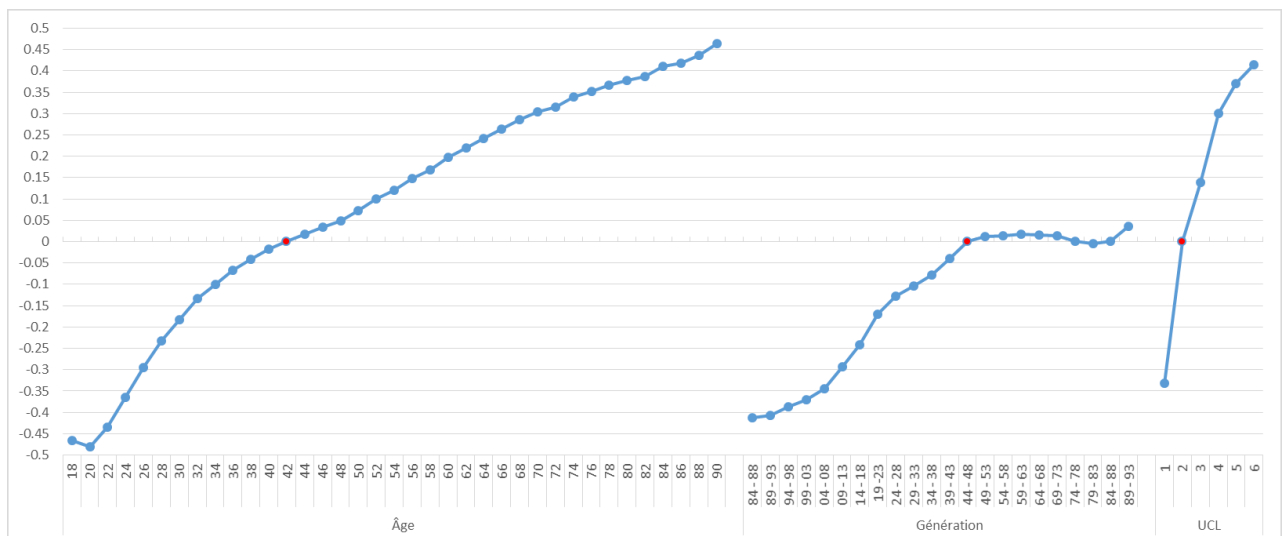
<sup>68</sup> La réforme de 1982 transforme profondément la nomenclature en Catégories Socioprofessionnelles (CSP) de 1954 et établit une nouvelle classification en Professions et Catégories Socioprofessionnelles (PCS). Les deux classifications reprennent le même découpage en grandes catégories mais ne sont pas tout à fait comparables (Desrosières *et al.*, 1983).

### 4.3.3 Modèle avec cohortes

Cette seconde régression permet d'introduire les générations étudiées dans le chapitre 1. En intégrant l'âge, l'année de recensement et la génération (année de naissance) dans la même régression, nous faisons face au problème classique d'identification lorsque des données en coupe sont utilisées. En effet il est impossible d'identifier le modèle dans ce cas, car la connaissance de deux des variables est suffisante pour connaître la valeur de la troisième : une fois connus l'âge de la personne de référence et son année de naissance, l'année à laquelle le ménage a été recensé est connue. La stratégie que nous adoptons dans un premier temps est de ne pas inclure d'effet recensement, afin de privilégier l'étude des cohortes (Figure 2.19).

L'effet de l'âge s'en retrouve renforcé par rapport au modèle initial (a) : l'écart entre 30 et 60 ans passe de +21% à +32%. L'étude des générations indique qu'un pic est atteint pour la génération 1949-1953 puis se stabilise. Les générations nées après 1974 semblent connaître ainsi un parcours marqué, toutes choses égales par ailleurs, par des logements plus petits que les générations précédentes. Seule la génération des 1989-1993 connaît un début de parcours a priori plus favorable, mais cette observation est basée sur un unique point en 2012 lorsque la cohorte a en moyenne 21 ans.

Figure 2.19 - Paramètres de la régression, modèle (h)



Lecture : Les modalités de référence sont en rouge.

Champ : ménages ordinaires, Île-de-France

Source : recensements de la population 1968-2012, Insee ; calculs et réalisation de l'auteur

Nous privilégions avec cette introduction des générations une analyse sans PCS et statut d'occupation. En effet, au cours de ces quarante dernières années les distributions de ces deux variables ont fortement évolué : le pourcentage de cadres a fortement augmenté et le taux de propriétaires également, ces deux modalités étant associées à un meilleur confort surfacique. La question posée par notre régression est de savoir s'il existe des disparités entre les parcours des

générations. Ici nous entendons génération le fait d'être né à une époque donnée, ce qui intègre l'augmentation des chances d'être cadre ou propriétaire au fil des années. Le fait de ne pas intégrer ces deux variables permet de répondre pleinement à la question. Néanmoins la prise en compte, dans une régression supplémentaire, des PCS et de statuts d'occupation renforce ce phénomène de décroissance plus marquée du nombre de pièces chez les générations nées après 1974 (Modèle *i*, Figure B.7).

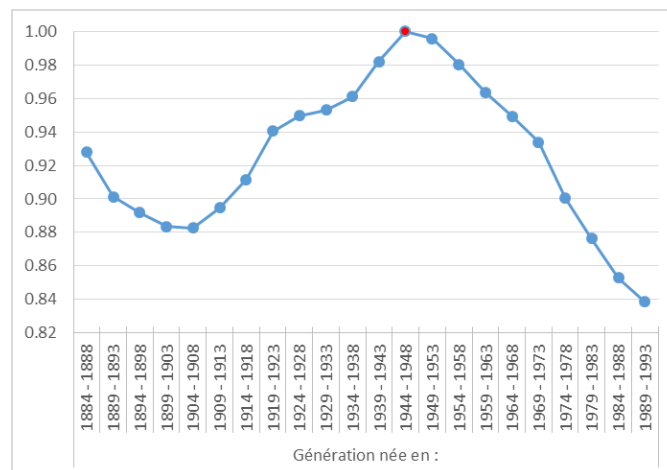
Dans un deuxième temps afin de travailler en termes de confort relatif à une année donnée, nous introduisons les années du recensement dans notre analyse (Modèle *j*, Tableau B.1). Ce modèle complet incluant la date de recensement permet de tenir compte du fait que la taille des logements a augmenté au fil des années. Le parcours d'une génération est jugé alors à l'aune de cette augmentation, et donc au travers du confort moyen de son époque, et non par le confort absolu dont elle dispose<sup>69</sup>. Nous spécifions une interaction entre la taille des ménages (UCL) et les années de recensement afin d'identifier le plus finement possible les conditions de confort surfacique moyennes à l'année considérée. Une fois l'année de recensement prise en compte, l'effet des générations est beaucoup plus marqué (Figure 2.20). Le pic intervient pour la génération du baby-boom, et depuis toutes les générations sont systématiquement moins bien logées que les précédentes.

Ces paramètres retranscrivent cependant le parcours général de chaque génération par rapport aux conditions moyennes de confort surfacique de leur époque. À cet égard, la génération 1979-1983 aura par exemple connu 12 % de pièces en moins comparativement à la première génération du baby-boom (1944-1948).

---

<sup>69</sup> Afin d'éviter le problème de non-identification du modèle, nous introduisons l'âge sous forme continue à travers un polynôme d'ordre 4, qui correspond à la forme générale observée sur les régressions précédentes.

Figure 2.20 – Exponentielle des paramètres ( $e^\beta$ ) de générations du modèle (j)



Lecture : La modalité de référence est en rouge.

Champ : ménages ordinaires, Île-de-France

Source : recensements de la population 1968-2012, Insee ; calculs et réalisation de l'auteur

## 5 Analyse de sensibilité et résultats supplémentaires

Dans cette section, nous précisons les résultats obtenus en vérifiant la robustesse de nos spécifications. Nous testons différentes variables définissant le confort surfacique (section 5.1), une mesure alternative des inégalités avec l'indice de Gini (section 5.2), et enfin testons la sensibilité de la modélisation à une source alternative de données (section 5.3).

### 5.1 Des résultats sur les inégalités robustes à la définition du confort surfacique retenue

La notion de confort surfacique entendue comme la relation entre un nombre de pièces d'habitation et un besoin fonction de la composition du ménage est, comme cela a été souligné, dans une large mesure arbitraire. D'une part le confort surfacique pourrait être mesuré par d'autres moyens, notamment en utilisant la surface habitable, et d'autre part, la mesure d'UCL est par essence une construction normative.

Nous nous proposons de tester la sensibilité des résultats à des spécifications alternatives du confort surfacique. Pour mesurer la taille du logement nous utiliserons le nombre de pièces du logement ainsi que la surface en mètres carrés. Pour le besoin normatif nous utiliserons outre l'UCL, la définition « radicale » de celui-ci, ainsi que plus simplement le nombre de personnes du ménage (Tableau 2.5).

Nous mobiliserons les enquêtes Logement qui nous permettront à la fois de tester les spécifications utilisant la surface habitable et de tester la sensibilité des indices à un autre jeu de données.

Tableau 2.5 - Combinaisons étudiées pour le confort surfacique

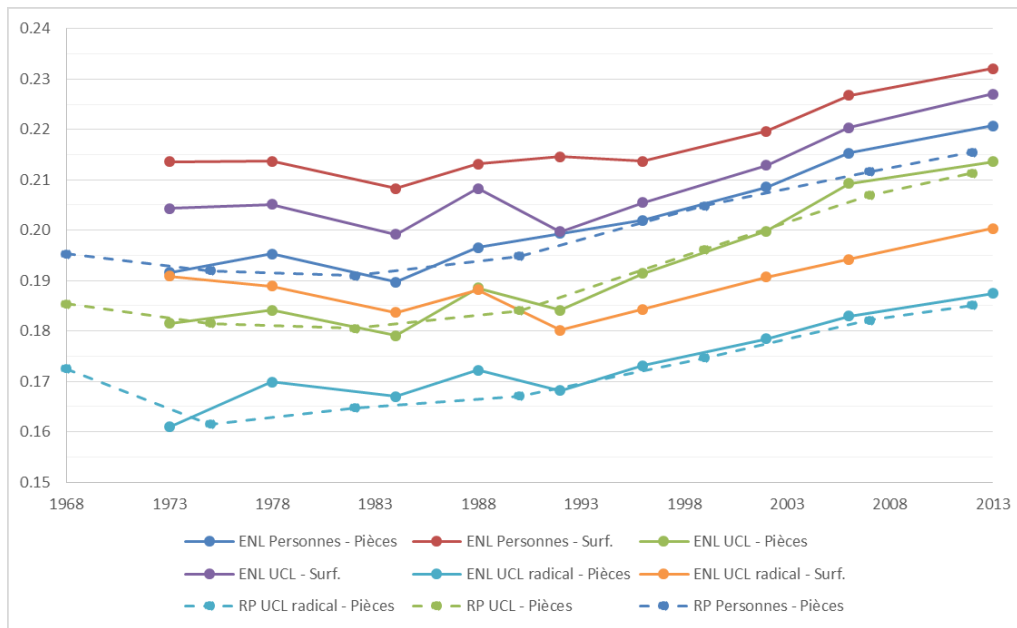
Données	RP	RP	RP	EL	EL	EL	EL	EL	EL
Variable ménage	UCL	UCL radical	Personnes	Personnes	Personnes	UCL	UCL	UCL radical	UCL radical
Variable logement	Pièces	Pièces	Pièces	Pièces	Surface	Pièces	Surface	Pièces	Surface

RP = recensements de la population, EL = enquêtes Logement

Les résultats de ces différents calculs indiquent une augmentation généralisée des inégalités de confort surfacique depuis le début des années 1990, voire le début des années 1980 dans tous les cas de figure (Figure 2.21). Les différences entre les indicateurs sont surtout des différences de niveau, une claire hiérarchie apparaissant entre les différentes spécifications. Les inégalités sont plus grandes pour les spécifications utilisant le nombre de personnes et la surface en mètres carrés, et plus petites pour celles utilisant les UCL en version « radicale » et le nombre de pièces. Parmi les échelles d'équivalence, notre spécification centrale (UCL) se situe à une position intermédiaire entre le nombre de personnes et l'UCL dans sa version « radicale ».

De plus, les courbes exprimant la même mesure par les enquêtes Logement ou les recensements de la population se superposent bien, témoignant pour ces mesures agrégées de la robustesse des résultats. C'est particulièrement le cas pour les mesures basées sur les Pièces/UCL et Pièces/UCL « radical », un peu moins pour la mesure en Pièces/Personnes, pour laquelle l'inégalité mesurée par les recensements est légèrement inférieure en 2007 et 2012 que celle mesurée par les enquêtes Logement.

Figure 2.21 - Valeur de l'indice de Hoover pour différentes mesures alternatives du confort surfacique



Champ : ménages ordinaires, Île-de-France

Source : recensements de la population 1968-2012 & enquêtes Logement 1973-2013, Insee ; calculs et réalisation de l'auteur

Les indices d'inégalité sont fondamentalement des indices de dispersion des distributions. Notre mesure des inégalités de confort surfacique est le résultat de l'interaction entre une « variable ménage » et une « variable logement ». La hiérarchie observée entre les différents indices semble pouvoir être expliquée par la dispersion des variables de ménage et de logement prises séparément. L'étude des coefficients de variation de ces variables sur l'Île-de-France en 2013 permet de confirmer cette idée (Tableau 2.6). La hiérarchie précédente est également présente : la variable de surface est plus dispersée que la variable de nombre de pièces, et la variable nombre de personnes plus dispersée que la variable UCL, elle-même bien plus dispersée que la variable UCL « radical ».

Tableau 2.6 - Coefficients de variation en Île-de-France

Surface	0,54	Personnes	0,60
Pièces	0,48	UCL	0,54
		UCL « radical »	0,34

Champ : ménages ordinaires, Île-de-France

Source : enquête Logement 2013, Insee ; calculs et réalisation de l'auteur

Cependant la dynamique globale d'augmentation des inégalités observée pour les différentes spécifications du confort surfacique ne peut être le fait des variables de ménages et de logement prises séparément. En effet, pour la plupart de ces variables, leur indice de Hoover est stable (cf. Figure B.4). Seules certaines d'entre elles, notamment les UCL, voient leur indice de Hoover augmenter légèrement, mais pas dans les mêmes proportions que l'indice de confort surfacique issu de leur interaction.



À titre de comparaison, nous étudions les augmentations, en différences de pourcentages, des indices de Hoover du confort surfacique et de ses composantes depuis 1990 (Tableau 2.7). Les augmentations des indices de Hoover pour le confort surfacique sont supérieures à la somme des augmentations pour les deux variables le composant. Ces éléments abondent dans le sens d'une augmentation des inégalités de confort surfacique *per se*. L'indice de Hoover issu d'une allocation aléatoire des ménages dans les logements connaît une évolution bien moindre que celui issu de l'allocation réelle, ce dernier augmentant en moyenne deux fois plus. En outre l'inégalité minimale, issue de l'appariement optimal, est même en légère baisse sur la période 1990-2012, rappelant que la hausse des inégalités ne pourrait être un effet strictement structurel.

Tableau 2.7 – Augmentation des indices de Hoover entre 1990 et 2012

<i>H</i> des variables seules		<i>H</i> issu de l'interaction (confort surfacique)			
		observé	aléatoire	min.	
Pièces	+1,1p%	UCL radical & Pièces	+1,8p%	+0,9p%	-0,1p%
Personnes	+0,4p%	UCL & Pièces	+2,7p%	+1,6p%	-0,1p%
UCL	+1,1p%	Personnes & Pièces	+2,1p%	+1,0p%	-0,1p%
UCL radical	+0,2p%				

Note : Les indices de Hoover étant eux-mêmes des pourcentages, il est plus pertinent d'étudier une différence de pourcentages qu'un ratio (Combessie, 2011).

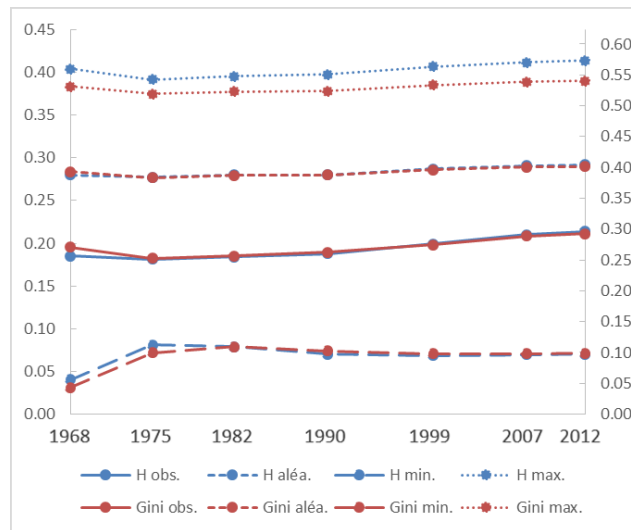
Champ : ménages ordinaires, Île-de-France

Source : recensements de la population 1990 et 2012, Insee ; calculs et réalisation de l'auteur

## 5.2 Comparaison avec l'indice de Gini

Nous avons vu dans les résultats sur l'indice de Hoover au niveau global que des quatre situations mesurées, c'est celle de la situation observée qui a le plus augmenté, contrairement aux indices « hors appariement ». L'analyse des disparités de confort surfacique en utilisant l'indice de Gini nous conforte dans la robustesse du phénomène d'augmentation des inégalités (Figure 2.22). Les courbes calculées pour la situation observée et les allocations aléatoire, d'inégalité minimum et d'inégalité maximum sont quasiment les mêmes dans le cas de l'indice de Gini ou de l'indice de Hoover.

Figure 2.22 - Comparaison des indices de Gini et de Hoover (situation observée et allocation aléatoire)



Champ : Île-de-France. L'échelle de gauche est pour l'indice de Hoover, l'échelle de droite est pour l'indice de Gini. Les échelles sont ajustées pour pouvoir comparer les courbes.

Champ : ménages ordinaires, Île-de-France

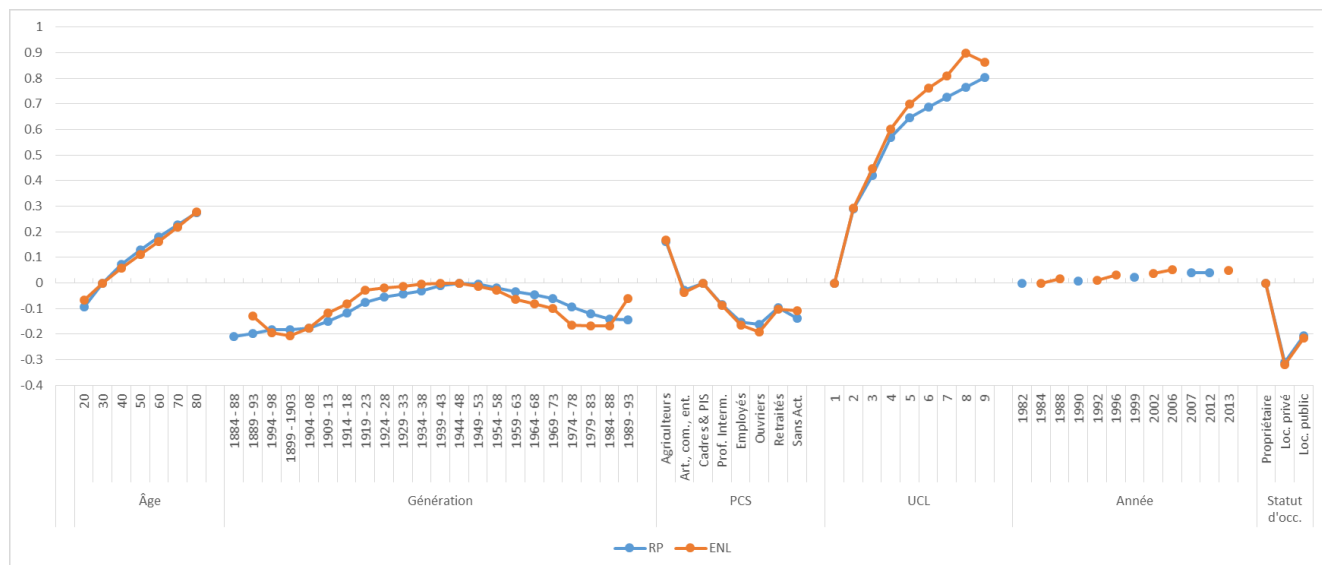
Source : recensements de la population 1968-2012, Insee ; calculs et réalisation de l'auteur

## 5.3 Régression linéaire à partir des enquêtes Logement

### 5.3.1 Cohérence des résultats

Afin de contrôler les biais éventuels inhérents au jeu de données, nous effectuons une régression de Poisson en utilisant les données des enquêtes Logement. Cette régression explique la variabilité du nombre de pièces des logements selon les ménages en utilisant les mêmes variables que celles de la régression sur les recensements, avec un resserrement uniquement sur la période postérieure à 1982 afin de disposer de la variable de statut d'occupation complète. Les résultats sont particulièrement comparables entre les deux enquêtes (Figure 2.23) : on retrouve la décroissance pour les cohortes les plus récentes par rapport à celle du baby-boom. De plus, les paramètres associés aux cohortes les plus récentes sont bien significatifs à 5% dans les cas des enquêtes Logement.

Figure 2.23 - Comparaison de deux régressions de Poisson sur les recensements et les enquêtes Logement



Notes : Les paramètres ont une grande variance au-delà d'UCL=4 car les modalités sont très rares. Les paramètres des classes d'âge sont calculés à partir des paramètres du polynôme de l'âge.

Champ : ménages ordinaires, Île-de-France

Source : recensements de la population 1982-2012 & enquêtes Logement 1984-2013, Insee ; calculs et réalisation de l'auteur

### 5.3.2 Modèle sur la surface habitable : des résultats très proches et des inégalités plus élevées pour les PCS et les statuts d'occupation et moins élevées pour l'âge

La comparaison de deux régressions effectuées sur le même jeu de données (enquêtes Logement) nous permet d'identifier les éventuelles différences entre une approche par la surface et une approche par le nombre de pièces. Au regard des différents paramètres, les deux régressions donnent sensiblement les mêmes résultats (Figure 2.24).

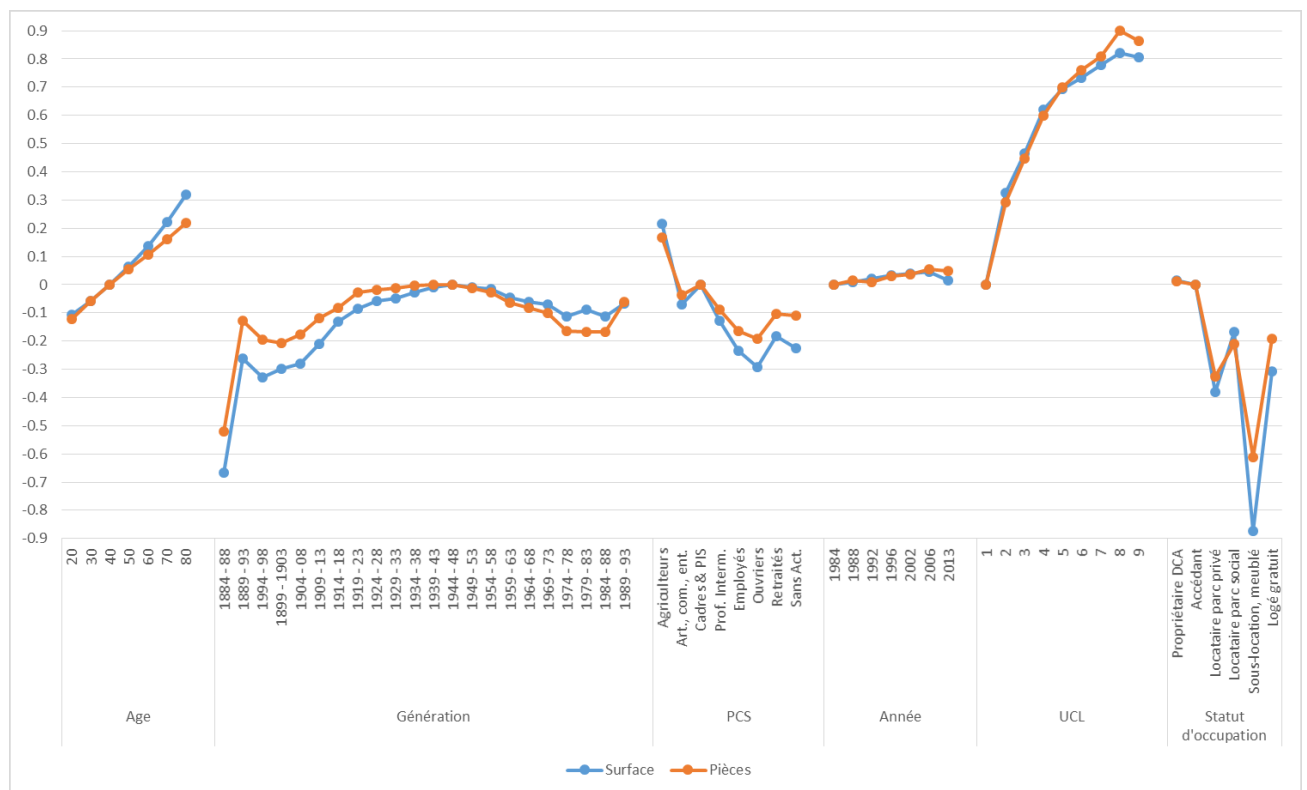
La régression expliquant la surface habitable est une régression linéaire utilisant le logarithme de la surface, afin de correspondre à la distribution observée de cette variable. Les résidus ne passent pas les tests de normalité mais leur distribution est très satisfaisante compte tenu des objectifs de notre régression<sup>70</sup>. De plus la forme logarithmique permet d'interpréter les coefficients de la même façon que pour la régression de Poisson sur le nombre de pièces.

Les constantes correspondent, une fois mises à l'exponentiel, à 61 m<sup>2</sup> et à 2,9 pièces ( $e^{4,11}$  et  $e^{1,08}$ ). C'est, d'après le modèle, la surface et le nombre de pièces occupés par un couple propriétaire accédant étudié en 1984 dont la personne de référence est un cadre de 40 ans issu de la génération du baby-boom. Mises à part de légères différences pour les âges avancés et pour

<sup>70</sup> Il n'est pas étonnant que le test de normalité ne soit pas significatif car la population d'étude est nombreuse. Nous ne cherchons en outre pas à estimer finement les paramètres ou leur variance, mais plutôt à vérifier la sensibilité de notre définition du confort surfacique. Enfin, nous avons testé une régression de poisson sur la surface, celle-ci donne des résultats tout à fait similaires.

les très grands ménages, les résultats sont très proches entre les deux régressions. Toutefois les inégalités sont plus importantes dans le cas de la surface pour les PCS et le statut d'occupation : les cadres et les propriétaires bénéficient d'un différentiel de surface vis-à-vis, respectivement, des ouvriers et des locataires du privé supérieur au différentiel de pièces. C'est le contraire pour la différence entre les générations récentes et la génération du baby-boom. Enfin, les paramètres associés aux années d'enquête ne sont pas significatifs, leur effet étant vraisemblablement capté par celui des cohortes.

Figure 2.24 - Comparaison des paramètres des régressions de la surface ou du nombre de pièces (enquêtes Logement)



Note : l'âge est à nouveau sous forme de polynôme afin de permettre l'identification du modèle.

Champ : ménages ordinaires, Île-de-France

Source : enquêtes Logement 1984-2013, Insee ; calculs et réalisation de l'auteur

## 6 Discussion

### 6.1 Le double effet des inégalités socio-économiques et de la progression dans le cycle de vie

Le point de départ ayant motivé ce travail repose sur le constat d'une hausse généralisée du confort surfacique depuis 1968, les logements étant de plus en plus grands alors que les ménages sont, eux, de plus en plus petits (Chapitre 1). Le premier résultat de notre travail est que malgré cette amélioration globale, les inégalités de confort surfacique augmentent, et ce bien au-delà

de ce que laissaient présager les évolutions respectives des ménages et des logements. Les inégalités spécifiquement dues à l'appariement entre ménages et logements sont donc présentes et augmentent dans le temps. Cette évolution est robuste à la fois à des spécifications alternatives du confort surfacique (en utilisant la surface au lieu du nombre de pièces, ou le nombre de personnes du ménage ou les UCL radical au lieu des UCL), et au contrôle par les principales variables géographiques et sociodémographiques (âge, PCS et localisation).

L'âge est un facteur explicatif central des inégalités de confort surfacique. La prégnance du modèle d'évolution des tailles de ménages en cloche au cours du cycle de vie et des parcours résidentiels ascendants, comme définis en introduction de thèse, semble être le principal facteur explicatif des disparités observées. De fait, ces résultats font écho à la hausse constatée au chapitre précédent du confort surfacique chez les plus de 50 ans et de la décroissance de celui-ci pour les moins de 50 ans. L'effet cycle de vie jouerait donc à plein, notamment suite au départ des enfants du logement familial. L'accès à la propriété assure en outre un différentiel de confort surfacique important.

Une analyse par générations nous informe que les générations du baby-boom (1944-1953) bénéficient du parcours le plus privilégié au regard des générations précédentes et suivantes. De fait, en termes absolus les générations les plus récentes voient la taille moyenne de leur logement stagner, voire diminuer, à caractéristiques sociodémographiques équivalentes. En termes relatifs - c'est-à-dire en effaçant l'effet de l'augmentation de la taille des logements au fil du temps -, le contraste est encore plus frappant : au regard du confort surfacique moyen constaté dans le parc à un instant  $t$ , la génération des baby-boomers a connu le parcours le plus avantageux, avec une baisse marquée pour les générations récentes.

Cependant l'âge et l'année de naissance ne suffisent pas à eux seuls à expliquer la hausse des inégalités. La catégorie socioprofessionnelle apporte également un éclairage important. La forte hiérarchie entre les catégories sociales montre qu'en dépit d'une forte croissance du confort surfacique, les ouvriers, les employés et les inactifs sont cantonnés dans les plus petits logements. La stabilité de cette hiérarchie depuis 1968 (hors inactifs) pose la question du rôle du confort surfacique dans le statut social : considérant que les besoins minimums (tels que définis par l'Insee) sont satisfaits<sup>71</sup>, le surplus de confort que présentent structurellement les cadres et les professions intellectuelles supérieures peut donc être associé à la recherche d'une position résidentielle valorisée. Le statut résidentiel étant par essence une position relative, la taille du

---

<sup>71</sup> En Île-de-France le confort surfacique, défini en pièces par UCL, augmente de 41% entre 1968 et 2012. En moyenne le confort surfacique des ménages passe de 1.23 en 1968 à 1.74 en 2012, alors qu'un confort surfacique de 1 représente la satisfaction des besoins définis par l'Insee.

logement semble donc continuer à faire partie intégrante de la définition de la position résidentielle<sup>72</sup>.

Les variables de localisation, que ce soit à l'échelle de la couronne, de la commune ou de l'IRIS, jouent de manière assez surprenante un rôle relativement faible. Lorsque la localisation est prise en compte, le déconfort des jeunes ménages (moins de trente ans) apparaît moins élevé qu'au niveau régional car ceux-ci vivent plus souvent dans les communes avec les logements les plus petits. Ce phénomène s'est renforcé au cours du temps et est particulièrement important depuis 2007. La localisation impacte peu les disparités entre PCS, et seule une baisse du déconfort des ménages inactifs lorsque la localisation est prise en compte est observée : les ménages inactifs sont donc en moyenne situés dans des communes où le confort surfacique est plus faible. Les calculs incluant la localisation indiquent cependant que les PCS les moins favorisées habitent en moyenne dans des communes dans lesquelles le confort surfacique est le moins élevé.

Nous avons effectué une régression linéaire supplémentaire sur le nombre de pièces du logement à partir du croisement complet entre les variables d'âge, de commune, de PCS et de statut d'occupation. Le  $R^2$  de la régression<sup>73</sup> est d'environ 1/3. La relativement faible variance expliquée au regard du nombre de paramètres (plus de 2 000) indique deux choses : à la maille communale, les espaces sont relativement mélangés en termes de tailles de logements. En outre, l'appariement entre ménages et logements, au-delà de l'influence non négligeable du cycle de vie et des déterminants socio-économiques, s'organise de manière relativement peu expliquée par les variables classiques. Cette part inexpliquée tient à la complexité et à la volatilité des appariements, et pourrait être éventuellement mieux captée par la prise en compte de variables liées à la biographie, aux préférences, aux parcours résidentiels, ou encore décrivant les finances du ménage.

L'indépendance relative des effets des variables sociodémographiques et de localisation sur le confort surfacique est vraisemblablement due au fait que l'Île-de-France présente beaucoup d'espaces globalement mixtes en termes sociodémographiques (âge, composition du ménage et PCS), faisant écho à la prévalence des espaces *moyens-mélangés* en Île-de-France selon la classification de Préteceille (Préteceille, 2003).

---

<sup>72</sup> Des calculs sur les enquêtes Logement à partir des quintiles de revenus indiquent également une claire et stable hiérarchie entre les confort surfaciques des différents niveaux de revenu, renforçant la permanence d'un lien entre confort surfacique et statut social (et pouvoir d'achat).

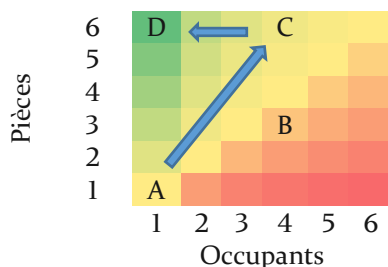
<sup>73</sup> Le choix d'une forme linéaire, malgré la non normalité des termes d'erreur, permet ici l'utilisation de la valeur du  $R^2$ .

Les disparités de confort surfacique semblent répondre principalement à une double logique, celle des inégalités socio-économiques et celle de la conduite du cycle de vie, et dans une moindre mesure à une logique générationnelle. La difficulté de caractérisation des inégalités de confort surfacique tient à nos yeux à la coexistence de ces deux premières dimensions.

La dimension des inégalités socio-économiques est due aux inégalités de revenus et de statut social : le logement est un bien de consommation qui peut devenir distinctif. La dimension du cycle de vie tient à la prééminence d'un modèle résidentiel dans lequel les individus adaptent, quand ils le peuvent, la taille de leur logement aux besoins de leur ménage, puis n'ajustent pas à la baisse leur consommation de logement lorsque le ménage diminue en taille. Les inégalités décrites sur cette dimension sont d'une autre nature que les précédentes et semblent tenir à la logique interne du parcours résidentiel. Dans ce cadre d'analyse, les inégalités constatées entre les statuts d'occupation relèvent d'ailleurs de ces deux dimensions : devenir propriétaire est socialement discriminant tout en étant un marqueur de l'avancée dans le parcours résidentiel.

Ces différents résultats semblent militer pour le développement d'un modèle d'occupation des logements et d'un rapport à la taille des logements façonné par le cycle de vie (Figure 2.25). D'après le modèle suivi par la génération du baby-boom, les ménages suivent un parcours moyen relativement balisé, avec en début de cycle de vie un petit ménage dans un petit logement (A), puis une augmentation de la taille du logement en même temps que celle du ménage (C), et enfin avec l'avancée en âge une baisse de la taille du ménage tandis que le logement reste de même taille (D). Le passage de A à C se fait donc par une diagonale assurant un confort surfacique constant, et il semblerait que les positions intermédiaires dans lesquelles les ménages grossissent dans des logements trop petits (B) soient, en dehors des ménages les plus contraints, peu répandues. Il y a donc en moyenne une forte adaptation de la part des ménages, voire une anticipation.

Figure 2.25 - Parcours moyen constaté

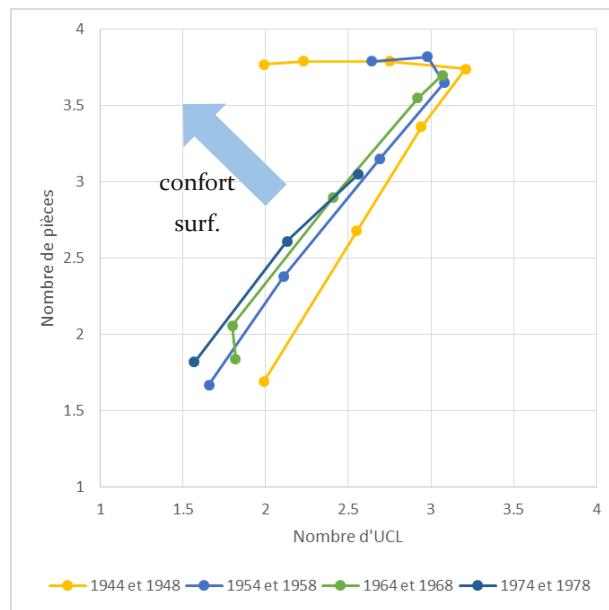


Lecture : le code couleur est fixé en fonction de la valeur du ratio  $\frac{\text{Pièces}}{\text{Personne}}$

Source : réalisation de l'auteur

La projection des parcours résidentiels moyens de quelques générations sur le même modèle (Figure 2.26), confirme que les trajectoires passent en moyenne par cette diagonale de confort constant.

Figure 2.26 – Projection des tailles moyennes des logements (Pièces) et des ménages (UCL) aux différents âges d'une sélection de cohortes.



Champ : ménages ordinaires, Île-de-France

Source : recensements de la population 1968-2012, Insee ; calculs et réalisation de l'auteur

## 6.2 Retours sur la mesure des inégalités de consommation de logement

Les résultats obtenus doivent faire l'objet d'un certain nombre de points d'attention. Le premier porte sur la possibilité de mesurer des inégalités de consommation sur le modèle des inégalités de revenus. Le second est lié au fait de restreindre la consommation de logement au confort surfacique, et à la difficulté d'intégrer la localisation.

### 6.2.1 Mesurer des inégalités de consommation

Le premier point d'attention repose sur l'existence d'une différence entre la mesure d'un niveau de vie ou revenu et celle d'une consommation comme ici le confort surfacique. Pour parler en termes économiques, le logement procure une *utilité*, alors que le revenu n'est qu'un moyen d'acquérir des biens ou services procurant une utilité. Le logement est donc issu d'un arbitrage entre les différentes possibilités offertes par le revenu. Disposer de peu de confort surfacique peut donc être le résultat d'un choix qui privilégierait d'autres types de consommation. Un exemple d'arbitrage particulier est celui effectué au sein même du « panier de biens » que représente le logement. Un ménage peut ainsi sacrifier une partie de son confort surfacique afin de disposer d'une localisation plus valorisée et des aménités correspondantes. C'est d'ailleurs pour contrôler ce type de phénomène que nous avons aussi réfléchi « à localisation donnée » dans ce travail.



Une première réponse à cette critique est que le revenu peut aussi en théorie être vu comme issu d'un choix : celui de l'investissement de l'individu en capital humain à travers ses études, puis de la quantité de travail mise sur le marché du travail (Schultz, 1960). On pourra donc définir deux niveaux successifs de choix : le premier consistant à définir la quantité de travail que l'individu offre sur le marché du travail, le deuxième consistant à établir la répartition de son salaire entre les différentes consommations et l'épargne. Le salaire est décidé au premier niveau, la consommation de logement au deuxième.

Ainsi, si tous les individus disposaient du même revenu, la consommation de logement ne serait qu'une affaire de préférences individuelles. De même, si seul le revenu influait sur les consommations de logement, alors les inégalités de confort surfacique ne seraient que le reflet des inégalités de revenu. Cependant, tout comme les frictions sur le marché de l'emploi, la gestion de l'incertitude, les asymétries d'information, etc., empêchent en théorie les individus de fixer réellement leur niveau de capital humain et d'offre de travail à leur niveau optimal en fonction de leurs préférences respectives, il semble légitime de considérer que les disparités de consommation de logement découlent à la fois de préférences individuelles différentes, des inégalités de revenus mais également de contraintes internes au marché du logement. Ces contraintes propres au marché du logement peuvent ainsi induire un niveau de consommation « subi » (et jamais du revenu subi), entraînant notamment des dépenses d'entretien ou de chauffage en sus. Cette consommation subie est alors liée aux coûts (psychologiques ou objectifs) d'une mobilité visant à ajuster la consommation de logement, notamment chez les personnes âgées (Laferrère, 2008).

Enfin, un dernier argument pour mesurer des inégalités de consommation au même titre que des inégalités de revenu est celui de la relative inélasticité de l'offre de logement en Île-de-France (Levasseur, 2013), dont témoignent les difficultés à atteindre les objectifs de construction tels que définis dans les documents de planification (SRHH, 2017) : le parc de logements constitue donc un capital que l'ensemble des individus se partagent. À cet égard il est donc pertinent d'y appliquer des mesures d'inégalités.

### *6.2.2 Consommation de logement et localisation*

La restriction volontaire de la consommation de logement au confort surfacique implique certains angles morts potentiels. Une première précaution était de nous assurer qu'en nous concentrant sur une seule dimension de la consommation de logement (la taille), nous n'occultions pas les interactions avec les autres dimensions (notamment la localisation), comme en témoigne l'exemple ci-dessus d'un ménage qui, face aux prix du marché, choisirait de vivre dans une plus petite surface mais située dans une localisation plus avantageuse : il s'agit alors d'une préférence individuelle indépendante des ressources financières. Dans cette optique, nous

avons tenté de neutraliser l'effet de localisation en prenant en compte la géographie à une maille fine, tant au niveau des analyses de surplus que lors des régressions.

La localisation reste cependant un enjeu en soi, et doit être considérée comme un bien central de la consommation de logement. Qu'elle soit caractérisée à travers différents types d'aménités, ou qu'elle soit étudiée en elle-même, elle fait l'objet d'une intense recherche, et son importance dans la valeur d'un logement n'est plus à démontrer. De plus la localisation est a priori sujette à une plus grande élasticité-revenu que le confort surfacique qui tient au fait que la consommation de logement possède à la fois une dimension de contrainte et une dimension de confort. La surface est probablement plus liée à la première dimension (celle de la contrainte) que ne l'est la localisation (cf. Bugeja-Bloch, 2013). Ces éléments seront explorés au chapitre 4.

### **6.3 Quel lien avec les politiques publiques ? Vieillesse et crise du logement**

Deux thématiques de politiques publiques émergent de notre travail. La première considère que la crise du logement n'est pas une crise de l'offre mais plutôt une crise de l'appariement. Le deuxième angle de discussion est celui du vieillissement sur-place de la population.

Les tensions des années 2000 sur les marchés du logement des grandes métropoles ont conduit à accroître la sur-occupation des populations les plus fragiles : les migrants à Shanghai (Zhang et Chen, 2014), ou les minorités à Londres (Johnston *et al.*, 2016). Notre recherche sur le cas francilien montre que la question de « l'inconfort surfacique » est toujours prégnante, et que la hausse moyenne du confort surfacique ne doit pas cacher l'accroissement des disparités : ce sont en effet les petits ménages âgés qui captent la plus forte part de cette hausse. À l'opposée, les ménages familiaux, en début ou milieu de cycle de vie, n'ont pas particulièrement vu leurs conditions d'habitation s'améliorer depuis les années 1990. Nous obtenons des résultats ainsi similaires à ceux de Tunstall (2015) au Royaume-Uni, observant que le confort surfacique s'améliore jusqu'à la fin des années 1980 pour toutes les classes de population, tandis que depuis 1991 seuls les mieux logés voient leur confort surfacique augmenter fortement ; et ce alors que le premier décile de la distribution de confort surfacique stagne à une pièce par personne.

Une première question est de savoir si cette hausse des inégalités est liée à une offre inadaptée, avec en particulier une construction trop élevée de grandes maisons. Nos résultats tendent à infirmer cette hypothèse dans le cas francilien, comme le montre la stabilité de l'indice min (capturant les inégalités de « structure » liées aux inadéquations entre taille des logements et taille des ménages) sur les dernières décennies. Nous rejoignons ainsi les résultats de Holmans (2005) dans le cas britannique, qui s'il argumente que la construction de grandes maisons est la cause de l'augmentation des inégalités et non la solution à celles-ci, met en avant pour cela le jeu des appariements : ce sont les ménages les plus aisés et non pas les plus grands ménages qui

ont bénéficié de l'augmentation de la taille des logements. L'accroissement des inégalités de confort surfacique découlerait donc plus de l'accroissement des inégalités de revenus et des appariements qui en découlent, que de l'offre en tant que telle. Dorling (2015) tient une position similaire en imputant la crise du logement non à une sous-construction, mais aux inégalités de répartition.

Si la question des appariements joue ainsi un rôle important dans l'accroissement des inégalités de confort surfacique, son traitement par les politiques publiques est délicat. Face au vieillissement d'une partie croissante de la population dans de grands logements il pourrait être tentant de considérer qu'une plus grande mobilité résidentielle des personnes âgées pourrait être une solution pour fluidifier le parc, les ménages les plus âgés concentrant les plus forts taux de sous-occupation.

Cependant, comme nous l'avons souligné précédemment, si l'espace en fin de cycle de vie devient superflu, l'attachement au lieu, l'habitude du confort surfacique, et les coûts psychologiques et financiers d'un déménagement concourent à ne pas réduire sa consommation de logement (Laferrère, 2008 ; Berger *et al.*, 2010). De plus, les personnes âgées retraitées perçoivent un besoin d'espace supplémentaire, et en particulier formulent le besoin d'une pièce en plus, notamment pour recevoir des proches ou des amis (ONPES, 2015). L'espace n'a donc pas forcément la même valeur en fonction de l'expérience résidentielle passée. Une personne âgée isolée ayant passé la majeure partie de sa vie dans un grand logement ne verra pas de la même façon la vie en deux-pièces qu'un jeune actif sans enfant. De même, les pratiques de l'habitat ne seront pas les mêmes étant donné qu'au passage à la retraite, les individus sont amenés à passer plus de temps dans leur logement (Ricroch et Roumier, 2011)<sup>74</sup>, contribuant ainsi à une demande de confort surfacique élevée (Gobillon et Wolff, 2011).

En outre, le précédent australien du « *mismatch debate* » offre un regard intéressant sur la question de la mauvaise allocation des logements. Cette controverse est née au cours des années 1990 suite à l'inscription du constat d'une inadéquation entre taille des ménages et taille des logements dans les documents de planification de la politique du logement australienne. Les cibles toutes trouvées de cette mauvaise « allocation » des logements sont alors les personnes âgées vivant seules dans leur grand logement familial (Maher, 1995), ce qui entraîne une

---

<sup>74</sup> Une estimation calculée sur les tableaux fournis dans la publication de Ricroch et Roumier (2011) pour l'Insee, présentant les résultats de l'enquête Emploi du Temps 2009-2010, nous indique une présence éveillée à domicile près de 50% plus élevée pour les retraités que pour les salariés (en moyenne 7h45 pour les hommes et 8h34 pour les femmes salariés, contre 11h34 pour les hommes et 11h57 pour les femmes retraités). L'estimation est issue de la somme des postes *Temps physiologique* (hors *Sommeil*), *Temps domestique*, *Télévision*, *Lecture et Jeux*, *internet*.

culpabilisation de ces dernières dans les documents traitant de la planification urbaine, même si elles sont également présentées comme victimes (Batten, 1999).

Les contempteurs de l'hypothèse du *mismatch* critiquent une vision simpliste et comptable basée sur une supposée « allocation ». Maher (1995) rappelle que l'inadéquation n'est pas une faille du marché du logement et répond à des processus difficilement contrôlables. Selon lui le marché du logement australien fonctionne correctement et si les personnes âgées vieillissent dans leur logement c'est parce qu'elles ont de bonnes raisons de le faire. La problématisation du *mismatch* occulte donc les véritables déterminants de la situation : celle-ci n'est pas due à un mauvais fonctionnement du marché ou une mauvaise information des agents opérant sur celui-ci (notamment les ménages âgés), mais à des pratiques socialement répandues, dont les ménages eux-mêmes se revendiquent (l'attachement aux lieux, les coûts psychologiques et financiers de transaction, l'espace pour accueillir des proches, etc.). Batten (1999) critique plus frontalement l'idée même d'une inadéquation entre taille des ménages et taille des logements. Il dénonce la construction idéologique de l'idée que les ménages doivent être logés dans des logements adaptés à leur taille, démontrant selon lui la faiblesse conceptuelle de l'argument du *mismatch*. La notion d'inadéquation lui semble inspirée par une certaine idée du marché, qui permettrait d'ajuster optimalement une offre et une demande à travers un processus *d'allocation*. Une mauvaise allocation signifie donc un gaspillage de la « ressource logement ». Il note que des standards de sous-occupation ont été développés uniquement en Australie, au contraire du Canada qui inspire pourtant les documents de planification, et pointe la perversité de l'idée d'un standard prenant en compte une « sur-consommation » alors qu'un standard est défini par la littérature comme « un critère établi ou un niveau d'excellence reconnu, utilisé pour caractériser une réussite »<sup>75</sup> (Baer (1976), cité par Batten (1999)).

Ce précédent australien et les critiques qu'a soulevé l'hypothèse d'une mauvaise allocation des ménages et des logements nous invitent donc à considérer avec précaution toute tentative visant à inciter les personnes âgées, qui détiennent également en Île-de-France la plupart du surplus de surface habitable mesuré dans ce chapitre, à déménager car elles occuperaient de trop grands logements.

## 7 Conclusion

Ce chapitre s'inscrit, comme le précédent, dans une perspective d'analyse des évolutions du couple ménage-logement, avec pour objectif de quantifier les inégalités de confort surfacique,

---

<sup>75</sup> “an established criterion or recognized level of excellence used as a determinant of achievement” (Baer, 1976, p362).

leur évolution, ainsi que la façon dont celles-ci se déclinent selon les variables sociodémographiques. Il met en jeu à cette fin une méthodologie originale de mesure des inégalités, adaptée aux spécificités du logement. Nous associons dans un second temps les indices d'inégalités calculés à des régressions afin de contrôler les corrélations entre les différentes variables explicatives et confirmer les résultats obtenus.

Bien que les quatre dernières décennies aient été les témoins d'une forte hausse du confort surfacique au sein de la population, nous constatons que cette hausse du confort s'est accompagnée d'une augmentation des inégalités. Ces inégalités se déclinent selon trois dimensions principales : l'effet cycle de vie, l'effet socio-économique et dans une moindre mesure, l'effet de génération.

L'effet de cycle de vie est le principal contributeur aux inégalités de confort surfacique entre ménages, à travers la variable d'âge de la personne de référence. Les ménages les plus âgés sont en effet en moyenne petits et vivent dans de grands logements (souvent en propriété). Le vieillissement de la population et la taille croissante des logements semblent ainsi présager une hausse des inégalités dans les décennies à venir.

Sous l'angle socio-économique, les inégalités sont étonnamment stables. Alors que l'on aurait pu s'attendre à une baisse des inégalités si le confort surfacique était un élément de consommation de première nécessité, cette stabilité semble témoigner au contraire de la permanence du confort surfacique en tant qu'élément de la position résidentielle. Le confort surfacique, une fois les besoins minimums en espace satisfaits, semble donc bien être un enjeu de statut social.

Enfin, concernant l'effet générationnel, les inégalités sont cette fois en nette augmentation : en tenant compte de la hausse de la taille des logements au cours du temps, les générations du baby-boom ont connu un parcours résidentiel de référence, au regard duquel les générations suivantes sont moins privilégiées (*relativement* aux standards de confort surfacique auxquels chaque génération a fait face).

Ce chapitre amène de nouveaux arguments à l'idée que la crise du logement doit être vue non pas comme un problème d'offre mais comme un problème d'appariement. Son traitement par les politiques publiques est délicat car le modèle résidentiel français (basé sur une accession à la propriété lors de la trentaine puis le vieillissement dans un grand logement familial) que ce chapitre participe à décrire est un modèle socialement partagé.

De futurs travaux pourraient pousser plus avant le lien entre confort surfacique et consommation de logement. Ces dernières pourraient être construites par modélisation hédonique, permettant de synthétiser les différentes dimensions de la position résidentielle

(taille, localisation, qualité) à travers une seule grandeur. Les inégalités de consommation pourraient être alors étudiées selon la méthodologie développée dans ce chapitre<sup>76</sup>. Une autre piste de réflexion est celle d'une approche multidimensionnelle, permettant par exemple de mettre en regard les inégalités de confort surfacique avec les inégalités de localisation.

Dans cette optique il serait possible de mobiliser d'autres sources de données, issues de bases administratives ou à visée spécifique. La base Filocom permettrait ainsi de disposer à la fois d'une maille de localisation fine (la parcelle) mais aussi des informations sur la composition du ménage et les tranches de revenus. Les bases BIEN et DVF fournissent quant à elles les prix nécessaires à la construction d'un indice hédonique. Cependant ce type de données, au-delà de leur manque de variables sociodémographiques, couvrent surtout des périodes récentes, tandis que notre parti-pris méthodologique a été de privilégier la profondeur historique. À cet égard, tout comme au chapitre 1, l'Échantillon démographique permanent de l'Insee permettrait de préserver une approche sur plusieurs décennies tout en mesurant, grâce à une approche longitudinale, le chaînage des positions résidentielles.

---

<sup>76</sup> La question des aménités endogènes serait alors un point à traiter, car le niveau de consommation de logement intégrant ces aménités (qualité des écoles par exemple) est par construction plus élevé dans les localisations habitées par les ménages les plus aisés.



# Chapitre 3 - les évolutions du coût du logement (1973-2013)

## 1 Introduction

Ce chapitre étudie les évolutions des coûts du logement depuis 1973. Son objectif principal consiste à dresser un portrait des conditions d'accès au logement et en particulier à la propriété des ménages depuis 1973.

Le logement prend une part de plus en plus importante du budget des Français depuis le début des années 1980, en particulier pour les locataires (Accardo et Bugeja, 2009), notamment à cause d'une hausse continue des loyers. Cette tendance s'est poursuivie depuis la fin des années 1990. Ainsi entre 2002 et 2006 les dépenses des accédants et des locataires ont fortement augmenté (Briant et Rougerie, 2008), tandis qu'entre 2005 et 2011 seul le taux d'effort des locataires a augmenté (Accardo et Kranklader, 2013).

Après une période de stagnation d'une dizaine d'années, l'accession à la propriété reprend à partir de la fin des années 1990, portée par la baisse des taux d'intérêt et l'élargissement de prêts aidés comme le Prêt à Taux Zéro (Bosvieux, 2005). Avec la forte hausse des prix des années 2000, l'accession devient plus difficile pour les primo-accédants, la part des ménages modestes diminue parmi eux (Briant et Rougerie, 2008), mais les taux d'intérêt bas limitent la hausse du taux d'effort (Briant, 2010a ; Arnault et Crusson, 2012).

Les inégalités de taux d'effort pour une même surface habitable augmentent fortement entre les niveaux de vie sur la période 1984-2005, les plus pauvres voyant leur effort s'accroître tandis que celui des plus aisés diminue au contraire (Accardo et Bugeja, 2009). Entre 1996 et 2006 les dépenses de logement ont ainsi plus augmenté pour les ménages des trois premiers déciles de niveau de vie, quel que soit le statut d'occupation (Briant, 2010b), et ce malgré le caractère atténuateur des aides au logement pour les ménages les plus pauvres (Pirus, 2011).

Pour atteindre notre objectif, nous passerons préalablement en revue les différentes mesures possibles des coûts du logement. Contrairement au secteur locatif privé, pour lequel le coût du



logement repose essentiellement sur le loyer, dans le cas de la propriété occupante la définition et la mesure du coût du logement pose des problèmes spécifiques. Pour un ménage accédant, la dépense de logement correspond principalement aux mensualités de remboursement. Or les mensualités ne traduisent pas le réel coût financier pour le ménage puisqu'elles ne distinguent pas intérêts et remboursement du capital. De même, un propriétaire dégagé des crédits d'achat a une dépense de logement virtuellement nulle, ne reflétant pas le coût d'immobilisation du capital correspondant à la valeur de son logement. Du fait de ces considérations, la notion de coût d'usage est donc développée dans la littérature, et souligne le besoin de prendre en compte les taux d'intérêt en plus des prix de l'immobilier.

Tout au long de cette première partie nous nous intéresserons spécifiquement aux propriétaires primo-accédants et à leurs conditions financières d'achat. Dans la seconde partie du chapitre, nous ne travaillerons plus autour des coûts du logement, mais plutôt à partir des dépenses directes, « out-of-pocket ». Nous étudierons les disparités entre primo-accédants et locataires mobiles en matière de dépenses en logement, de revenus et de taux d'effort bruts et nets en France et en Île-de-France depuis 1973.

## **2 Bibliographie : les mesures du coût du logement**

Avant d'aborder les mesures du coût du logement, il convient de distinguer les deux notions de dépense et de coût. Les dépenses sont monétaires et mesurables, tandis que le coût reflète plus généralement l'effort financier consenti pour avoir l'usage d'un logement. Pour illustrer cette distinction, considérons un ménage accédant à la propriété. Ses dépenses sont essentiellement les mensualités de remboursement, or celles-ci contiennent une part de remboursement du capital, qui retourne donc *in fine* dans la poche du ménage. La définition du coût pourra donc, selon l'horizon temporel retenu (de court terme ou de long terme), chercher à exclure cette la part dédiée au remboursement du capital, et inversement à intégrer le coût d'opportunité du capital immobilisé.

Notre présentation retiendra donc la distinction entre dépenses et coûts, les dépenses étant, dans notre acception, une forme particulière de coût du logement parmi différentes définitions possibles. Nous présenterons en particulier trois indices de coût de l'accès à la propriété, tous basés sur une articulation entre niveaux des taux d'intérêt et niveaux des prix. L'indice de taux d'effort mesure la solvabilité des ménages tandis que le coût d'usage et la rentabilité de l'accession permettent de construire des indices de prix.

**Notations :** $P$  : Prix du logement $K$  : Capital emprunté $A$  : Apport ( $A = P - K$ ) $L$  : Loyer $M$  : Mensualité ou Annuité de remboursement $F$  : Coûts de transaction (et  $f = F/P$ ) $\tau$  : taux d'emprunt du ménage ( $\tau = K/P$ ) $\rho$  : rendement locatif brut $r$  : taux d'intérêt des prêts $r'$  : taux d'intérêt de l'actif sans risque $\nu$  : taux d'imposition (marginal ou moyen) $p$  : taux de taxe foncière $\delta$  : taux de dépréciation $\pi$  : taux d'évolution des prix $i$  : inflation $\mu$  : taux d'effort du ménage (dépenses de logement rapportées au revenu) $I_p$  : indice des prix du logement, à l'achat $I_L$  : indice des prix du logement à la location

La quantité de logement est définie par la relation entre prix d'achat et indice des prix :

$$P = Q \cdot I_p$$

## 2.1 Les indicateurs de dépense

### 2.1.1 Dépenses et taux d'effort : des indicateurs largement utilisés

Le taux d'effort logement est couramment défini comme le ratio des dépenses de logement sur les revenus du ménage (Poulhès, 2018). Le champ des dépenses de logement peut par contre intégrer de nombreux postes de dépenses autour du service logement. Ainsi le taux d'effort est défini par l'Insee comme le « rapport entre la somme des dépenses liées à l'habitation principale et les revenus des ménages. Les dépenses comprennent pour les propriétaires les remboursements d'emprunt pour l'achat du logement, la taxe foncière et les charges de copropriété. Elles excluent le coût du capital immobilisé et diffèrent donc du coût d'usage du logement. Pour les locataires, elles comprennent les loyers et les charges locatives. Pour tous les ménages, elles incluent la taxe d'habitation, les dépenses en eau et en énergie associées au logement. »<sup>77</sup>

Ces dépenses sont les dépenses brutes du ménage, les dépenses nettes soustraient les éventuelles aides au logement. Comme nous le verrons plus loin l'Insee prend à ce titre soin de définir différents types de dépenses (appelées charges financières), selon la prise en compte ou non des charges de copropriété, des aides au logement, ou encore des impôts. Quel que soit le choix des

<sup>77</sup> Source : <https://www.insee.fr/fr/statistiques/2492224>, consulté en novembre 2019.

dépenses en brut ou en net, et les postes choisis, il s'agit ici d'une dépense *effective*, selon le critère de mesurabilité défini précédemment.

La définition de l'Insee vise à prendre en compte l'ensemble des dépenses de logement telles que ressenties par les ménages. Ces dépenses directes, « out-of-pocket », ne prennent pas en compte la différence de nature entre les statuts d'occupation. Pour les ménages accédants, cette définition inclut les mensualités de remboursement de crédit dans leur totalité alors que celles-ci englobent une part d'accumulation de capital. De même, la taxe foncière est prise en compte, alors qu'il s'agit d'une forme d'impôt sur le capital. Ces éléments soulignent la difficulté de définir un coût du logement de façon parfaitement univoque.

Bien que le taux d'effort ne reflète qu'imparfaitement le coût du logement dans le cas des ménages propriétaires, il traduit une contrainte financière réelle pour les ménages. Dans le cas de ménages accédants, un taux d'effort trop élevé augmente ainsi sensiblement le risque de défaut du ménage (Kaza *et al.*, 2016). Par conséquent, l'octroi d'un prêt, et donc l'accession à la propriété, est conditionné à ce que le taux d'effort reste sous un certain seuil défini par la banque ou l'organisme prêteur (Coulombel, 2017). De même dans le secteur locatif, un loyer trop élevé augmente le risque d'impayé, voire empêche l'accès à la location pour un certain nombre de ménages candidats. Le taux d'effort décrit donc des conditions de solvabilité des ménages, le seuil de 30% définissant souvent le fait de vivre dans un logement abordable (Stone, 2006 ; Taltavull de la Paz et Juárez Tárrega, 2012).

Le taux d'effort est très largement utilisé dans la littérature pour décrire les dépenses associées au logement. Il s'agit en effet de la mesure de dépense la plus naturelle et correspond à des travaux souhaitant décrire les dépenses des ménages telles qu'elles sont effectivement subies et ressenties par ceux-ci (Accardo et Bugeja, 2009), sans s'intéresser au lien entre ces dernières et le service logement à proprement parler. Ce parti-pris est commun à de nombreuses travaux étudiant les coûts du logement en France, basées très principalement sur les enquêtes Logement, et dans une moindre mesure les enquêtes Budgets des Familles (Briant et Rougerie, 2008 ; Accardo et Bugeja, 2009 ; Briant, 2010b ; Pirus, 2011 ; Arnault et Crusson, 2012 ; Accardo et Kranklader, 2013).

Dans un premier temps nous définirons les dépenses de logement dans leur version la plus simple, c'est-à-dire les mensualités dans le cas des accédants et les loyers dans le cas des locataires, omettant ainsi charges et impôts. Dans le cas de l'accession à la propriété, le taux d'effort d'un ménage sera donc défini comme le rapport des mensualités de remboursement sur le revenu du ménage :

$$\mu = \frac{M}{Y}$$

Dans le cas d'un ménage locataire, il s'agira du loyer (non chargé) divisé par le revenu :

$$\mu = \frac{L}{Y}$$

### 2.1.2 Un indicateur associé : l'indice de taux d'effort

Le taux d'effort permet de mesurer le niveau des dépenses des ménages liées au logement. Dans le cas d'accession à la propriété, ces dépenses vont néanmoins varier selon les conditions de financement obtenues et le taux d'apport de chaque ménage. Afin de pallier cette difficulté, il est possible de définir un indice qui reprendra les caractéristiques du taux d'effort et s'intéressera à cette dimension de solvabilité, tout en standardisant les conditions de financement.

Un ménage doté d'un revenu  $Y$  achetant une quantité de logement  $Q$  au prix  $P = I_p Q$  aura des mensualités  $M$  d'autant plus élevées que l'indice des prix du logement  $I_p$  est élevé. Le taux d'effort  $\mu = M/Y$  est alors un indicateur de solvabilité du ménage, reflétant sa capacité à accéder à la propriété selon les évolutions des conditions de marché. À partir de cette définition simple, il est possible de définir notre indice de taux d'effort, qui représente la capacité d'un ménage à acheter un logement donné à conditions de marché et de financement également données. Il s'agit d'un taux d'effort théorique sous l'hypothèse que l'achat du logement aurait été entièrement financé par l'emprunt. Il permet de répondre à la question suivante : « Quel pourcentage de mon revenu devrai-je dédier au remboursement de mon logement si celui-ci est entièrement financé par l'emprunt ? ».

La relation entre annuité, capital emprunté et conditions de crédit (durée et taux d'intérêt d'emprunt) est donnée par l'équation suivante (Devolder *et al.*, 2015) :

$$M = \frac{r}{1 - (1 + r)^{-d}} K,$$

où  $M$  représente les annuités de remboursement,  $r$  le taux d'intérêt du prêt,  $d$  la durée d'emprunt, et  $K$  le capital emprunté. En notant que  $K = \tau P$ , avec  $\tau$  le taux d'emprunt, on obtient :

$$\mu = \frac{r}{1 - (1 + r)^{-d}} \frac{\tau P}{Y}.$$

En notant que  $P = I_p Q$ , on définit l'indice de taux d'effort comme le taux d'effort par unité de service logement, sous l'hypothèse d'un achat entièrement financé par l'emprunt ( $\tau = 1$ ):

$$I_\mu = \frac{r}{1 - (1 + r)^{-d}} \frac{I_p}{Y}.$$

Les revenus du ménage  $Y$ , le taux d'intérêt  $r$  et la durée d'emprunt  $d$  sont pris à leur valeur médiane, afin de représenter des conditions typiques d'accès à la propriété. L'indice de taux d'effort représente donc le taux d'effort par unité de service logement, en faisant l'hypothèse d'une absence d'apport<sup>78</sup>.

On remarque que l'indice du taux d'effort peut également s'écrire comme le ratio entre  $I_p/Y$ , le nombre d'années de revenu que représente l'achat d'une unité de logement, et  $K/M$ , le « capital empruntable à mensualités fixes ». L'indice  $K/M$ , défini uniquement par les conditions d'emprunt  $r$  et  $d$ , permet donc de moduler les effets du *Price-to-Income Ratio*  $I_p/Y$  (ici normalisé pour une unité de logement) sur la solvabilité des ménages.

L'indice de taux d'effort, qui permet donc de représenter les évolutions de la capacité d'accession des ménages en fonction des variations du prix du logement et des conditions de financement, est assez répandu dans la littérature sur l'accessibilité de la propriété occupante. Il est par contre plus souvent écrit sous la forme d'un indicateur de solvabilité sous la forme  $1/I_\mu$ , mesurant les variations de capital empruntable à taux d'effort donné.<sup>79</sup> Quigley et Raphael (2004) décrivent ainsi les différents dispositifs de mesures d'accessibilité des grandes agences américaines comme autant de variantes répondant à la question du pourcentage du logement médian accessible à partir d'une mensualité de remboursement fixée à un pourcentage du revenu médian (souvent 25%)<sup>80</sup>. En France cet indicateur a été utilisé récemment dans des travaux de l'Insee (Arnold et Boussard, 2017) sous une forme similaire<sup>81</sup>. Le CSA-Crédit Logement produit un indicateur de solvabilité de la demande, qui semble en tout point similaire<sup>82</sup>.

---

<sup>78</sup>  $Y$  est le revenu médian des ménages afin de prendre en compte la solvabilisation induite par les gains de richesse.  $Q$  est donc un facteur représentant une quantité de logement fixée dans le temps. L'hypothèse implicite est ici soit que les prix des logements varient uniformément pour tous les types de logements ; soit que l'on s'intéresse aux évolutions de prix d'un logement moyen représentatif du parc de logements (par exemple un appartement de 60 m<sup>2</sup> situé en centre-ville).  $I_\mu$  dépend donc uniquement des conditions générales de financement ( $r$  et  $d$ ), ainsi que du niveau des prix  $I_p$  et du revenu médian  $Y$ .

<sup>79</sup>  $u/I_\mu Q$  représente la fraction du prix d'un logement  $Q$  empruntable à taux d'effort  $u$  donné.

<sup>80</sup> Notamment l'indice "Housing Affordability Index" de la National Association of Realtors, et celui de la National Association of Home Builders : respectivement  $\frac{0,25}{I_\mu Q_{\text{médian}}}$  et  $\frac{0,28}{I_\mu Q_{\text{médian}}}$ .

<sup>81</sup> Arnold et Boussard (2017) construisent  $C = \frac{1-(1+r)^{-d}}{r} \frac{uY}{p}$  avec  $u$  un taux d'effort à paramétrer pour fixer  $C$  à 100 en 1975.

<sup>82</sup> « L'indicateur de solvabilité de la demande rapporte le coût mensuel des emprunts au revenu des emprunteurs. [...]C'est un indicateur de la capacité à emprunter des ménages. C'est l'inverse d'un taux d'effort théorique mesuré pour les emprunteurs intervenant sur un marché (par exemple neuf, ou accession à la propriété). » Source : <https://www.observatoirecreditlogement.fr/> (consulté en novembre 2019).

L'indice de taux d'effort et ses dérivés présentés dans cette sous-section sont des indicateurs *ex ante*. Ce sont des indices au sens propre, uniques pour l'ensemble des ménages, et indépendants des choix réellement effectués en termes de financements, prix et taux d'effort. Ils visent à définir les conditions de marché pour les ménages potentiellement primo-accédants. Or il est impossible de connaître les choix des ménages ayant renoncé à l'accession (Arnold et Boussard, 2017) : l'utilisation de médianes (ou moyennes) de taux d'intérêt, durées d'emprunt et de revenus s'en trouve donc justifiée.

## 2.2 Le coût de la propriété : le coût d'usage

Nous avons évoqué précédemment la distinction entre dépense et coût. En pratique, celle-ci concerne uniquement les ménages propriétaires occupants. Pour les locataires, le loyer correspondant à la fois à la dépense effective et au coût financier réellement subi par le ménage, la distinction n'a pas lieu d'être. En revanche, dans le cas de propriétaires accédants les mensualités incluent le remboursement du capital : il s'agit d'un versement du ménage à lui-même qui ne constitue donc pas un coût, au moins sur le long terme (à court terme cette dépense peut affecter la solvabilité du ménage et représente donc également une forme de coût). De plus, si les propriétaires de plein droit n'ont pas de mensualités, l'immobilisation du capital correspondant à la valeur de leur logement représente un coût dont il faut tenir compte.

Nous allons donc discuter dans cette section des possibles mesures de coût du logement dans le cas des ménages propriétaires occupants.

### 2.2.1 Introduction

#### Définition du coût d'usage

La location dans le secteur libre et la propriété occupante sont soumis à des logiques de marché. Comment s'articule le lien entre prix et loyers ? D'un point de vue strictement économique, comment un ménage arbitre-t-il entre louer ou acheter son logement ?

C'est à cette question que vise à répondre la notion de coût d'usage, *user cost* en anglais. Le coût d'usage est principalement un coût d'opportunité, et correspond au coût de la détention de la propriété et de sa jouissance pour une période donnée. Il permet, par comparaison au loyer demandé pour un logement équivalent, de déterminer quel est le statut d'occupation préférable d'un point de vue financier. La notion de coût d'usage est développée par Hall et Jorgenson (1967), puis par Laidler (1969) et Rosen (1979) pour les applications spécifiques au logement. Le travail de Dougherty et Van Order (1982) constitue une application de référence car il cherche à mesurer correctement le coût d'usage et ses implications dans la constitution de l'indice des prix américain (*Consumer Price Index*).

Dans le cas d'un achat comptant, sans emprunt, le coût d'usage correspond au coût d'opportunité du capital, à savoir le revenu que celui-ci aurait permis d'obtenir sur un placement d'une autre nature. Le placement alternatif généralement utilisé est un actif jugé sans risque, au taux d'intérêt  $r'$ , comme les obligations du trésor à 10 ans (OAT) ou encore le taux du livret A dans le cas français. On a alors  $UC = r'P$ , où  $P$  est le prix d'achat du logement. L'achat à crédit donne lieu à une autre écriture du coût d'usage. Dans le cas d'un achat entièrement financé par l'emprunt, le coût d'usage représente alors les intérêts payés à la banque sur la période considérée. On a donc  $UC = rP$ , où  $r$  est le taux d'intérêt de l'emprunt bancaire.

En considérant le plan de financement, le coût d'usage prend, pour le moment, la forme suivante :

$$UC = rK + r'(P - K)$$

où  $K$  est le montant emprunté et  $r'$  représente le taux d'intérêt d'un actif sans risque.

On peut introduire ici la variable  $\tau$  qui représente le taux d'emprunt du ménage accédant (*loan-to-value ratio*), de façon à avoir  $K = \tau P$ . Le coût d'usage peut alors être réécrit :

$$UC = [r\tau + r'(1 - \tau)]P = uc.P$$

Le terme  $uc$  représente le coût d'usage unitaire, qui est finalement un taux d'intérêt composite. De la même façon que pour l'indice de taux d'effort, un indice de coût d'usage peut être défini :

$$I_{uc} = uc.I_p$$

Sous certaines hypothèses, notamment celle de l'absence de contraintes d'emprunt (tout le monde peut emprunter pour la durée qu'il souhaite), un marché parfaitement à l'équilibre est censé faire apparaître un coût d'usage équivalent au loyer  $L$  payé pour un logement de même nature ( $UC = L$ ). Le raisonnement est le suivant : si le capital est plus rémunérateur placé ailleurs, alors tous les ménages ont intérêt à placer leur capital et louer leur logement auprès d'un bailleur. Si au contraire, le coût du capital (immobilisation et intérêt d'emprunt) est plus bas que le loyer, alors les ménages ont tous intérêt à être propriétaires occupants, et peuvent mener cette opération d'accession à travers l'emprunt. En dehors de l'équilibre, la demande pour être propriétaire-bailleur est donc dans ce modèle standard soit infinie, soit nulle (Dougherty et Van Order, 1982). Cette équivalence est particulièrement importante en économie du logement car c'est elle qui permet à la théorie de faire le lien entre le loyer et le prix d'achat. Elle est centrale

dans les modèles de choix de statut d'occupation car elle permet de définir un coût du service de logement dans le cas où le ménage n'est pas locataire<sup>83</sup>.

Le coût d'usage est mobilisé de différentes manières dans la littérature. Si de nombreux travaux s'en servent pour étudier les arbitrages en termes de statut d'occupation et de consommation de logement en imputant un coût théorique à la propriété occupante (Haurin *et al.*, 1994 ; Bourassa, 1995 ; Ioannides et Kan, 1996 ; Robst *et al.*, 1999), d'autres travaux considèrent les relations entre taxation et préférence pour la propriété occupante (Poterba, 1984 ; Hendershott et Slemrod, 1982 ; cf. *infra.*), utilisent l'écart entre coût d'usage et niveau des loyers comme indicateur de fonctionnement des marchés immobiliers (King, 1980 ; Himmelberg *et al.*, 2005 ; Verbrugge, 2008, Timbeau, 2013), ou enfin cherchent à étudier les propriétés du coût d'usage en tant que telles (Bajari *et al.*, 2005 ; Díaz et Luengo-Prado, 2008).<sup>84</sup> Ces diverses utilisations du coût d'usage conduisent à des simplifications théoriques plus ou moins grandes en fonction de la question de recherche.

#### Lien entre coût d'usage et indice de taux d'effort

Pour rappel, l'indice de taux d'effort (dans le cas de mensualités constantes) est donné par :

$$I_{\mu} = \frac{r}{1 - (1+r)^{-d}} \frac{I_p}{Y}$$

Le terme  $\frac{1}{1-(1+r)^{-d}}$  capture l'effort de remboursement du capital. Si le remboursement est « à terme » ( $d = +\infty$ ), on obtient un indice  $rI_p/Y$  proportionnel à l'indice de coût d'usage  $rI_p$  (dans sa forme la plus simple, calculée pour un taux d'apport nul comme pour l'indice de taux d'effort).

---

<sup>83</sup> Comme le montrent Dougherty et Van Order (1982), il est possible d'approcher le coût de la propriété occupante par deux biais : soit l'approche par les fonctions d'utilité (qu'il nomment ici *user cost*), soit par la maximisation de la valeur présente des profits futurs du bailleur (*implicit rent*). Le coût d'usage est la prime qu'il faudrait verser au propriétaire occupant pour qu'il abandonne une unité de logement, tandis que le loyer implicite est le loyer que se verserait à lui-même le propriétaire s'il était un propriétaire-bailleur cherchant à maximiser son profit attendu. Ces deux approches donnent lieu au même résultat, c'est-à-dire le coût d'usage tel qu'il est défini dans la littérature.

<sup>84</sup> En France le coût d'usage a principalement été mobilisé ces 15 dernières années pour étudier le haut niveau des prix immobiliers et l'éventuelle présence d'une bulle, avec les travaux de Antipa et Lecat (2013), Timbeau (2013) et également des études plus succinctes comme Bessone *et al.* (2005) pour l'Insee. Timbeau (2013) part du constat de la non-acuité de certains indices de mesure utilisés pour diagnostiquer une bulle immobilière en France, à l'instar du *price-to-income* ratio  $P/Y$ . Ce ratio, qui a fortement augmenté depuis la fin des années 1990 (Friggit, 2017), constitue un indice de *stock* auquel il préfère opposer un *flux*, en le multipliant par le taux d'intérêt. Ceci revient à mesurer un coût d'usage du capital rapporté au revenu ( $rP/Y$ ). Sa mesure du coût d'usage est effectuée sur les agrégats de la comptabilité nationale, ce qui par ailleurs correspond à l'une des solutions techniques proposées par Diewert (2008) pour mesurer l'évolution des « prix » de la propriété occupante. Antipa et Lecat (2013) et Bessone *et al.* (2005) travaillent également sur des séries agrégées.



La durée d'emprunt  $d$  joue donc un rôle central en capturant l'influence de la part du capital remboursé sur les mensualités, et en distinguant ainsi les indices de taux d'effort et de coût d'usage.

### 2.2.2 Raffinements de base

Jusqu'à présent nous avons considéré uniquement le coût de l'emprunt et le coût d'opportunité du capital. Afin de mieux refléter les différents coûts supportés par les propriétaires occupants, d'autres éléments sont néanmoins à intégrer au coût d'usage. Il s'agit principalement des coûts d'entretien et de dépréciation du capital, de la revalorisation du logement avec les évolutions des prix immobiliers, mais également la fiscalité sur le revenu et le patrimoine, ainsi que les coûts de transaction.

Ces éléments sont facilement intégrés au coût d'usage dans la littérature, car supposés proportionnels au prix du logement. Le coût d'usage s'écrit alors :

$$uc = r\tau + r'(1 - \tau) + p + \delta - \pi$$

où  $p$  représente le taux de taxe foncière,  $\delta$  les coûts de dépréciation et de maintenance, et  $\pi$  le pourcentage de valorisation du bien sur la période considérée.

#### Valorisation du capital

La question de la valorisation est particulièrement importante dans le cas du coût d'usage. L'intégration du pourcentage de valorisation/dévalorisation des logements au cours de la période étudiée permet de prendre en compte la rentabilité totale du capital. Un logement dont le prix a fortement augmenté présente un coût d'usage dont la composante spéculative peut aller jusqu'à compenser entièrement le coût d'opportunité ainsi que les frais afférents à la détention du bien, conduisant ainsi à un coût négatif : le propriétaire occupant est alors virtuellement payé pour occuper son logement.

La prise en compte de la valorisation du capital est cohérente avec la théorie du choix de statut d'occupation, qui considère que les ménages arbitrent entre le coût d'un loyer et le coût d'usage de l'accession. Un ménage anticipant une hausse des prix jugera plus intéressant d'accéder à la propriété. Cependant, une fois les fluctuations des prix immobiliers prises en compte, le coût d'usage peut présenter une forte volatilité. C'est pourquoi il est courant de mesurer à la fois le coût d'usage complet et le coût d'usage sans ces fluctuations (en ôtant  $-\pi$ ), particulièrement lors d'une estimation du coût du logement dans le cadre de la constitution d'indices de prix (Verbrugge, 2008).

La mesure de la valorisation du capital peut être réalisée de différentes façons. Le coût d'usage étant une mesure de coût instantané, valable pour une année  $t$  donnée, il est logique de

considérer  $\pi$  comme l'évolution du prix entre l'année  $t$  et l'année suivante  $t + 1$ . On a alors  $\pi_{t+1} = \frac{P_{t+1} - P_t}{P_t}$ . Cependant l'équilibre entre loyers et coût d'usage est censé être obtenu par les décisions des ménages qui ne peuvent savoir comment vont évoluer les prix. Ces derniers sont réduits à faire des conjectures sur les évolutions de prix à partir de l'historique de ceux-ci. C'est pourquoi l'espérance  $E(\pi_{t+1})$  est souvent utilisée dans les équations. Deux approches sont alors possibles. Dans le cas d'études *ex post*, mesurant le coût d'usage finalement consenti par le ménage, la valeur observée de  $\pi_{t+1}$  sera utilisée, tandis que des études essayant de reproduire la situation de choix des ménages utiliseront  $E(\pi_{t+1})$  basée sur les évolutions précédentes. Dans ce dernier cas, il convient alors à l'auteur de décider quelle profondeur temporelle mobiliser pour calculer cette espérance.

### La dépréciation

La dépréciation représente à la fois les coûts de maintenance du logement et la dépréciation proprement dite du bâti. Elle est mesurée généralement en pourcentage du prix du bien. Comme le précise Verbrugge (2008), l'*U.S. Bureau of Economic Analysis* estime habituellement le taux de dépréciation du bâti à environ 1,5%. Harding *et al.* (2003) estiment pour leur part le taux de dépréciation et maintenance des propriétaires américains à 2,5% entre 1983 et 2001.<sup>85</sup> Dans le cas français, Timbeau (2013) estime pour sa part la dépréciation physique du bâti à 0,6% à partir des données agrégées de la comptabilité nationale. Cette valeur ne prend pas en compte les coûts de maintenance et est calculée d'une manière différente du cas américain.

Himmelberg *et al.* (2005) font remarquer que la composante foncière du prix étant plus forte dans les villes, la dépréciation du bâti devrait y être moindre en pourcentage.<sup>86</sup> Dans le même ordre d'idée, on peut s'attendre à ce que les coûts de maintenance soient principalement fonction des caractéristiques intrinsèques du logement et donc peu liés aux fluctuations du prix du logement.

Le taux de dépréciation utilisé dans les articles est de manière générale peu discuté et considéré constant. Implicitement l'idée est que les éventuelles imprécisions sur sa mesure n'impliquent que des différences de niveaux alors que la littérature s'intéresse avant tout aux dynamiques du coût d'usage. Néanmoins un coût de maintenance non pas proportionnel au prix, mais uniquement à un indice des coûts de la construction (pondéré par exemple par la surface du logement) serait susceptible de modifier à la marge les dynamiques de coûts d'usage.

---

<sup>85</sup> Leurs résultats suggèrent d'ailleurs que le propriétaire américain moyen a bénéficié sur cette période d'une valorisation de son capital très faible une fois la maintenance et la dépréciation prises en compte.

<sup>86</sup> Linneman et Wachter (1989) sont les seuls à différencier le bâti du foncier dans la fixation de la dépréciation, mais ils ne font pas varier la répartition de ces deux composantes en fonction des logements.

## Taxes de propriété

Les taxes habituellement considérées en France pour le logement sont la taxe d'habitation et la taxe foncière. Seule la taxe foncière, qui est une taxe sur la propriété, est prise en compte dans les calculs de coût d'usage du logement. La taxe d'habitation, vouée à disparaître progressivement, est une taxe due quel que soit le statut d'occupation de la résidence principale et ne rentre donc pas en compte dans le choix du statut<sup>87</sup>.

La taxe foncière est dans la totalité des travaux rencontrés, majoritairement anglo-saxons, supposée être une fraction du prix du logement. En France, celle-ci est certes basée sur la valeur cadastrale, corrélée à l'origine en 1970 à la valeur du bien, mais n'a pas été depuis revalorisée annuellement en fonction des valeurs du marché. Elle dépend de plus des niveaux de taxation décidés au niveau communal. Elle n'est donc pas, pour les raisons ci-dessus, formellement proportionnelle au prix du bien compte tenu des évolutions différentes de valorisation des logements depuis 1970.

## Fiscalité sur le revenu

La fiscalité est un élément important dans la définition des coûts d'usage. En effet, les loyers imputés ne sont pas imposés en France<sup>88</sup>, tandis que les revenus éventuels d'un placement alternatif sont susceptibles de l'être. Le coût d'usage se présente donc de la façon suivante :

$$uc = \tau r + (1 - \nu)(1 - \tau)r' + p + \delta - \pi$$

où  $\nu$  est la tranche marginale d'imposition sur le revenu. Les revenus potentiellement produits par un placement alternatif sont moindres car imposés, contrairement au loyer que se verse le ménage.

---

<sup>87</sup> Elle est par contre un élément potentiel de l'arbitrage résidentiel des ménages, compte tenu des différences locales de fiscalité.

<sup>88</sup> Les loyers imputés, implicites, ou encore fictifs sont notamment utilisés en comptabilité nationale. Le loyer imputé correspond au loyer qu'un ménage propriétaire se verse virtuellement à lui-même. Il correspond donc au loyer de marché du bien s'il était mis en location. Dans le cas qui nous intéresse ici, imposer les loyers imputés revient à privilégier une équité de traitement fiscal entre un individu propriétaire occupant et un individu locataire de sa résidence principale mais par ailleurs propriétaire-bailleur d'un autre logement. Dans notre système fiscal actuel le second individu est en effet redevable de l'impôt sur les loyers issus de son patrimoine tandis que le premier n'est pas imposé. Cette non-imposition des loyers imputés constitue donc une forme de soutien à la propriété occupante. Les loyers imputés ont d'ailleurs été imposables jusqu'en 1965, avant d'être exonérés en partie à cause des difficultés d'estimation et de recouvrement (Driant et Jacquot, 2005). Ce régime d'imposition a été questionné dernièrement dans différentes notes sur les politiques de fiscalité (Cusset (2016) pour France Stratégie, Allègre *et al.* (2016) pour l'OFCE, Artus *et al.* (2013) pour le Conseil d'Analyse Economique), qui ne manquèrent pas de soulever des réactions passionnées dans la presse.

Aux États-Unis, les intérêts d'emprunt étant déductibles du revenu imposable, le coût d'usage prend la forme suivante :

$$uc = (1 - \nu)\tau r + (1 - \nu)(1 - \tau)r' + p + \delta - \pi$$

L'administration fiscale offre donc une remise d'impôt d'un montant  $\nu rK$  aux accédants à la propriété américains.

Ces considérations fiscales ont une importance majeure pour les économistes. Comme le précise Bourassa (1996), si la politique fiscale des gouvernements était neutre par rapport au choix de statut d'occupation « *there would be little reason to be interested in the affordability of homeownership* ».

### Simplifications d'écriture dans le cas américain

Bien que le coût d'usage nécessite en théorie de séparer taux d'intérêt d'emprunt et taux d'intérêt sans risque, le cas le plus fréquemment rencontré dans la littérature nord-américaine consiste à poser l'égalité de ces deux taux ( $r = r'$ ).<sup>89</sup> Ceci permet de faire disparaître le taux d'emprunt (également appelé *Loan-To-Value ratio*)  $\tau$  de l'équation du coût d'usage :

$$uc = (1 - \nu)r + p + \delta - \pi$$

Cette écriture est possible uniquement grâce à la déductibilité des intérêts d'emprunt du revenu imposable, en vigueur aux États-Unis notamment. L'exclusion du taux d'emprunt  $\tau$  présente en outre l'immense avantage de ne plus avoir à traiter la question de la temporalité du prêt. En effet  $\tau$  est amené au fil du remboursement du principal à décroître peu à peu, modifiant en même temps le coût d'usage de la propriété occupante. Au contraire, une fois cette dimension exclue, le coût d'usage reste constant, quelle que soit la durée de la propriété occupante. En simplifiant encore l'écriture du coût d'usage, on retrouve l'écriture classique (Dougherty et Van Order, 1982) :

$$uc = (1 - \nu)r$$

Outre l'avantage procuré par l'exclusion du ratio LTV, poser l'équivalence des deux taux d'intérêt répond à une volonté de simplification. Dougherty et Van Order (1982) précisent explicitement que leurs calculs assument l'équivalence entre le coût d'opportunité du capital immobilisé et le taux d'intérêt des emprunts. Ils s'appuient pour cela sur le fait que selon eux, la différence entre ces taux n'apparaît pas comme un facteur majeur dans la détermination du coût. Ils justifient

---

<sup>89</sup> Voir par exemple Rosen (1979), Hendershott et Slemrod (1982), Dougherty et Van Order (1982), Poterba (1984), Henderson et Ioannides (1986) et Henderson et Ioannides (1987), Haurin *et al.* (1994), ou enfin Robst et al (1999).

également leur choix par le fait qu'il y a autant de raisons que le coût d'opportunité du capital immobilisé ( $r'$ ) soit plus haut ou plus bas que les taux d'intérêt d'emprunt ( $r$ ). Précisons ici que le taux envisagé par les auteurs pour  $r'$  n'est pas le taux d'intérêt d'un actif sans risque, mais un taux supérieur reflétant la réalité de la rentabilité des placements de capitaux.

En considérant une égalité de tous les taux d'intérêt et du rendement locatif ( $r = r' = \rho$ ) on retrouve donc, pour un marché à l'équilibre :

$$UC = (1 - \nu)L$$

Si les intérêts d'emprunt n'étaient pas déductibles et si les loyers imputés étaient imposés sur le revenu, c'est l'égalité  $UC = L$  qui prévaudrait. Le choix du statut d'occupation serait alors financièrement neutre.

L'écriture simplifiée demeure propre aux États-Unis, et ne peut être généralisée aux pays où les intérêts ne sont pas déductibles, même en cas d'égalisation des différents taux d'intérêt. Bourassa (1995) distingue pour cette raison capital emprunté et capital immobilisé dans sa mesure du coût d'usage australien, écrivant ainsi :  $uc = (1 - \nu)(1 - \tau)r + \tau r - \pi + \delta + p$ . Afin de prendre en compte l'évolution du coût d'usage au fil du prêt, il utilise la valeur actualisée des futurs ratios *loan-to-value* (LTV) attendus par le ménage pour le reste de la période de détention (estimée en fonction des caractéristiques des ménages). Cette valeur actualisée est calculée de façon à ce que, posée constante sur toute la période, elle amène aux mêmes intérêts actualisés gagnés par le ménage avec le capital investi dans le logement que ceux calculés en utilisant le ratio réel déclinant au fil du temps. En notant  $\tau_t$  le ratio LTV évoluant au fil du temps et  $n$  la période de détention du bien estimée, le ratio équivalent  $\tau^*$  est donc une moyenne pondérée des  $\tau_t$  calculée de façon à avoir l'égalité suivante :

$$\sum_{t=1}^n \frac{(1 - \tau^*)rP}{(1 + r)^t} = \sum_{t=1}^n \frac{(1 - \tau_t)rP}{(1 + r)^t}$$

### 2.2.3 Raffinements avancés

#### Coûts de transaction

La plupart des travaux sur les coûts d'usage font l'hypothèse, souvent explicite, d'une absence de coûts de transaction (Hendershott et Slemrod, 1982). Parmi les exceptions Henderson et Ioannides (1986) incluent des coûts annualisés de mobilité et de transaction, proportionnels à la

valeur du logement.<sup>90</sup> De même, dans leur simulation des paramètres influant le coût d'usage, Díaz et Luengo-Prado (2008) définissent explicitement les coûts de transaction. Ils trouvent que leur inclusion ou non a une grande influence sur les valeurs obtenues. Dans leur modèle, les coûts d'achat sont différents des coûts de vente, chacun étant un pourcentage du prix au moment de la transaction. Les coûts d'achat sont fixés à 2 % du prix, et les coûts de vente à 6 % (contre 7 % à la vente et 2,5 % à l'achat pour Gruber et Martin (2003) auxquels ils se réfèrent). Haurin et Gill (2002) estiment quant à eux les coûts de vente aux États-Unis à 3 % du prix du logement et 4 % des revenus du ménage vendeur. Enfin, Ioannides et Kan (1996) rejettent à partir de leur modèle économétrique l'hypothèse d'une proportionnalité des coûts de transaction à la quantité de logement. Ils privilégient l'hypothèse d'un montant forfaitaire.

Dans le cas français, les coûts sont élevés au moment de l'achat (autour de 7 %) et beaucoup moins au moment de la vente si celle-ci a lieu hors agence. Outre les frais d'agence, de recherche, de déménagement qui peuvent être du même ordre que ceux qui ont lieu pour une location s'ajoutent ce qu'il est convenu d'appeler les « frais de notaire », qui regroupent en réalité les frais de notariat proprement dits (environ 1 % du prix d'achat), ainsi que les droits de mutation reversés au trésor public qui constituent la plus grosse part de la dépense (environ 6 % du prix d'achat). Il est possible enfin d'ajouter les coûts des différents diagnostics immobiliers (termites, de performance énergétique, gaz, électrique, etc.), qui ont lieu par contre à la vente et non à l'achat, mais qui sont d'un montant relativement négligeable au regard des autres frais.

La question des coûts de transaction se pose avec d'autant plus d'acuité que la question sous-jacente au coût d'usage peut être « Quels auraient pu être les profits attendus d'un agent neutre au risque, qui aurait acquis une maison, l'aurait louée pendant un an, puis revendue ? » (Verbrugge, 2008). L'auteur explique que cette question est d'autant plus légitime aux États-Unis que la pratique du *flipping*, consistant à acheter des biens immobiliers avec l'intention de le revendre rapidement, est assez répandue.

### Le rôle des contraintes d'emprunt

Les coûts de transaction ne sont pas l'unique explication au fait que tout le monde n'accède pas à la propriété. Un élément supplémentaire doit être pris en compte : les contraintes d'emprunt.

---

<sup>90</sup> Henderson et Ioannides (1986) écrivent donc  $uc = (r + p)(1 - \tau) + \delta - i + T$  où  $T$  est la valeur annualisée des coûts de mobilité par unité de logement. Ne pouvant pas être observée avec leurs données, la durée du séjour est approximée par une fonction linéaire de caractéristiques socio-économiques et de situation dans le cycle de vie susceptibles d'influer sur la durée. Notons également que dans leur écriture les taxes de propriété sont déductibles des impôts : ce qui suppose dans le système fiscal américain le choix de *itemization* pour le contribuable remplissant sa déclaration de revenus (qui s'apparenterait aux frais réels en France). L'inflation  $i$  est utilisée car les prix du logement sont par hypothèse considérés constants en termes réels.

Appelées également *contraintes de liquidité*, elles représentent le fait que les ménages n'ont pas un accès illimité au crédit, ou du moins que tous n'y ont pas accès autant qu'un calcul rationnel d'optimisation des revenus le suggérerait en l'absence de contraintes (Gobillon, 2008). Ainsi un ménage souhaitant s'établir pour une durée longue dans un logement, mais ne bénéficiant pas de revenus assez stables ou d'apport initial assez élevé se verra fermer la porte du crédit, et devra réorienter ses dépenses de logement vers la location.

Les contraintes d'emprunt peuvent être de deux ordres : sur l'apport et sur les mensualités. Dans le dernier cas, on retrouve la contrainte habituelle de taux d'effort :

$$D \leq \mu_{max}Y$$

où  $D$  représente la dépense annuelle de logement,  $\mu_{max}$  le taux d'effort maximum fixé par l'organisme prêteur et  $Y$  le revenu annuel. Dans le secteur locatif privé, les propriétaires bailleurs fixent aussi souvent une contrainte sur le revenu, de sorte qu'une contrainte similaire existe. Généralement  $\mu_{max}$  est fixé de manière consensuelle en France à  $\mu_{max} = \frac{1}{3}$ .<sup>91</sup> Les standards internationaux sont proches, Bourassa (1996) dans son modèle australien fixe  $\mu_{max} = 0,3$ .

La deuxième contrainte sur l'apport est par contre propre à l'accès au crédit. Elle peut-être écrite de la façon suivante (Brueckner, 1986) :

$$A > \tau_{min}P$$

Où  $A$  est l'apport initial, et  $\tau_{min}$  la fraction du prix minimale demandée en apport par les banques. Cette fraction peut être modulée en fonction des conditions générales de crédit et du revenu de l'emprunteur.

On notera qu'à ces deux contraintes s'ajoute une dernière contrainte, celle-ci propre à la logique de l'emprunt :

$$M - rK > 0$$

Les mensualités fixes  $M$  doivent être plus grandes que les intérêts payés sur le capital emprunté. Dans le cas limite où  $M = rK$  l'emprunt n'est jamais remboursé, car le principal ne décroît pas.

Dougherty et Van Order (1982) montrent que l'ajout d'une contrainte d'apport introduit un surcoût  $\propto$  (*shadow price*) dans l'écriture du coût d'usage amenant, en gardant nos notations,  $uc = (1 - \nu)r + \delta - \pi + \alpha$ . Si le ménage n'est pas contraint,  $\alpha$  est nul. Dans le cas contraire, il

---

<sup>91</sup> C'est également cette limite qui a été adoptée par les assurances dites de Garantie des Loyers Impayés pour qualifier la solvabilité d'un locataire.  $Y$  est alors le revenu net.

prend une valeur positive non-mesurable. Diaz et Luengo-Prado (2008) font également intervenir l'influence des contraintes d'emprunts dans l'écriture des coûts d'usage, mais suppriment ce terme de lagrangien dans l'équation réellement utilisée car ils s'intéressent aux coûts observés, ce qui conduit à lever les incertitudes sur les contraintes d'emprunt (ne sont plus concernés que les acquéreurs réels n'étant par définition pas soumis à ces contraintes).

Une importante littérature s'est intéressée aux conséquences des contraintes d'emprunt sur les choix de statut (Linneman et Wachter, 1989 ; Duca et Rosenthal, 1994 ; Linneman *et al.*, 1997 ; Haurin *et al.*, 1996 ; Engelhardt et Mayer, 1998 ; Gobillon et Le Blanc, 2004). Linneman et Wachter (1989) dans un article de référence mesurent les effets des différentes contraintes d'emprunt sur l'accession à la propriété. Ils concluent que les contraintes d'apport sont plus déterminantes que les contraintes de revenu. En France, Gobillon et le Blanc (2008) décrivent également des contraintes d'emprunt du même type que celles précédemment évoquées et la solvabilisation induite par le Prêt à Taux Zéro (PTZ), permettant ainsi de les lever. Bugeja-Bloch (2013) souligne quant à elle que l'accès au crédit, certes facilité depuis plusieurs décennies, reste relativement faible en France par rapport aux pays anglo-saxons, y induisant des schémas d'accès à la propriété différents.

Le lien entre contraintes d'emprunts et niveaux des prix et loyers reste soumis à de multiples déterminants. En première approche, théoriquement les contraintes d'emprunt sont censées augmenter le coût d'usage d'équilibre (Dougherty et Van Order, 1982) et donc les loyers. Ceci est cohérent avec l'idée que plus la propriété est libre d'accès, plus les prix sont hauts ou les loyers bas (rendement  $\rho$  faible).

Cependant les loyers sont fixés par les propriétaires bailleurs qui sont en situation d'investisseurs, et donc sans contraintes d'emprunt. On peut donc supposer que ceux-ci captent les surplus de loyers engendrés par les contraintes d'emprunt.

### Prime de risque

Détenir son logement pour le louer à soi-même ou à un autre contient une part de risque. On peut distinguer deux types de risques : le risque commun au propriétaire occupant et au propriétaire bailleur lié aux fluctuations des prix immobiliers (1), et le risque locatif spécifique au propriétaire bailleur (2). La question du risque est rarement considérée dans les travaux autour du coût d'usage de la propriété occupante. Ceci tient à nos yeux principalement à la question de sa mesure difficile, ainsi que, dans le cas du risque sur les prix (1), à l'argument théorique que dans des marchés à l'équilibre et pour des agents neutres face au risque, les espérances des taux d'intérêt sont toutes égales entre elles.



Himmelberg *et al.* (2005) mentionnent l'inclusion d'une prime de risque de type (1) dans leur définition du coût d'usage :  $uc = r' - vr + (1 - v)p + \delta - \pi + \gamma$ , où  $\gamma$  est une prime de risque visant à compenser les propriétaires occupants du risque plus grand d'accéder par rapport à louer. Ils fixent celle-ci à 2%, à partir des estimations de Flavin et Yamashita (2002). Cependant si l'on fixe plutôt  $\gamma = r - r'$ , on retombe sur l'écriture classique du coût d'usage aux USA :  $uc = (1 - v)(r + p) + \delta - \pi$ .<sup>92</sup> Cet exemple illustre pourquoi la prime de risque est souvent omise par les écritures du coût d'usage. Lorsque, comme les travaux canoniques américains, le coût d'usage est écrit sans distinguer le taux d'intérêt d'emprunt de l'actif alternatif ( $r = r'$ ), c'est que justement la différence entre les deux est comblée implicitement par une prime de risque. Himmelberg (2005) souligne par ailleurs que les localisations chères, comme les centres-villes, devraient potentiellement prendre en compte une prime de risque plus grande compte tenu des fortes variations potentielles de prix. Cependant, la composante foncière étant également plus élevée dans ces endroits, la dépréciation  $\gamma$  est plus basse en pourcentage du prix. Ces deux effets contraires sont donc susceptibles de s'annuler partiellement, simplifiant ainsi les écritures des coûts d'usage.

Un troisième risque non mentionné précédemment est le risque propre au locataire, lié aux incertitudes sur les évolutions des loyers (3). Sinai et Souleles (2005) dans leur article de référence sur le sujet montrent que le risque sur les incertitudes de loyers que subit le locataire est théoriquement plus fort que celui subi par le propriétaire occupant sur les incertitudes de prix. En effet, comme l'indique le titre de l'article « *Owner-Occupied Housing as a Hedge Against Rent Risk* », les fluctuations des prix sur le long terme sont lissées pour le propriétaire occupant, d'autant plus lorsque les prix des différents marchés du logement sont corrélés. De même Bracke (2015) justifie les faibles rendements locatifs  $\rho$  à Londres par l'existence d'une forte volatilité des loyers alliés à une offre très inélastique.

Il apparaît donc plausible de considérer que les deux risques (1) et (3) associés aux fluctuations de prix et loyers, touchant respectivement le propriétaire occupant et le locataire, s'annulent mutuellement dans les cas les plus répandus, permettant de ne pas évoquer le risque (1) dans l'écriture du coût d'usage.

Le risque locatif (2), est très peu abordé dans les différents articles. Il peut être néanmoins séparé en deux aspects. Le premier regroupe les coûts d'agence liés aux incertitudes autour du contrat locatif que le locataire (agent) respectera les intérêts du propriétaire (principal) : absence de dégradations et surtout paiement des loyers. Le second aspect est le risque de vacance locative. Les problèmes de coût d'agence sont évoqués par Diaz et Luengo-Prado (2008), Bracke (2015) et

---

<sup>92</sup> En supposant à nouveau la déductibilité de la taxe foncière, voir note de bas de page 90.

Duca *et al.* (2011), mais pas traités particulièrement. Bien que ces risques spécifiques au propriétaire bailleur ne soient pas un enjeu pour la littérature étudiée, elle convient pourtant qu'ils introduisent un surcoût sur les loyers. Dans un marché à l'équilibre, le locataire paye donc un supplément au propriétaire bailleur qui constitue la prime de risque locatif.

Dans le cas français, les évolutions de loyers, une fois le locataire dans les lieux, sont encadrées par l'Indice de Référence des Loyers (IRL) globalement calqué sur l'inflation. Le risque lié aux variations de loyers est donc faible, contrairement aux États-Unis par exemple où les loyers peuvent être révisés chaque année dans la plupart des baux. De même, les protections dont jouissent les locataires vis-à-vis des expulsions locatives peuvent rendre la perception de l'importance de l'aléa moral plus forte pour le propriétaire bailleur. À l'équilibre ces considérations entraînent donc théoriquement un surcoût du loyer par rapport au coût d'usage du propriétaire occupant.<sup>93</sup>

#### 2.2.4 Éléments de discussion

##### Pourquoi être précis ?

La plupart des articles utilisant le coût d'usage ne nécessitent pas une écriture très poussée de celui-ci. En effet des éléments comme la dépréciation ou les taxes foncières ne varient pas ou peu au cours du temps et sont donc traités de manière superficielle. De même les coûts de transaction sont souvent ignorés, notamment lorsque les coûts d'usage sont des indicateurs de fonctionnement du marché, incluant donc difficilement les durées d'occupation propres à chacun.

Cependant, lorsque la mesure fine des différences entre coûts d'usage et loyers de marché est en jeu, le coût d'usage a besoin d'être mesuré de manière assez précise. Brown *et al.* (2011) mesurent le coût d'usage en Australie sur la période 1980-2000 et séparent les mesures en fonction des réglementations en vigueur au cours de la période. Diaz et Luengo-Prado (2008) utilisent également un coût d'usage détaillé car ils s'intéressent à la sensibilité de celui-ci aux différents paramètres. Ils précisent être plus précis que les utilisations canoniques (Poterba, 1984; Himmelberg *et al.*, 2005) sur deux points importants. Premièrement ils différencient les taux d'intérêt de l'investissement et de l'emprunt<sup>94</sup>. Secondement, ils définissent explicitement les

---

<sup>93</sup> Didier Cornuel aborde également cette question lorsqu'il souligne que les loyers implicites sont surestimés dans la comptabilité nationale : les propriétaires ne payent pas la prime de risque lorsqu'ils se versent un loyer fictif. <http://www.economieimmobiliere.com/loyers-impures-evaluation-fiscalite-croissance> (consulté en novembre 2019)

<sup>94</sup> "we differentiate the cost of a dollar from own wealth invested in housing (given by the return to the alternative asset), and the cost of a borrowed dollar (the mortgage interest rate net of income tax deductions)" (Diaz et Luengo-Prado, 2008)

coûts de transaction. Leur simulation des coûts d'usage leur indique, sous les hypothèses de leur scénario central, que le coût de la propriété occupante est surévalué de 10,9 % lorsque la méthode des loyers équivalents (ou implicites) est utilisée. Cette surévaluation monte à 16,5 % si les coûts de transaction ne sont pas pris en compte, soulignant l'importance de ces derniers dans les calculs. Les auteurs mettent ainsi en exergue les biais de l'approche la plus simple par les loyers implicites.

De plus, en période de taux bas comme c'est le cas depuis le début des années 2010, le coût d'usage est très sensible aux variations de taux d'intérêt (Himmelberg *et al.*, 2005). Augmenter les taux d'intérêt de 1 % lorsque ceux-ci gravitent aux alentours de 2 % fera bondir le coût d'usage de près de +50 %. Au contraire lorsque les taux sont situés à des niveaux plus élevés comme à la fin des années 1990, augmenter de 1 % des taux déjà à 6 % impactera modérément le coût d'usage. Le coût d'usage unitaire *uc* étant un taux d'intérêt composite, sa mesure fine est donc pertinente en période de taux bas et prix élevés. Les effets de la dépréciation ou de l'imposition y deviennent importants. Ces sources de volatilité viennent s'ajouter à celles repérées par Quigley et Raphael (2004) qui soulignent la sensibilité du coût d'usage aux politiques macroéconomiques et aux structures des taux d'imposition.

Enfin, si l'on s'intéresse au coût d'usage réellement subi par le ménage, les simplifications n'ont plus lieu d'être. D'une part, les taux d'intérêt varient en fonction de la durée d'emprunt, mais plus généralement, ils varient en fonction du plan de financement de chacun et de ses capacités de négociation.

#### Indices de prix *versus* dépense implicite : individualiser le coût d'usage

Le coût d'usage présente une double nature. Il peut être abordé en tant qu'indicateur du fonctionnement global du marché du logement, mais aussi en tant que mesure fine d'un coût de la propriété qui varie selon les ménages. Ceci justifie donc autant un calcul agrégé à un niveau national ou métropolitain afin de définir un indice de prix, qu'un calcul au niveau individuel avec données micro.

Le coût de l'accession à la propriété est différent pour chaque ménage : il dépend comme nous l'avons vu du plan de financement propre à chacun, de la durée d'occupation prévue, mais aussi des caractéristiques du bien acquis. Prendre en compte les situations individuelles permet de mesurer plus spécifiquement la rentabilité de la propriété par rapport à la location. Les différences peuvent être fortes entre les ménages, notamment à cause des coûts de transaction élevés en France, et de l'existence d'une diversité de prêts, pouvant faire décroître le coût d'usage de manière importante (notamment le Prêt à Taux Zéro).

Mesurer la distribution des coûts de l'accession permet de mettre en regard cette variance propre avec ses évolutions au cours du temps. L'individualisation des coûts d'usage permet de plus d'introduire potentiellement les différences locales de taxe foncière, et plus généralement de le comparer aux fluctuations locales du rendement locatif  $\rho_i$ , témoins des différences entre loyers imputés et réels (Kim, 2008 ; Grégoir *et al.*, 2010) :

$$uc_i = (1 - v_i)(1 - \tau_i)r'_i + \tau_i r_i - \pi_i + \delta_i + p_i$$

### 2.3 Intégrer la dimension temporelle : du coût d'usage à la rentabilité

Le coût d'usage répond à la question « Est-il rentable de vendre maintenant mon logement pour louer et placer le capital acquis, au lieu de rester dans mon logement, continuer à rembourser mon prêt, payer les coûts de détention et éventuellement faire une plus-value en fin d'année ? ». Il compare en effet la dépense du propriétaire accédant ( $rK + (\delta + E(\pi))P$ ) à celle de son équivalent devenu locataire ( $L - r'(P - K)$ ). Le coût d'usage peut ainsi être vu comme un prix de court terme en ce qu'il ne prend pas en compte la temporalité de l'opération immobilière (absence de la durée d'emprunt  $d$  et de la durée de détention du logement)<sup>95</sup>. Or le coût d'usage d'un propriétaire occupant ne sera pas le même la première année lorsque 100% du prêt sera encore à rembourser qu'au bout de 30 ans de détention. Bourassa (1995) contourne le problème de l'évolution du coût d'usage au fil du remboursement du bien en calculant un ratio emprunt sur prix total (*loan-to-value*) actualisé. De même Verbrugge (2008) souligne qu'il faut regarder à plus long terme que juste une année car les horizons de choix sont plus éloignés, tant pour le ménage accédant que pour le propriétaire bailleur, qui sont donc amenés à lisser les évolutions attendues de prix (Sinai et Souleles, 2005).

Le coût d'usage est donc utile pour définir des équilibres de marché, mais prend mal en compte la temporalité du projet d'accession à la propriété (durée du prêt, durée de détention, coûts de transaction). À celui-ci on peut opposer un calcul du coût d'usage sur l'ensemble de la période de détention, qui s'apparente ainsi à un calcul de rentabilité de l'opération. La principale différence entre le coût d'usage et l'indice de rentabilité est la prise en compte des plus-values uniquement en fin de période.

---

<sup>95</sup> Si le taux d'intérêt, l'indice de prix, la valorisation du capital, sont des estimations calculées à très long terme, alors le coût d'usage peut être vu comme un estimateur de long terme. Mais c'est en pratique rarement le cas.

Ainsi, à un horizon  $t$ , on peut comparer la rentabilité de la propriété par rapport à la location de la manière suivante :

$$\begin{aligned} \Delta W_t = & P_t + L \frac{(1+r^*)^t - (1+i)^t}{r^* - i} - K \cdot \frac{1 - \min[1, (1+r)^{t-d}]}{1 - (1+r)^{-d}} - (A+F)(1+r^*)^t \\ & - \left( \frac{rK}{1 - (1+r)^{-d}} \right) \cdot \frac{(1+r^*)^t - \max[1, (1+r^*)^{t-d}]}{r^*} \\ & - (\delta P_0 + pP_0) \cdot \frac{(1+r^*)^t - (1+i)^t}{r^* - i} \end{aligned}$$

On considère dans cette expression que la dépréciation ( $\delta$ ) et les taxes foncières ( $p$ ) augmentent avec l'inflation, tout comme les loyers ( $L$ ). De plus, selon la méthode d'imposition des revenus du capital, on a  $r^* = (1-\nu)r'$  ou  $r^* = r'$ . Les mensualités ne sont par contre pas soumises à l'inflation.

La différence de richesse  $\Delta W_t$  à l'horizon  $t$  entre la propriété occupante et la location est donc la différence entre :

- Le prix de vente final
- + Les loyers annuels économisés et donc placés sur un actif sans risque
- Le capital restant dû (fixé à 0 quand  $t \geq d$ )
- L'apport et les coûts de transaction initiaux, placés
- Les annuités de remboursement économisées annuellement, et placées<sup>96</sup>
- Les coûts d'entretien et les taxes foncières économisés annuellement, et placés.

Pour  $t = 1$ , on obtient (voir annexe C.2) :

$$\Delta W_1 = P_1 + L - (A+F)(1+r^*) - (\delta P_0 + pP_0) - (1+r)K$$

En l'absence de coût de transaction ( $F = 0$ ) et en notant que  $P_0 = A + K$  et  $P_1 - P_0 = \pi P_0$ , on obtient  $\Delta W_1 = \pi P_0 + L - Ar^* - \delta P_0 + pP_0 - rK$ . En posant  $\Delta W_1 = 0$ , on retrouve l'égalité entre le coût d'usage et les loyers.

$$UC = rK + r^*A + \delta P_0 + pP_0 - \pi P_0 = L$$

Timbeau (2013) propose un calcul similaire (avec  $d = +\infty$ , ce qui implique un emprunt à terme). Il en conclut : « Pour que le levier procure un gain au propriétaire, il est nécessaire d'emprunter moins cher que le rendement perçu du locataire (qui est le coût d'opportunité) pendant un temps suffisamment long et il est nécessaire que le gain en capital soit suffisamment

---

<sup>96</sup> L'expression permet de prendre en compte les versements annuels tant que  $t < d$ .

important ». Magnan et Plateau (2004) font également ces calculs dans le cas français en utilisant des données agrégées.

Cette rentabilité  $\Delta W_t$  envisagée comme une extension intertemporelle du coût d'usage présente également des limites théoriques. Nous travaillons sous l'hypothèse que la différence éventuelle entre la mensualité pour accéder et le loyer équivalent est épargnée sur des placements par le locataire et n'est pas utilisée pour des dépenses de consommation. Dans le cas contraire, il est nécessaire de mobiliser des modèles économiques plus complexes impliquant la maximisation d'une utilité intertemporelle et la prise en compte de profils de consommation intertemporels pouvant amener à privilégier le choix d'un statut particulier.

De plus, si ces calculs de rentabilité apparaissent pertinents dans les calculs rétrospectifs, ils sont plus délicats dans un exercice prospectif. Dans ce cas, fixer un horizon de court terme comme dans le cas du coût d'usage est alors nécessaire compte tenu des incertitudes sur les taux (intérêt, actif sans risque, inflation). On notera cependant que, dans le cas français, les loyers sont contrôlés en cours de bail et ne sont donc pas amenés à évoluer au-delà de l'inflation. De même les taux d'intérêt sont très majoritairement fixes au moment du prêt. Ces deux aspects réduisent le nombre de paramètres incertains par rapport au cas étatsunien, favorisant ainsi l'usage de  $\Delta W_t$ . Au moment du choix de statut les inconnues auxquelles est confronté le ménage sont : l'évolution future des prix de l'immobilier, la durée de son séjour dans le logement, les taux d'intérêt de l'actif sans risque et l'inflation.

Un compromis peut donc être l'utilisation de  $\Delta W_t$  sur un horizon de relatif court terme, par exemple 5 ans, afin de bénéficier des avantages de cette approche (prise en compte des coûts de transaction), tout en réduisant les incertitudes sur les évolutions des taux. L'approximation faite par Henderson et Ioannides (1986) prenant en compte dans le coût d'usage un terme de coûts de transaction divisé par la durée de séjour semble correcte pour les séjours de plus de 7 ans.

De plus, en divisant  $\Delta W_t$  par le loyer  $L$ , il est possible d'obtenir un indice  $I_{\omega_t}$  de rentabilité de l'accession à  $t$  ans, permettant de comparer l'évolution du coût de l'accession par rapport à la location :

$$I_{\omega_t} = \frac{1}{\rho} + \frac{\pi_t}{\rho} + \frac{(1+r^*)^t - (1+i)^t}{r^* - i} - \frac{\tau}{\rho} \cdot \frac{1 - \min[1, (1+r)^{t-d}]}{1 - (1+r)^{-d}} - \frac{1}{\rho} (1 - \tau + f)(1+r^*)^t - \frac{1}{\rho} \left( \frac{r\tau}{1 - (1+r)^{-d}} \right) \cdot \frac{(1+r^*)^t - \max[1, (1+r^*)^{t-d}]}{r^*} - \frac{1}{\rho} (\delta + p) \cdot \frac{(1+r^*)^t - (1+i)^t}{r^* - i}$$

Pour rappel,

$\pi_t$  représente le taux d'augmentation cumulé des prix ( $\pi_t = P_t/P_0 - 1$ ),

$\rho$  le rendement locatif brut initial ( $L/P_0$ ),  
 $\tau$  le taux d'emprunt,  
 $f$  les coûts de transaction ramenés au prix d'achat.

## 2.4 Synthèse des différentes mesures de coût

Les différents indicateurs présentés sont tous pertinents dans leurs champs d'analyse. L'indice de taux d'effort vise à évaluer la capacité financière des ménages étant données les conditions auxquelles ils font face sur le marché du logement et du crédit. Cependant il demeure un indice de solvabilité et non un indice de prix (ou de coût), ne distinguant pas notamment remboursement du capital et paiement des frais financiers.

Le coût d'usage mesure l'intérêt financier que pourrait porter le ménage à une opération d'accession par rapport au fait de rester locataire. Dans sa version indicielle, il correspond à l'approche la plus répandue dans la littérature économique de ce qu'est le prix de la propriété occupante. Il est néanmoins très sensible aux hypothèses faites sur les évolutions des prix de l'immobilier à court terme, et n'intègre pas (ou difficilement) la question des contraintes de crédit.

La mesure du coût d'usage, comme l'indice de taux d'effort, présente en outre le désavantage de mal prendre en compte la durée de l'opération dans son calcul. Ainsi, une hausse des prix accolée à une baisse des taux d'intérêt peut permettre tant aux mensualités qu'au coût d'usage de se maintenir à des niveaux tout à fait acceptables pour les ménages. L'opération n'est pourtant plus aussi bon marché pour le ménage car les mensualités seront réglées sur une durée bien plus élevée. Le coût d'usage, qui évolue au fil du temps car le capital détenu par le ménage augmente avec les mensualités de remboursement, décroît alors plus lentement : le coût d'usage « intertemporel » est alors plus élevé. Enfin, par sa nature de flux annuel le coût d'usage a du mal à prendre en compte les coûts de transaction, payés une seule fois à l'achat et éventuellement à la revente.

L'indice de rentabilité de l'accession permet de répondre à ce biais, en prenant en compte la durée d'emprunt, et permet de définir une forme de coût d'usage « intertemporel ». Il offre également sous un autre angle une comparaison avec les loyers car il permet d'estimer le statut d'occupation le moins cher en fonction des conditions choisies. L'indice de rentabilité à un horizon donné permet de comparer les opérations au fil du temps, et surtout de prendre en compte le fait que les logements peuvent être objectivement plus chers malgré la baisse des taux d'intérêt. Il est cependant plutôt dédié à un usage *ex post* compte tenu des nombreuses hypothèses à fournir sur les évolutions des prix et des taux dans un usage prospectif.

De manière générale ces deux derniers indicateurs peuvent être utilisés à la fois comme des indices de prix de l'accession *ex ante*, communs à tous les ménages, mais également comme des mesures de coût *ex post*, calculables de manière individualisée pour les ménages ayant choisi l'accession à la propriété.

Nous présentons un tableau de synthèse qui permet de résumer l'usage des différents indicateurs, notamment au travers de la distinction entre indices de prix et indices de dépenses (explicites ou implicites) (Tableau 3.1). Ce tableau suit l'ordre de présentation des résultats (Section 4).

Tableau 3.1 – Tableau de synthèse des différents indicateurs

Type d'indice	Locataire	Propriétaire	Type de données
Indice de prix	Indice des loyers $I_L$	Indice des prix $I_P$	Agrégées
Indice de solvabilité / accessibilité		Indice de coût d'usage $I_{uc}$	
Coût (implicite, objectif)	Loyer ( $L$ ) Taux d'effort ( $\mu$ )	Coût d'usage ( $UC$ ) Loyer imputé/équivalent	Individuelles
Dépenses (explicites, monétaires, <i>out-of-pocket</i> )		Mensualité ( $M$ ) Taux d'effort ( $\mu$ )	

### 3 Méthodologie

#### 3.1 Données

Ce chapitre se base sur l'utilisation des données des enquêtes Logement, effectuées à intervalle régulier depuis 1970. Nous utiliserons les millésimes 1973, 1978, 1984, 1988, 1992, 1996, 2002, 2006 et 2013. Le nombre total de ménages enquêtés est donc proche de 300 000 (Tableau 3.2).



Tableau 3.2 - Nombre de ménages enquêtés dans les enquêtes Logement

	France métropolitaine.	Île-de- France
1973	45 063	6 990
1978	23 492	8 180
1984	29 233	8 127
1988	26 686	5 595
1992	36 222	6 399
1996	29 043	5 279
2002	32 156	5 320
2006	37 154	8 558
2013	27 137	6 852
Total	286 186	61 300

Source : enquêtes Logement 1973-2013, Insee

Les enquêtes Logement (souvent appelées ENL pour Enquêtes Nationales Logement) sont les enquêtes de référence en France sur les conditions de logement des ménages. Elles offrent une précision sur les questions liées au logement non atteinte par aucune autre enquête d'ampleur. Elles décrivent de plus les ménages par de nombreuses variables démographiques et socio-économiques, informant notamment les revenus et les dépenses de logement, variables non disponibles dans les recensements. Elles donnent également quelques éléments sur le parcours résidentiel à travers les caractéristiques et le mode d'occupation du logement précédent ou de celui 4 ans auparavant. Enfin, la profondeur temporelle disponible (neuf enquêtes) offre l'occasion d'étudier les dynamiques sur le temps long. En revanche, l'échantillonnage environ au 1/1000<sup>e</sup> n'offre pas la précision nécessaire pour étudier les phénomènes au niveau local. Les analyses seront donc menées au niveau de la France métropolitaine, avec des zooms sur la région Île-de-France, et des comparaisons entre ces deux échelles.<sup>97</sup>

### 3.2 Champ d'analyse

Le parti-pris de ce travail est de s'intéresser spécifiquement au coût d'accès au logement des ménages mobiles, définis ici comme les ménages ayant déménagé dans les 4 ans précédant l'enquête. En effet, plus la durée d'occupation dans le logement est longue, moins le niveau actuel des revenus des ménages et les coûts du logement reflètent ceux qu'ils étaient au moment de l'emménagement (et donc du choix du logement). Les coûts auxquels font face les ménages mobiles sont donc considérés comme les plus représentatifs des conditions actuelles du marché.

---

<sup>97</sup> Un sur-échantillonnage sur la région Île-de-France a été effectué pour les enquêtes Logement 2006 et 2013, avec la visée explicite de pouvoir utiliser les enquêtes à l'échelle de la région. En 1992, il est précisé qu'un calage spécifique a été effectué pour les régions Île-de-France et Nord-Pas-de-Calais. En 1988, la documentation de l'enquête précise un taux de sondage supérieur pour Paris et la petite couronne. L'observation des pondérations suggère un sur-échantillonnage francilien également pour les millésimes 1978 et 1984.

Nous nous concentrerons donc sur les ménages mobiles, tout en comparant leur situation avec le reste des ménages lorsque cela est pertinent. Les ménages logés gratuitement ou ne déclarant pas de revenus sont exclus des analyses.

Tableau 3.3 - Échantillon retenu

	Île-de-France							Total annuel
	Propriétaires DCA	Accédants	dont récents*	Locataires (privé)	dont récents	Locataires (social)	dont récents	
1973	1 224	1 248	646	1 770	1 101	1 293	628	5 535
1978	1 556	1 464	717	2 142	1 224	1 208	554	6 370
1984	1 337	1 547	661	2 108	1 185	1 508	646	6 500
1988	1 010	1 371	446	1 132	579	1 448	562	4 961
1992	1 306	1 612	627	1 255	753	1 532	576	5 705
1996	1 251	1 125	417	1 050	637	1 366	540	4 792
2002	1 434	1 154	510	1 069	661	1 226	468	4 883
2006	1 771	1 530	649	2 551	1 371	2 257	680	8 109
2013	2 011	1 300	441	1 055	501	2 066	416	6 432
Total				53 287				

\* Il s'agit des ménages mobiles.

	Hors Île-de-France							Total annuel
	Propriétaires DCA	Accédants	dont récents	Locataires (privé)	dont récents	Locataires (social)	dont récents	
1973	10 514	7 744	3 512	9 039	4 883	4 724	2 816	32 021
1978	4 038	3 526	1 379	3 498	1 759	2 092	1 132	13 154
1984	4 526	7 160	3 367	3 664	2 297	2 877	1 714	18 227
1988	4 947	8 078	2 252	2 959	1 713	3 322	1 711	19 306
1992	8 624	8 641	2 322	5 033	3 059	4 696	2 095	26 994
1996	7 567	5 915	1 861	4 104	2 536	3 887	1 807	21 473
2002	9 669	6 055	2 460	4 721	2 984	4 366	1 978	24 811
2006	9 268	6 649	2 626	5 302	3 296	5 560	2 036	26 779
2013	7 808	4 121	1 256	3 025	1 759	4 172	1 332	19 126
Total				201 891				

Source : enquêtes Logement 1973-2013, Insee

### 3.3 Mesure des dépenses et des indices de prix

#### 3.3.1 Dépenses et taux d'effort

Au fil des enquêtes Logement, la mesure des dépenses en matière de logement s'affine. Ainsi, lors de l'enquête de 1973 seules la charge financière brute (uniquement le loyer ou les mensualités) et la charge financière nette (après prise en compte des aides au logement) sont disponibles. Il faut attendre 1988 pour que les charges locatives, de copropriété et énergétiques, soient déclarées afin de calculer une nouvelle version des charges financières nettes. Enfin les impôts (taxe d'habitation et taxe foncière sur les propriétés bâties) sont déclarés à partir de 2002,

permettant d'affiner la mesure de la charge financière du logement et d'arriver à la définition précédemment citée.<sup>98</sup>

Compte tenu de la disponibilité tardive des taux d'effort intégrant les charges et les impôts, nous utiliserons au cours de ce chapitre la variable de Charge Financière Nette (CFN) de 1973, composée par la mensualité ou le loyer quand l'un d'entre eux existe, auquel sont soustraites les aides au logement le cas échéant. Nous abordons en effet le problème des dépenses en logement par une approche « microéconomique » qui suppose une mesure des dépenses en logement au plus près des dépenses des ménages, à l'opposée d'une description « macroéconomique » à la façon de la comptabilité nationale qui regarde plutôt les dépenses brutes (Accardo *et al.*, 2007 ; Briant, 2010a). Les données sont donc calculées sur les taux d'effort nets des aides au logement et sans prise en compte des charges et impôts. Ils constituent donc l'estimation la plus basse des dépenses de logement. En annexe C.5.2, sont précisés les liens entre les différentes mesures de charge financière et leur construction au fil des enquêtes Logement. La part des aides au logement, des charges et des impôts est relativement stable au cours du temps pour les locataires du parc privé et les accédants à la propriété.

Le taux d'effort net d'un ménage est calculé comme le ratio de sa dépense nette sur son revenu total. Afin d'éviter la sensibilité aux valeurs aberrantes, nous privilégions l'observation des médianes des taux d'effort nets, procédant ainsi comme Pirus (2011), Arnault et Crusson (2012) ou encore Thibault et Collinet (2014). Nous mobiliserons cependant les moyennes en certaines occasions, après avoir préalablement exclu les taux d'effort supérieurs à un.

### 3.3.2 Indices de prix pour la propriété occupante

Les prix de vente des logements sont principalement issus de l'indice Insee-Notaires<sup>99</sup> corrigé de l'inflation. Cet indice ne couvrant pas les dates antérieures à 1995, ce dernier a été prolongé à partir d'une régression hédonique effectuée sur l'ensemble des logements récemment acquis présents dans les enquêtes Logement (primo-accédants ou non). La construction de notre indice est décrite en annexe C.3. Compte tenu de la pauvreté des informations de localisation, cet indice est susceptible de présenter des biais. Néanmoins à un niveau agrégé ceux-ci sont probablement très limités, et notre indice hédonique se comporte de façon comparable à celui Insee-Notaires pour la période de recouvrement (Figure C.1). Une autre possibilité eût été d'utiliser l'indice constitué par Jacques Friggit à partir de la base BIEN (Friggit, 2017), qui renseigne en effet dans

---

<sup>98</sup> La définition plus précise des liens entre ces variables et au fil des enquêtes est disponible en annexe C.5.2.

<sup>99</sup> Nous utilisons les séries basées sur Clarenc *et al.* (2014) et disponibles sur <https://www.insee.fr/fr/statistiques/series/102770558> (consulté en octobre 2019).

certains cas le montant de l'achat précédent et permet de remonter avant la création de la base. Nous avons cependant préféré notre propre méthode, dont nous maîtrisons la construction. Notre indice hédonique et celui de Friggit produisent des évolutions néanmoins comparables (Figure C.3).

### 3.3.3 Taux d'intérêt immobilier et durées d'emprunt

Les taux d'intérêt sont une annualisation des taux fournis par la Banque de France à partir de 2003<sup>100</sup>. Pour les années antérieures, nous avons utilisé une version nominalisée des taux déflatés publiés dans Wilhelm (2005).

Les durées d'emprunt ont été calculées comme les durées d'emprunt moyennes observées dans l'enquête Logement pour les accédants récents.

### 3.3.4 Indice des loyers

Il existe différentes sources de mesure des niveaux de loyers. L'indice le plus connu est l'Indice de référence des loyers (IRL), produit par l'Insee, qui est très proche de l'inflation et est utilisé pour les revalorisations en cours de bail<sup>101</sup>. Il ne reflète donc pas du tout l'état du marché des loyers à la relocation.

La principale source de mesure des niveaux de loyers du parc privé est fournie par l'Insee qui calcule un indice des loyers à partir des données de l'enquête Loyers et Charges, conduite annuellement sur un échantillon de ménages de l'ensemble du territoire français. Cet indice mesure le niveau *moyen* des loyers sur l'ensemble du parc, agrégeant ainsi des ménages dont les durées de séjour dans leur logement varient considérablement. Il n'est donc pas adapté à notre problématique car il ne reflète pas l'état du marché à un instant donné. Il n'est en outre disponible pour des raisons statistiques qu'à l'échelle nationale, ce qui empêche des comparaisons régionales.

L'alternative la plus pertinente est celle fournie par l'association Clameur<sup>102</sup> qui produit un indice de loyers à la relocation à partir d'une remontée des références de loyers de la part des professionnels de l'immobilier adhérents à l'association. La méthodologie de construction de

---

<sup>100</sup> Série « Crédits nouveaux à l'habitat des ménages, taux d'intérêt annuel », [http://webstat.banque-france.fr/fr/quickview.do?SERIES\\_KEY=280.MIR1.M.FR.B.A22.A.R.A.2250U6.EUR.N](http://webstat.banque-france.fr/fr/quickview.do?SERIES_KEY=280.MIR1.M.FR.B.A22.A.R.A.2250U6.EUR.N) (consulté en décembre 2019).

<sup>101</sup> Il s'agit d'une moyenne pondérée entre l'inflation et l'indice des coûts de la construction

<sup>102</sup> Acronyme de « Connaître les Loyers et Analyser les Marchés sur les Espaces Urbains et Ruraux » <http://www.Clameur.fr/>

l'indice n'est pas précisée, mais l'organisme précise bien que les indices sont construits « à structure de marché constante »<sup>103</sup>. Compte tenu du caractère massif de l'échantillonnage opéré (>12,5% des nouveaux baux aux échelles étudiées dans ce travail), l'indice peut être considéré comme une référence à laquelle confronter nos données.

Les niveaux de loyers sont, pour la période récente, issus des indices de loyers à la relocation fournis par l'association Clameur et déflatés de l'inflation. Les indices n'étant pas disponibles avant l'année 1998, la série a été complétée à partir d'une régression hédonique effectuée sur les loyers déclarés par les locataires récents du parc privé (sa construction est comme pour les prix décrite en annexe C.3).

### 3.4 Calcul des indices

#### 3.4.1 Indice de taux d'effort

L'indice de taux d'effort est calculé à partir des séries des taux d'intérêt immobiliers  $r_t$ , des durées d'emprunt  $d_t$  et des niveaux des prix  $I_p$  précédemment décrites, selon la formule suivante :

$$I_\mu = \frac{r_t}{1 - (1 + r_t)^{-d_t}} \cdot \frac{I_p}{Y_t}$$

La version individualisée de  $I_\mu$  est décrite en annexe C.4. Le revenu médian  $Y_t$  est issu des comptes nationaux annuels de l'Insee qui décrivent les évolutions du pouvoir d'achat (et donc du revenu corrigé de l'inflation)<sup>104</sup>.

#### 3.4.2 Indice de coût d'usage

L'indice de coût d'usage est calculé à partir de la formule suivante :

$$I_{uc} = uc_t \cdot I_p = (\tau r_t + (1 - \tau)r'_t + p - \pi_t + \delta) \cdot I_p$$

où  $I_p$  est l'indice des prix,  $\tau$  est le taux d'emprunt médian,  $r_t$  le taux d'intérêt du prêt,  $r'_t$  le taux d'intérêt sans risque<sup>105</sup>,  $p$  représente les taxes foncières,  $\delta$  les coûts de maintenance et de

<sup>103</sup> <http://www.Clameur.fr/Dictionnaire>.

<sup>104</sup> Série 001710792 décrivant les évolutions de pouvoir d'achat en base 2010, <https://www.insee.fr/fr/statistiques/serie/001710792> (consulté en novembre 2019).

<sup>105</sup> Comme Diaz et Luengo-Prado (2008) nous introduisons la distinction entre taux d'intérêt d'emprunt et taux d'intérêt sans risque.

dépréciation du capital, et  $\pi$  est le taux attendu d'augmentation du prix du logement. Les variables sont indexées le cas échéant par  $t$ , l'année de l'achat<sup>106</sup>.

Le taux d'intérêt sans risque est le taux d'intérêt du Livret A à l'année  $t$ . Le taux d'emprunt est fixé à 77,5%, valeur médiane observée chez les accédants récents en 2002. Cette valeur fluctue en pratique dans le temps pour les accédants, mais l'objectif de l'indice est de mesurer les évolutions du marché, et non pas les stratégies en termes d'apport des ménages. Nous considérons que  $p$  et  $\delta$  sont proportionnels au prix du logement. Le paramètre de dépréciation et maintenance  $\delta$  est fixé à 2% compte tenu de la littérature existante<sup>107</sup>. Les taxes foncières sont fixées à 0,50%, valeur médiane observée pour les accédants récents de l'année 2002. Nous appliquons ici un taux constant compte tenu de la non-disponibilité dans l'enquête Logement de cette taxe pour les années antérieures.

Comme suggéré par notre revue bibliographique, et étant donné la variabilité des prix immobiliers, nous fixons dans un premier temps l'évolution des prix  $\pi$  à zéro afin de capter les variations du coût de l'accession sans les effets de gains de capitaux. Nous testons dans un second temps des indices intégrant ces gains, cf. *supra*, confirmant de fait la sensibilité de l'indice de coût d'usage au choix de la façon de mesurer  $\pi$  (*ex post* ou *ex ante*).

De plus, dans cette écriture nous avons fait le choix de ne pas imposer les revenus issus des intérêts de l'actif sans risque. En effet, le Livret A qui a été choisi pour représenter le placement alternatif implique des intérêts inférieurs à ceux du marché, mais l'absence d'imposition sur ceux-ci. En pratique nous avons calculé qu'environ 60% des accédants récents fournissent un apport dépassant le plafond du livret A (le pourcentage exact varie selon les enquêtes et les plafonds mais toujours entre 30% et 50%), mais les alternatives au livret A, comme le Livret Développement Durable et Solidaire, fournissent des taux similaires.

Deux variantes de l'indice de coût d'usage sont également définies,  $I_{uc}^{\hat{\pi}}$  et  $I_{uc}^{\pi}$ , qui introduisent les gains de capitaux dans la mesure de l'indice. La valeur de  $\hat{\pi}$  est calculée sur les évolutions moyennes constatées dans les quatre années précédant l'achat, afin de calculer un coût d'usage

---

<sup>106</sup> Une modélisation alternative cohérente avec la tradition nord-américaine sur le coût d'usage, aurait pu être  $I_{uc}^{r'} = (\tau r_t + (1 - \nu_t)(1 - \tau)r_t + p - \pi_t + \delta) \cdot I_p$  utilisant la valeur du taux d'emprunt moyen pour définir le taux sans risque. Il faut alors définir un taux d'imposition marginal  $\nu_t$ . Une autre option pour le taux peut être d'utiliser les obligations assimilables du Trésor à 10 ans.

<sup>107</sup> Ce taux constitue un compromis entre les choix observés dans les cas américain et français (2,5% pour la dépréciation et maintenance chez Harding *et al.* (2003) et Himmelberg *et al.* (2005), 1,5%, pour la dépréciation du bâti uniquement, chez Verbrugge (2008), contre 0,6% pour la dépréciation du bâti chez Timbeau (2013)). Compte tenu de la hausse des prix une estimation plancher semble plus pertinente car la valeur de la maintenance est dans l'équation proportionnelle au prix.

potentiellement anticipé par l'accédant. Dans la même idée  $\pi$  mesure les évolutions de prix telles qu'elles se sont produites dans les quatre années suivant l'achat, afin d'approximer le coût tel qu'il s'est réellement matérialisé. Calculer les évolutions de prix sur une période plus allongée que la simple annuité nous permet de lisser les fluctuations de prix qui peuvent être très fortes, et convenir à une mesure du coût d'usage cohérente avec les horizons temporels des accédants. Ne pas considérer l'évolution sur une période de 1 an, contrairement à Verbrugge (2008) qui dispose de données plus précises, nous permet d'éviter des fluctuations trop marquées et de modérer au maximum le bruit statistique sur les années antérieures à 1996 pour lesquelles l'indice de prix est basé sur notre régression hédonique.

### 3.4.3 Rentabilité ex post de l'accession

La rentabilité définie en section 2.3 peut être calculée de manière *ex post* pour des durées faibles. Nous fixons  $t = 5$  ans de manière à calculer la rentabilité de la propriété sur un temps relativement court. Les données sur les taux d'intérêt sans risque, l'inflation et l'augmentation des prix étant disponibles jusqu'en 2017, il est possible de couvrir jusqu'aux propriétaires ayant acquis leur logement en 2012.

Les taux d'intérêt sans risque et l'inflation étant soumis à des fluctuations au cours du temps, nous recalculons les indices  $i$  et  $r'$  afin d'obtenir des indices lissés sur la période :  $i = (\prod_{s=1}^{s+5} (1 + i_s))^{1/5} - 1$  et  $r' = (\prod_{s=1}^{s+5} (1 + r'_s))^{1/5} - 1$ , où  $i_s$  et  $r'_s$  sont l'inflation et le taux sans risque de l'année  $s$ .

Nous fixons le rendement locatif  $\rho$  comme le rapport entre l'indice des loyers et l'indice des prix, mis à l'échelle à l'aide du niveau moyen des rendements locatifs constatés sur l'ensemble des logements nouvellement loués ou achetés sur l'enquête 2013<sup>108</sup>. Les coûts de transaction  $f$  sont fixés à 7%.  $\pi_t$  est le rapport des indices de prix ( $I_{p,t}/I_{p,0}$ ). Les autres paramètres  $\tau, r, d, \delta, p$  sont les mêmes que ceux utilisés pour le coût d'usage.

Les deux sources de variabilité non prises en compte par les calculs sont les variations géographiques des évolutions des prix et des loyers (et donc du rendement locatif). Calculer de manière individualisée ces deux paramètres nécessiterait des données de localisation et

---

<sup>108</sup> Le calcul a consisté à imputer les prix correspondants aux logements récemment loués et les loyers correspondants aux logements récemment acquis en utilisant les équations fournies par les régressions hédoniques sur les loyers et les prix ayant produit les indices utilisés dans ce travail (voir annexe C.3). Nous avons ensuite calculé le rendement locatif comme le ratio du loyer imputé sur le prix imputé, et obtenu une moyenne pour l'ensemble des accédants et locataires récents de chaque enquête. Nous trouvons un rendement de 5,06% sur la France métropolitaine pour l'enquête 2013.

d'évolution de prix et de loyers beaucoup plus fines géographiquement afin de construire des indices *ad hoc*.

## 4 Résultats

### 4.1 Évolutions du coût du logement depuis 1973

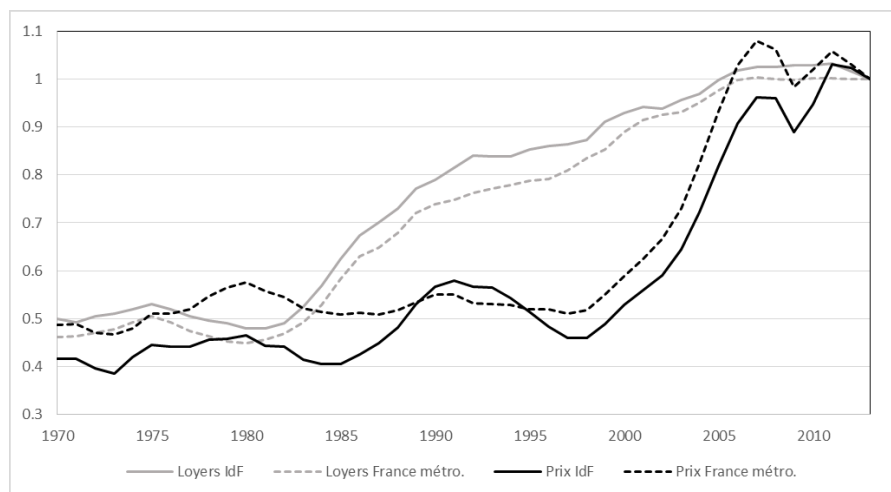
Les trois indicateurs de coût de l'accession sont tous influencés par l'indice de prix, les taux d'intérêt et les durées d'emprunt. Nous décrivons dans un premier temps les évolutions de ces trois paramètres majeurs, ainsi que les indices de loyers.

#### 4.1.1 Contexte : indices de prix et conditions de financement

Les prix du logement ont fortement augmenté en France depuis la fin des années 1990, et ce particulièrement en région parisienne (Figure 3.1). On retrouve la bulle immobilière qu'a connue la région parisienne durant la première moitié des années 1990.

Dans le même temps, l'indice de « prix des loyers » du secteur locatif privé augmente également fortement et de manière continue depuis 1980 en termes réels. Ainsi l'indice des loyers franciliens progresse de 27% entre 1990 et 2013. Les deux indices – France et Île-de-France – progressent à un rythme comparable (les différences de niveaux n'étant pas ici retranscrites).

Figure 3.1 - Indices de prix et des loyers en France métro. et en Île-de-France



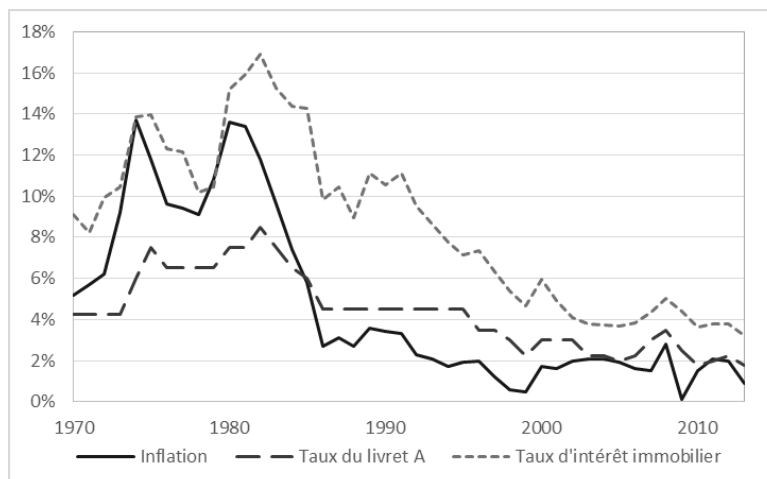
Base 1=2013

Source : Indices Insee-Notaires, Indices Clameur (corrigés de l'inflation) et enquêtes Logement 1973-2013, Insee ; calculs et réalisation de l'auteur

Les taux d'intérêt immobiliers nominaux ont quant à eux fortement baissé, et ce de façon continue depuis la fin des périodes de forte inflation au milieu des années 1980 (Figure 3.2). À inflation presque comparable, ils décroissent de 11,1% en 1991 à 3,8% vingt ans plus tard en 2011.



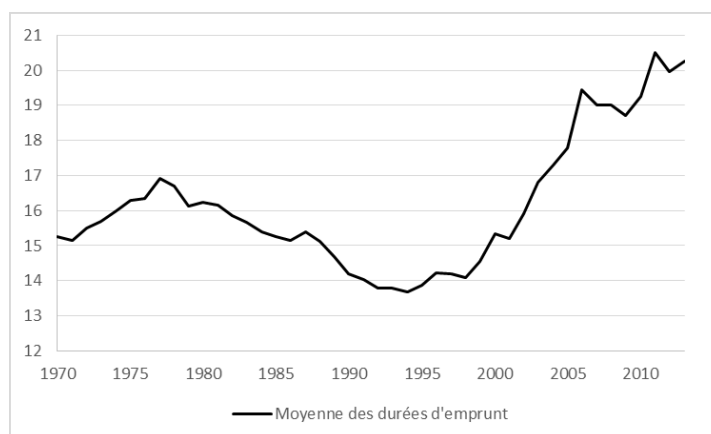
Figure 3.2 - Taux d'intérêt et inflation



Source : Banque de France et Wilhelm (2005) ; réalisation de l'auteur

La baisse des taux d'intérêt a permis de solvabiliser les ménages accédants en jouant à la fois sur les niveaux de mensualités, et surtout sur les durées d'emprunt. Celles-ci augmentent de manière historique à partir de la fin des années 1990, jusqu'à atteindre une moyenne de 20,5 années en 2011 (Figure 3.3). Les durées d'emprunt sont fortement liées aux niveaux des taux d'intérêt car c'est seulement lorsque les taux sont bas qu'il devient possible d'emprunter sur une longue période. Logiquement les durées d'emprunt ont donc augmenté fortement sur la période récente pour faire face à la hausse des prix et profiter de la baisse des taux d'intérêt, les banques autorisant au fur et à mesure des prêts de plus en plus longs.

Figure 3.3 - Durées d'emprunt des accédants à la propriété, France métropolitaine



Note : Données recalculées par pondération des différents prêts et corrigées pour les années d'enquête de l'enquête Logement<sup>109</sup>, avec imputations sur les années 1974, 1978, 1997, 2007 et 2008.

Champ : accédants récents à la propriété

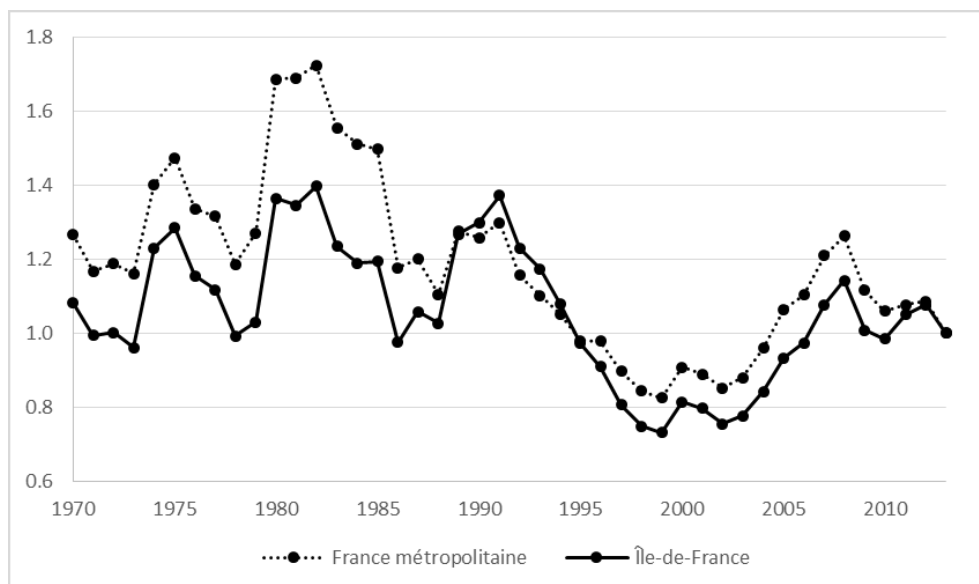
Source : enquêtes Logement 1973-2013, Insee ; calculs et réalisation de l'auteur.

<sup>109</sup> Nous avons recréé une durée synthétique d'emprunt pour chaque ménage accédant, en pondérant les différentes durées d'emprunt par le poids financier de chaque prêt en cas de prêts multiples. Les

#### 4.1.2 Indice de taux d'effort

En Île-de-France et en France métropolitaine, l'indice de taux d'effort  $I_\mu$  évolue à la hausse entre 2000 et 2008 après avoir fortement baissé entre 1991 et 1999 (Figure 3.4). Il est relativement stable pour les ménages accédants de l'enquête Logement 2013 (2009-2013). Sur la longue période l'indice de taux d'effort fluctue mais baisse légèrement. Cette baisse est portée en partie par la hausse du pouvoir d'achat (+42% entre 1970 et 2013).

Figure 3.4 – Indices de taux d'effort des propriétaires récents (en € 2013).



Base 1=2013.

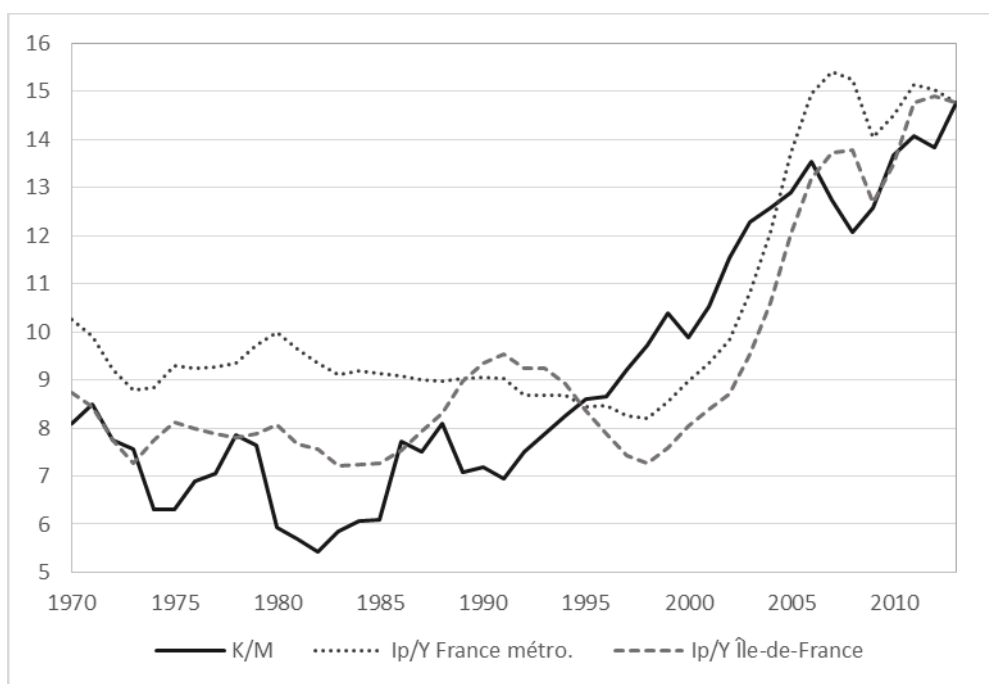
Source : enquêtes Logement 1973-2013, Insee ; calculs et réalisation de l'auteur

Comme vu précédemment (2.1.2), il est possible de décomposer notre indicateur en séparant le capital empruntable à mensualité donnée ( $K/M$ ) du niveau des prix ramené au revenu des ménages ( $I_p/Y$ ). Le capital empruntable représente en moyenne 15 années de remboursement en 2013, contre 9 en 1996 et environ 7 sur le long terme (Figure 3.5). En comparaison, les prix à l'achat des nouveaux propriétaires augmentent bien plus fortement durant les années 2000. On observe donc bien le rôle solvabilisateur de l'amélioration des conditions de financement, qui a permis de modérer l'effet de la hausse du *price-to-income ratio* à partir des années 2000 en augmentant le capital empruntable.

---

différences sont cependant très faibles par rapport à la prise en compte uniquement du prêt principal. De plus une correction est appliquée pour les années de passation de l'enquête Logement car les enquêtés déclarant un achat l'effectuent en majorité en début d'année, c'est-à-dire au moment de l'enquête. Les durées d'emprunt étant calculées comme la différence entre la date d'emprunt et l'année d'échéance du prêt, les durées sont légèrement biaisées.

Figure 3.5 - Capital empruntable à annuité donnée ( $K/M$ ) et indice des prix d'achat ramené aux revenus ( $I_p/Y$ ).



Lecture : L'indice de taux d'effort est le ratio des deux composantes ( $MI_p/KY$ ). Ainsi lorsque les courbes se croisent en 1995, 2004 et 2013 pour la France métro., l'indice de taux d'effort présente la même valeur (ici fixée à 1 car  $I_p/Y$  est par convention à égalité avec  $K/M$  en 2013). La valeur de la courbe  $K/M$  indique par ailleurs le capital empruntable en années de remboursement.

Source : enquêtes Logement 1973-2013, Insee ; calculs et réalisation de l'auteur

Afin de confirmer la robustesse de nos résultats, nous comparons notre indice de taux d'effort aux indicateurs de solvabilité établis par Arnold et Boussard (2017) et Lalliard (2017), ainsi que l'indicateur du CSA-Crédit Logement (Figure C.8). Notre indice de taux d'effort présente des évolutions comparables aux deux premiers indicateurs. L'indicateur du CSA-Crédit Logement présente quant à lui des variations bien plus faibles, qu'il n'a pas été possible d'expliquer.

#### 4.1.3 Indices de coût d'usage

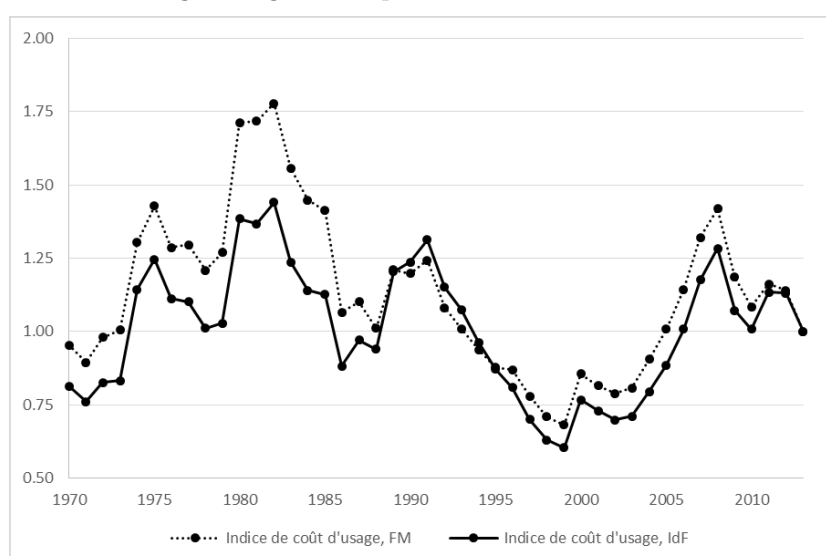
##### Coût d'usage sans gain de capital

Le coût d'usage sans prise en compte des gains de capital présente un profil similaire à celui de l'indice de taux d'effort (Figure 3.6). Si le coût d'usage atteint un minimum historique en 1999, il remonte ensuite plus fortement que pour l'indice de taux d'effort, l'effet de la croissance du revenu n'étant pris en compte. Dans le cas francilien, après avoir été divisé par deux (-54%) entre 1991 et 1999, il double entre 1999 et 2008 (+112%) pour retrouver un niveau similaire à 1991. Le même phénomène s'observe en France métropolitaine, avec des variations de -45% et de +108% sur les mêmes intervalles de temps. Dans le cas francilien comme français, cette hausse des années 2000 est comparable à celle de l'indice des prix car la composante « taux d'intérêt » ( $uc$ ) de l'indice de coût d'usage est relativement stable sur cette période (+8%). La baisse modérée de cette dernière à partir de 2008 (-19%) permet à l'indice de coût d'usage de décroître

légèrement tandis que l'indice des prix reste élevé. La forte baisse du coût d'usage entre 1991 et 1999 résulte quant à elle de la conjonction d'une période de prix stables (voire en baisse en Île-de-France) et d'une période de forte baisse de la composante *uc*, qui décroît de 45%.

De manière générale, l'indice de coût d'usage connaît des variations similaires aux deux échelles, nationale et francilienne, avec une plus forte fluctuation au niveau national au début des années 1980. Cette différence s'explique avant tout par la hausse plus élevée des prix franciliens depuis les années 1980 : la hausse de la fin des années 1980 compense la baisse forte des taux d'intérêt sur la période (fin de la forte inflation) et ralentit donc la baisse du coût d'usage, ce qui n'a pas lieu dans le cas national.

Figure 3.6 – Indice de coût d'usage sans gain de capital ( $\pi = 0$ )



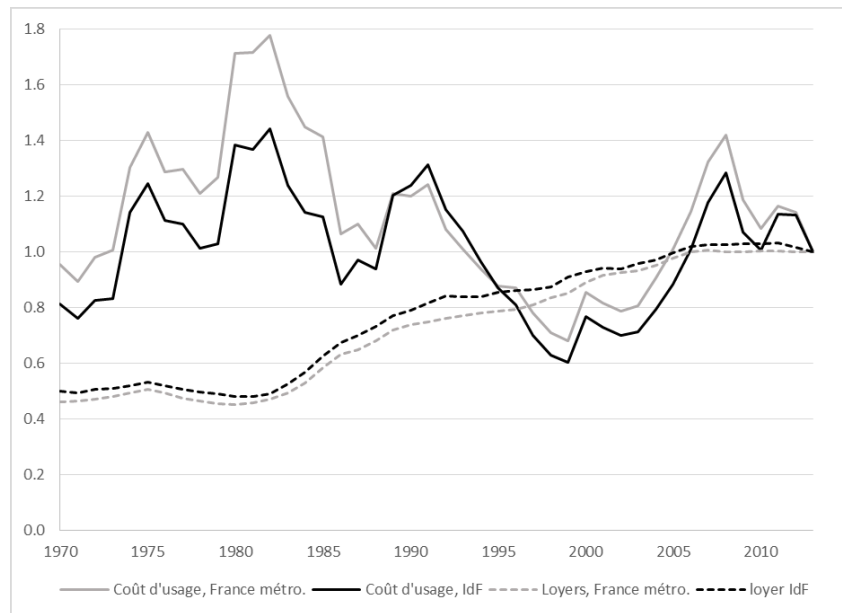
Base 2013=1, indice calculé en termes réels (€ 2013).

Champ : accédants récents

Source : enquêtes Logement 1973-2013, Insee ; calculs et réalisation de l'auteur

Contrairement à l'indice de taux d'effort, l'indice de coût d'usage peut être comparé à celui des loyers, permettant d'étudier les évolutions relatives du coût de chaque statut d'occupation. Nous ne sommes pas en mesure avec les données dont nous disposons de calculer si, dans l'absolu, l'accession à la propriété est plus coûteuse que la location, mais nous nous intéressons plutôt à la dynamique historique de chacun des deux indices par rapport à la situation de 2013, choisie comme référence (Figure 3.7). Alors que l'accession à la propriété s'est fortement renchérie surtout à partir de 1999, l'indice des loyers augmente constamment depuis 1970, à un rythme relativement stable depuis la fin des années 1980. Au regard de la situation en 2013, la propriété occupante s'est avérée moins coûteuse entre 1997 et 2005 en Île-de-France (et entre 1996 et 2006 en France). En période de taux d'intérêt élevés, c'est-à-dire avant 1991, elle s'est avérée au contraire bien plus coûteuse que la location au regard des conditions de 2013.

Figure 3.7 – Comparaison des indices de prix entre statuts d'occupation.



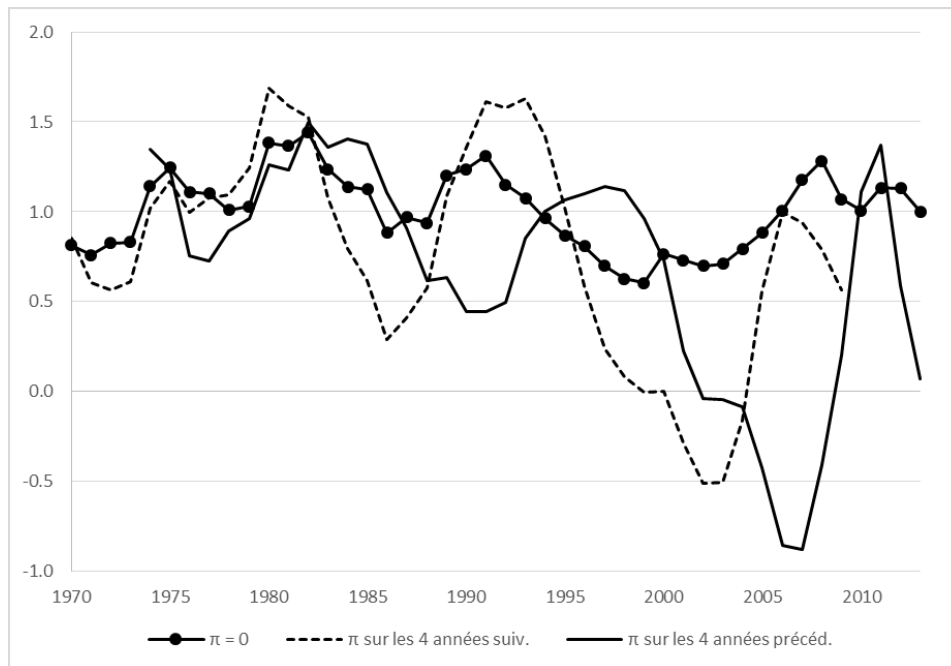
Base 2013=1.

Source : enquêtes Logement 1973-2013, Insee ; calculs et réalisation de l'auteur

### Coût d'usage avec gain de capital

L'intégration des gains de capitaux permet d'arriver à une définition du coût d'usage plus proche de la définition économique. Malgré l'utilisation d'un lissage des évolutions observées à + et - 4 ans, l'intégration de l'anticipation sur les prix  $\pi$  entraîne une volatilité conséquente des coûts d'usage, reflet de celle des prix (Figure 3.8 pour l'Île-de-France, Figure C.9 pour la France). Si l'on s'intéresse aux évolutions de l'indice francilien de coût d'usage avec les prix réellement observés par la suite ( $I_{uc}^{\pi}$ ), on remarque qu'il descend fortement avec la hausse à venir des prix au point d'être négatif entre 2000 et 2004 : les propriétaires accédants sont alors virtuellement payés pour occuper leur logement. Il remonte ensuite tout aussi fortement lors de la stabilisation des prix pour atteindre en 2007 son plus haut niveau depuis 1995, avant de redescendre à nouveau. Le coût d'usage « anticipé » ( $I_{uc}^{\hat{\pi}}$ ) francilien présente un profil similaire, avec des fluctuations plus fortes. Il devient fortement négatif entre 2005 et 2009 avant de remonter également. Les mêmes phénomènes s'observent dans le cas français, pour lequel l'impact des gains de capitaux s'observe surtout à partir de la fin des années 1990.

Figure 3.8 – Indices de coûts d’usage avec intégration des gains de capital (Île-de-France)



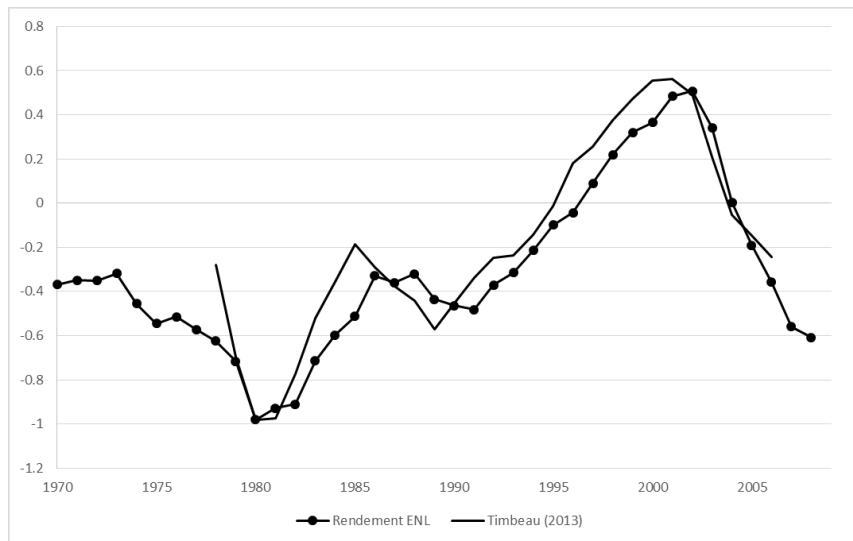
Source : enquêtes Logement 1973-2013, Insee ; calculs et réalisation de l’auteur

Globalement, en période de prix élevés et de taux bas, les coûts d’usage avec anticipation sont particulièrement volatiles, la moindre fluctuation sur les prix les impactant fortement. Pris en tant qu’indicateur de prix, le coût d’usage ne devrait pas intégrer les gains de capitaux (Diaz et Luengo-Prado, 2008) ; nos résultats semblent le confirmer.

#### 4.1.4 La rentabilité ex post confirme le coût d’usage

Nous comparons notre calcul de la rentabilité brute ( $\Delta W$ ) avec celui de Timbeau (2013) dans le cas de la France métropolitaine. Timbeau arrivait à la conclusion que les propriétaires accédants ont fait une opération financière rentable en revendant leur bien 5 ans après l’achat entre 1996 et 2004. Nos calculs, effectués sur des séries temporelles plus précises, et ajustés à ceux de Timbeau, produisent des résultats très proches (Figure 3.9). Les courbes obtenues sont également très proches (en inversé) de celles du coût d’usage avec gains de capitaux calculés *ex post* pour la France métropolitaine, confirmant la proximité des deux méthodes.

Figure 3.9 – Capital comparé des propriétaires et locataires après 5 ans (France métropolitaine)



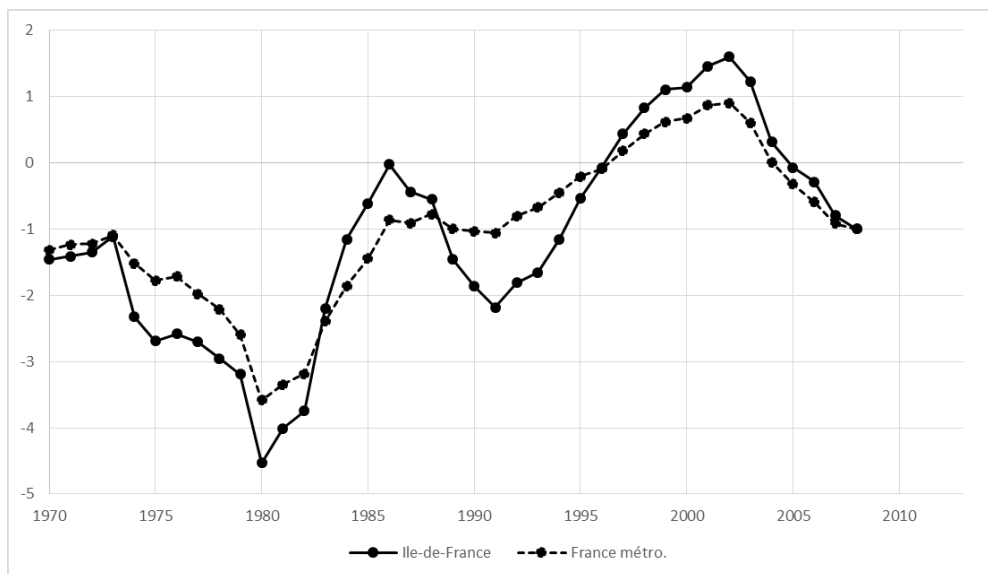
Note : Nous égalisons notre courbe avec celle de Timbeau, fixée arbitrairement à -1 pour l'année 1980.

Source : Timbeau (2013) et enquêtes Logement 1973-2013, Insee ; calculs sur les enquêtes Logement et réalisation de l'auteur

L'indice  $I_{\omega_5}$  de rentabilité à 5 ans de l'accession par rapport à la location confirme les observations précédentes pour les décennies les plus récentes. Les niveaux particulièrement bas de notre indice pour la période 1978-1983 peuvent être expliqués par une période de prix stables, de taux d'intérêt élevés et de loyers faibles, ce qui rendait alors la propriété très peu rentable sur le court terme.<sup>110</sup>

---

<sup>110</sup> De plus notre méthode de calcul *ad hoc* des rendements locatifs basée sur une calibration à 2013 et un calcul à partir des indices de loyers et prix réduit la fiabilité des calculs sur les années anciennes.

Figure 3.10 - Indice  $I_{\omega_5}$  de rentabilité de l'accession à 5 ans par rapport à la location

Lecture : 2009=-1. Lorsque l'indice dépasse 0, la propriété devient plus rentable que la location à un horizon de 5 ans, les frais de transaction étant déjà amortis.

Source : enquêtes Logement 1973-2013, Insee ; calculs et réalisation de l'auteur

#### 4.1.5 Le coût d'usage comme dépense implicite

Sur les trois valeurs étudiées précédemment, le coût d'usage et la rentabilité peuvent être abordés sous l'angle de leurs équivalents en *dépenses implicites*. Ces valeurs peuvent être individualisées pour calculer une dépense implicite (et donc un « prix ») propre à chaque ménage. Nous calculons ce prix individualisé dans le cas du coût d'usage.

Les paramètres propres à chaque ménage, et donc susceptibles de peser sur la variance, sont le taux d'emprunt ( $\tau_i$ ) et le taux d'intérêt d'emprunt ( $r_i$ )<sup>m</sup>. Nous calculons les coûts d'usage sur la période restreinte 1989-2013 afin de disposer des taux d'intérêt déclarés par les ménages.

Sur la période 1989-2013, on constate quelques écarts entre l'indice de coût d'usage et la médiane du coût d'usage individualisé (Figure 3.11). Dans la période de fort taux d'intérêt d'avant 1995, la médiane des coûts d'usage individuels est située à un niveau inférieur à l'indice. L'explication tient en grande partie au fait que les taux d'intérêt réellement souscrits par les ménages enquêtés sont plus bas que les taux d'intérêt immobiliers officiels retenus dans notre étude : alors que les taux institutionnels culminent à 11% en 1991, ceux calculés pour les ménages de l'enquête Logement ne dépassent jamais 9% (Figure C.4 en annexe C.4.3), du fait de la forte part des prêts aidés au cours des années 1980 et du début des années 1990. En effet la réforme de 1977 introduit

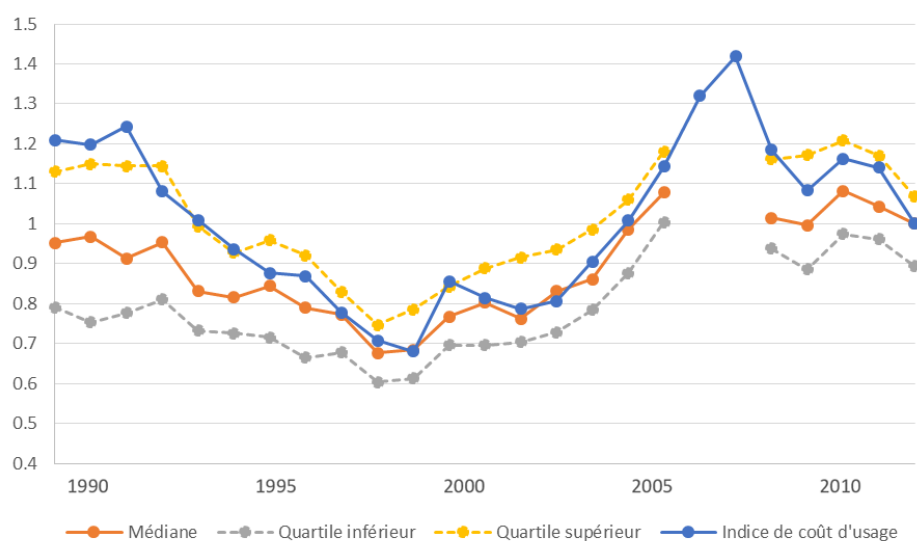
<sup>m</sup> En théorie nous pourrions ajouter de manière individualisée le taux d'imposition ( $v_i$ ) et les taxes ( $p_i$ ) qui varient fortement entre les individus mais nous nous concentrons sur les deux paramètres les plus importants et calculables sans hypothèses fortes avec les données de l'enquête Logement.



les Prêts aidés à l'accèsion à la propriété (PAP) et les Prêts conventionnés (PC) qui permettent de réduire les taux d'intérêt pour de très nombreux accédants (Arnold et Boussard, 2017).

En 2013, il y avait plus de 17% d'écart entre le coût d'usage consenti par le premier et le quatrième quartile des accédants récents, principalement dû aux différences de taux d'intérêt. À titre de comparaison, la médiane du coût d'usage individualisé varie de 40% du coût d'usage médian 2013 (0,68 à 1,08) entre 1998 et 2006 : l'intervalle interquartile, captant la variabilité interne à la population à année donnée, apparaît ainsi élevé au regard des fluctuations observées du coût d'usage.

Figure 3.11 – Distribution des coûts d'usage sans gain de capital (France métropolitaine)



Source : enquêtes Logement 1992-2013, Insee ; calculs et réalisation de l'auteur

On remarque que le taux d'apport a une influence plus importante sur la variabilité individuelle que les taux d'intérêt (Tableau 3.4). Cette variabilité est due en partie aux taux d'intérêt assez faibles de l'actif sans risque (ici le livret A), qui induisent une forte sensibilité aux taux d'apport. Cependant la variabilité engendrée par les taux d'intérêt demeure importante : à niveau d'apport constant, prendre en compte le taux d'intérêt réellement contracté par le ménage pour son prêt immobilier introduit un coefficient de variation intra-annuel moyen de 12,8%. *In fine*, alors que le coefficient de variation inter-annuel de l'indice de coût d'usage est de 17,9% sur la période 1989-2013, le coefficient de variation moyen intra-annuel lorsque l'on prend en compte le caractère individuel des taux d'intérêt et des taux d'apport est plus élevé : 21,5%. Il y a donc autant de variabilité de l'indice au cours du temps qu'au sein des acquéreurs d'une année donnée, pourtant soumis à des conditions de financement *a priori* stables.

Tableau 3.4 – Influence de l'individualisation des paramètres sur la variabilité intra-annuelle des coûts d'usage

	Coefficient de variation intra-annuel moyen (1989-2013)
$I_{uc}$	0
$uc_i \cdot I_p$ avec $\tau_i$	18,5 %
$uc_i \cdot I_p$ avec $r_i$	12,8 %
$uc_i \cdot I_p$	21,5 %

Champ : accédants récents à la propriété, France métropolitaine

Source : enquêtes Logement 1973-2013, Insee ; calculs de l'auteur

## 4.2 Dépenses de logement

Après avoir analysé les évolutions des coûts du logement, nous en considérons maintenant l'impact sur les ménages à travers leurs dépenses. Il s'agit des dépenses directes de logement, « out-of-pocket », qui traduisent une charge effective et mesurable sur le budget des ménages. Contrairement à la partie précédente, dans laquelle les coûts mesurés cherchaient à refléter les conditions de marché qui s'appliquent à tous les ménages, le travail ci-dessous introduit les aides au logement dans le calcul des dépenses. En nous situant au plus près du vécu des ménages, ce choix méthodologique considère les dépenses comme le résultat conjoint des conditions de marché et de la politique du logement, dont les interactions ont déjà été mises en avant (Fack, 2005), ainsi que d'un troisième élément : les choix des ménages face à l'offre de logement.

Au sein du secteur locatif, nous distinguons la location dans le parc privé, avec loyers fixés librement (locatif privé), et la location auprès de bailleurs sociaux proposant des loyers plafonnés en fonction du type de bien (locatif social)<sup>112</sup>.

### 4.2.1 Des dépenses nettes en progression constante, et plus élevées en Île-de-France

Les dépenses nettes (réelles) sont en progression constante depuis plusieurs décennies (Tableau 3.5). De manière générale, les dépenses de logement ont progressé plus vite que le revenu moyen pour quasiment tous les statuts d'occupation. Si l'on s'intéresse aux ménages mobiles, ce sont les locataires du parc privé qui connaissent la plus forte hausse (+76 % en Île-de-France et +85 % hors Île-de-France). En valeur absolue, ce sont néanmoins toujours les accédants récents qui dépensent le plus. En 2013, les accédants récents franciliens dépensent 1080 € par mois en

<sup>112</sup> Un troisième type de bail regroupe les logements soumis à la loi de 1948. Nous n'incluons pas ces logements et les ménages qui y vivent dans notre analyse compte tenu de leur importance mineure et dégressive dans le parc locatif (de 16 % en 1973 à 1 % en 2013) et de leur spécificité juridique. Voir l'annexe C.5.1 pour des précisions sur ce point ainsi que la construction des statuts simplifiés à partir de l'enquête Logement.

moyenne une fois les aides au logement prises en compte. Ils connaissent également la plus forte augmentation en valeur absolue (+10 € par an).

Tableau 3.5 - Évolution des dépenses moyennes mensuelles de logement entre 1973 et 2013

	Accédants récents	Locataires du privé récents	Locataires du social récents	Accédants	Locataires du privé	Locataires du social	Revenu moyen
<b>Île-de-France</b>							
1973	790	440	220	560	390	210	3 240
2013	1 210	780	330	1 080	750	350	4 120
Δ (en %)	+54%	+76%	+50%	+93%	+94%	+66%	+27%
Δ (en €/an)	+10€	+9€	+4€	+14€	+10€	+5€	
<b>Hors Île-de-France</b>							
1973	490	250	170	320	210	160	2 270
2013	870	460	210	760	450	240	3 080
Δ (en %)	+77%	+85%	+27%	+134%	+118%	+50%	+35%
Δ (en €/an)	+8€	+6€	+2€	+11€	+7€	+3€	

Lecture : Montants exprimés en euros 2013. L'évolution annualisée représente la hausse annuelle moyenne constatée entre 1973 et 2013. Compte tenu de la taille des intervalles de confiance (de l'ordre de dix euros pour celui à 95%), les valeurs ont été arrondies à la dizaine.

Source : enquêtes Logement 1973-2013, Insee, Variable CFN ; calculs et réalisation de l'auteur

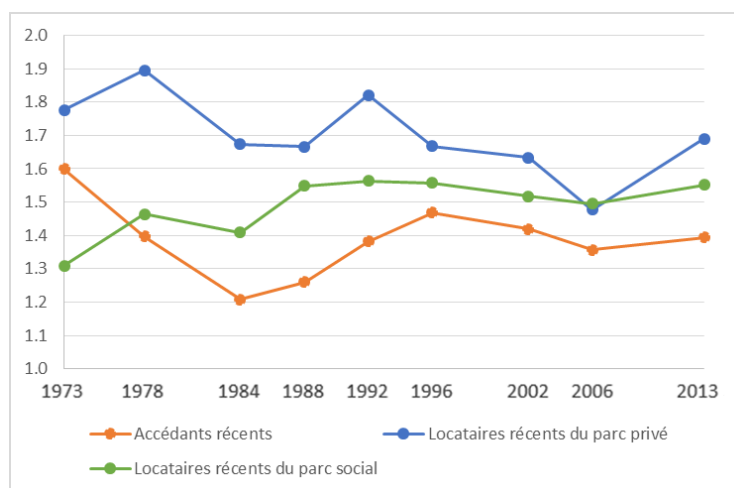
Si l'on s'intéresse aux courbes (Figure C.10), on remarque que les locataires ont vu leurs dépenses augmenter de manière relativement linéaire avec une plus forte augmentation entre 1984 et 1992. Les accédants à la propriété connaissent eux une progression légèrement plus volatile de leurs dépenses. Comme nous l'avons vu dans la partie 4.1, les évolutions observées des dépenses des accédants, et particulièrement des accédants récents, sont à corréliser avec les évolutions des conditions d'achat. Ainsi le pic observé pour l'année 1992 en Île-de-France est contemporain à la bulle des années 1990 enregistrée dans l'agglomération. De même entre 2002 et 2006, on remarque comme Briant et Rougerie (2008) une forte hausse des dépenses des accédants récents, portée par la hausse des prix.

Les dépenses augmentent plus fortement pour l'ensemble de la population que pour les ménages mobiles uniquement, quel que soit le statut d'occupation considéré. Pour les locataires l'écart entre les ménages mobiles et le reste des ménages demeure faible lorsque l'on s'intéresse aux évolutions annualisées. Ce phénomène semble donc plus spécifique aux accédants. Ce sont ainsi l'ensemble des accédants à la propriété hors Île-de-France qui ont vu leurs dépenses le plus augmenter : elles ont crû de 134% entre 1973 et 2013 tandis que le revenu moyen augmentait lui de 35%. Cette augmentation plus forte des dépenses pour l'ensemble des accédants que pour les accédants mobiles semble due à un effet de rattrapage du stock sur le flux : par rapport à l'ensemble des accédants, les dépenses des ménages mobiles sont en 1973 plus fortes de 40% en Île-de-France. En 1996 l'écart est fortement réduit (8%), notamment suite à la forte hausse des taux d'effort constatée lors de l'enquête 1992, avant d'augmenter à nouveau légèrement (12% en 2013).

Les Franciliens dépensent traditionnellement plus pour leur logement que le reste des Français métropolitains (Figure 3.12). Ceci est encore plus marqué dans le secteur locatif privé, les locataires récents franciliens dépensant entre 1978 et 1992 en moyenne entre 60 et 90 % de plus qu'en province. Ce rapport décroît à partir des années 1990 pour atteindre son point bas de 48 % en 2006. Les deux pics les plus récents, en 1992 et 2013, sont dus à une augmentation brutale des loyers des locataires récents en région parisienne. Ainsi en 1992 le loyer moyen pour les locataires récents du parc privé est de 711 € contre 670 € en 1996. En 2013 il est de 777 € contre 660 € en 2006. Dans ce dernier cas on remarquera que cette augmentation est cohérente avec les données fournies par Clameur qui notent une augmentation continue des loyers de marché depuis 1998 en Île-de-France. C'est plutôt la faiblesse des augmentations entre 2002 et 2006 qui peut sembler surprenante.

Les accédants à la propriété dépensent également en moyenne plus en Île-de-France que dans le reste du pays. Le rapport entre les dépenses moyennes fluctue au fil des ans : après avoir connu une descente de 40 points depuis 1973, le point bas du ratio est atteint en 1984 avec +21 % pour les dépenses moyennes des accédants franciliens par rapport à leurs homologues du reste de la France. Le rapport entre franciliens et non franciliens remonte ensuite pour atteindre un point haut en 1996 avec +47 %; avant de redescendre à nouveau lentement autour de +40 %.

Figure 3.12 - Rapport des dépenses nettes entre IdF et Hors IdF



Champ : ménages mobiles

Source : enquêtes Logement 1973-2013, Insee ; calculs et réalisation de l'auteur

Au final, le rapport des dépenses entre l'Île-de-France et le reste de la France métropolitaine demeure en dépit d'une certaine volatilité relativement stable sur le long terme. Il est cependant possible que les Franciliens consomment de moins en moins pour maintenir leurs dépenses à un niveau raisonnable. Nous étudierons cette question dans le chapitre 4, à savoir dans quelle mesure ces différences sont dues à une baisse des consommations de logement.

#### 4.2.2 *Des taux d'effort nets plus resserrés et progressant moins rapidement*

Contrairement aux dépenses, les taux d'effort sont plus rapprochés entre les différents statuts d'occupation (Figure 3.13). La mesure des taux d'effort médian permet de réfléchir à revenu donné, et nous permet de confirmer la hausse du poids du logement dans le budget des ménages (Accardo et Bugeja, 2009). Ceci est particulièrement visible dans le cas francilien où les locataires du parc privé présentent des taux d'effort plus élevés que les accédants, alors que ces derniers ont des dépenses plus de 50% plus élevées. L'effet du revenu est donc très important, les locataires disposant de revenus bien moins élevés que les propriétaires (cf. partie 4.2.3 ci-dessous).

On remarque néanmoins les mêmes tendances à la croissance que pour les dépenses, avec un taux d'effort qui augmente quasi systématiquement pour tous les statuts d'occupation. Les accédants récents connaissent des taux d'effort médians déjà élevés en 1973 : 16,5% en Île-de-France et 14,8% dans le reste de la France. L'évolution des taux d'effort des accédants récents comprend trois phases : une première hausse entre 1973 et 1992<sup>113</sup> (jusqu'à 20,9% hors Île-de-France et 22,1% en Île-de-France), suivie d'une baisse des taux d'effort jusqu'en 2002<sup>114</sup>, puis une remontée assez marquée de 2002 à 2013. Pour ces accédants récents, le point haut du taux d'effort est atteint en 2013 avec respectivement 23,6% et 22,9% en médiane. Les locataires du parc privé connaissent une hausse continue et soutenue de leurs taux d'effort et en 2013 50% des ménages franciliens consacrent ainsi plus de 25% de leurs revenus à se loger. Les locataires du parc social connaissent également une hausse de leurs taux d'effort depuis 1978, plus mesurée mais bien réelle : le taux d'effort médian francilien passe ainsi de 7,6% en 1978 à 14,4% en 2013.

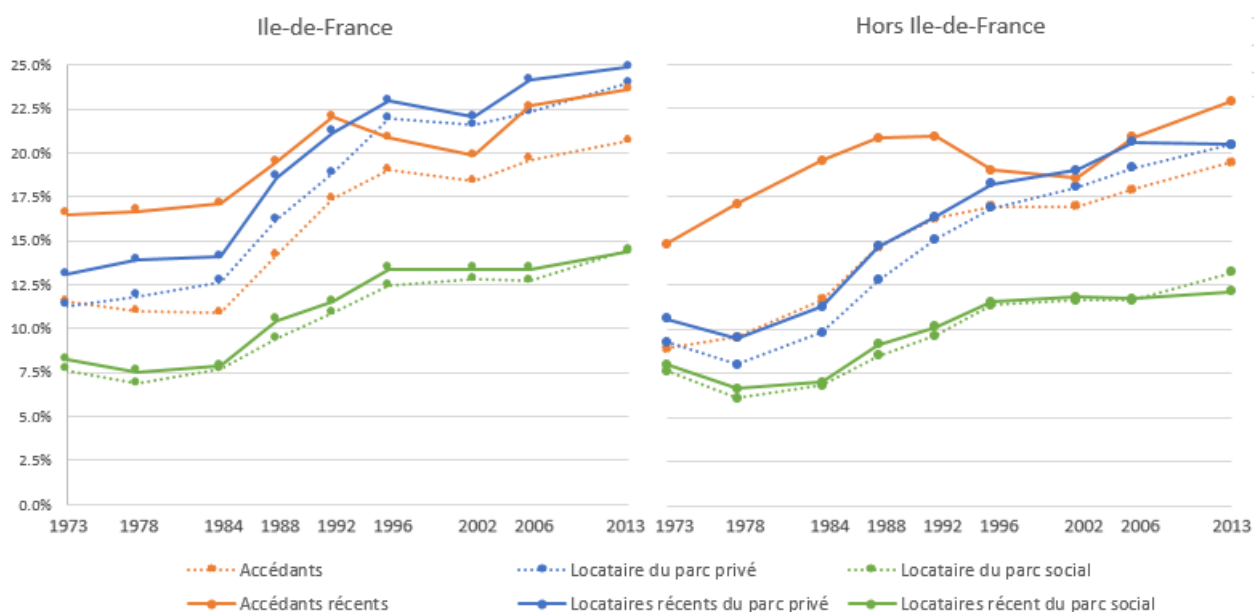
L'effet du revenu précédemment abordé est visible sur la comparaison entre l'Île-de-France et le reste de la France. On remarque que les différences entre les taux d'effort nets médians entre l'Île-de-France et le reste du pays sont bien moins importantes que celles observées sur les dépenses nettes seules. En effet, les écarts sont de l'ordre de 1 ou 2%. La relation peut même être inversée. C'est le cas de 1984, où les accédants récents franciliens ont un taux d'effort médian pour leur logement de 17,1% tandis que les accédants récents du reste du pays présentent un taux médian de 19,5%.

---

<sup>113</sup> Taffin (1987) note également une forte hausse des taux d'effort des accédants entre 1978 et 1984 à cause des taux d'intérêt élevés, et ce malgré la montée en puissance des APL et des prêts aidés suite à la réforme de 1977.

<sup>114</sup> Bosvieux (2005) observe également une baisse des taux d'effort nets sur la période 1988-2001 pour les accédants récents, portée par une forte baisse des taux d'effort bruts.

Figure 3.13 – Médianes des taux d'effort nets



Source : enquêtes Logement 1973-2013, Insee ; calculs et réalisation de l'auteur

Logiquement, la hausse des taux d'effort médian s'accompagne d'une hausse de l'ensemble de la distribution des taux d'effort (Tableau C.5). Le pourcentage de locataires récents du parc privé dont le taux d'effort net dépasse ainsi 40% augmente sans discontinuer depuis 40 ans<sup>15</sup>. Cette augmentation des ménages à taux d'effort élevé s'est accélérée entre 2006 et 2013, particulièrement en Île-de-France. La part des ménages accédants récents avec des taux d'effort supérieurs à 40% y est ainsi passé de 6,9% à 11,9%. La hausse est encore plus marquée chez les locataires récents du secteur privé, où cette part passe de 12,8% à 19,9%. Les locataires du parc social sont par contre relativement épargnés par les hauts taux d'effort nets, du fait des loyers modérés et des aides au logement.

#### 4.2.3 Analyse du rôle du revenu dans les taux d'effort

Ayant constaté le rôle important du revenu sur les taux d'effort, nous approfondissons dans cette section l'étude du lien entre revenus et dépenses de logement, et observons les évolutions des distributions des revenus au sein de chaque statut d'occupation.

<sup>15</sup> Les taux décrits dans ce tableau sont inférieurs à ceux de Accardo et Kranklader (2013) qui calculent, à partir des enquêtes Budgets de famille, qu'un ménage sur cinq parmi les accédants et les locataires du parc privé dépense plus de 40% de ses revenus dans son logement. Les auteurs intègrent en effet les charges, les dépenses en énergie et les taxes sur la résidence principale, contrairement à la définition retenue dans ce travail (voir annexe C.5)

## Face à l'enrichissement des propriétaires, une paupérisation des locataires

Le revenu moyen a globalement augmenté en France depuis 1973. Les données de l'enquête Logement nous indiquent que le revenu moyen en Île-de-France progresse de 27% entre 1973 et 2013, et de 35% hors Île-de-France.

Outre les trois types de ménages précédemment analysés, nous introduisons ici les propriétaires dégagés des crédits d'achat (DCA), qu'ils aient été mobiles ou non sur la période précédente, tandis que les logés gratuitement restent exclus de notre analyse<sup>116</sup>.

Le premier élément à remarquer est la proximité très forte, à statut d'occupation donné, entre les revenus des ménages mobiles ou non. De fait les revenus des ménages mobiles fluctuent au cours du temps autour des revenus des ménages stables (ces derniers étant plus nombreux et présentant donc des évolutions statistiquement moins fluctuantes). De manière générale, les écarts observés sont de l'ordre des intervalles de confiance des estimations de revenus (Figure C.11). Nous analyserons donc les revenus des ménages sans distinguer les ménages mobiles.

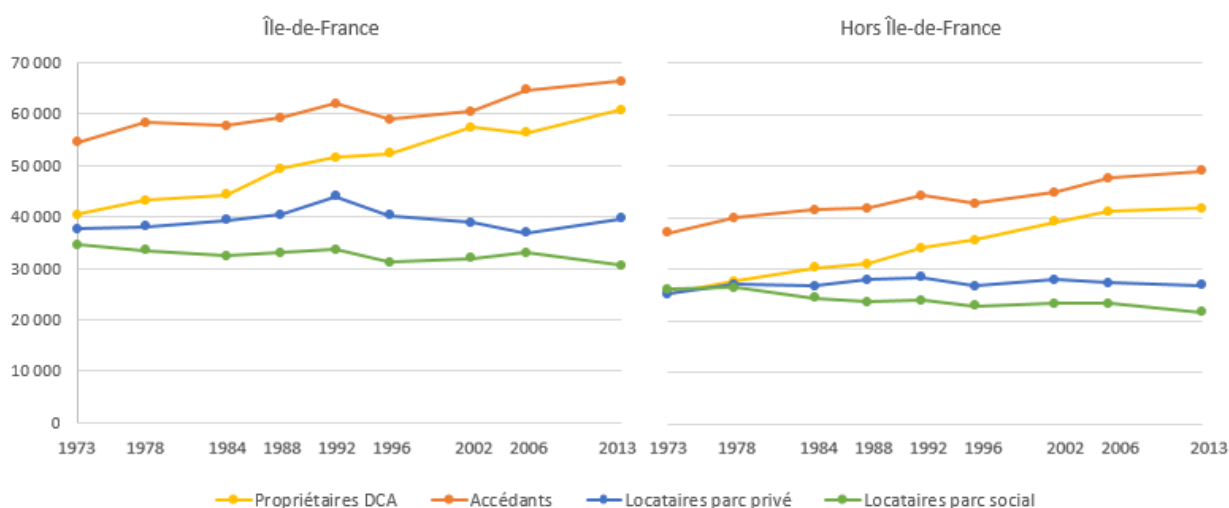
Les différences de revenus entre statuts d'occupation sont par contre évidentes (Figure 3.14). La hiérarchie est stable, avec par ordre de revenu décroissant : les propriétaires accédants, les propriétaires DCA, les locataires du parc privé, et enfin les locataires du parc social. Ceci étant, les propriétaires DCA présentent la plus forte hausse de revenus depuis 1973. Ce sont par ailleurs les seuls à bénéficier d'une hausse de revenus supérieure à la moyenne des ménages.

En bas de la hiérarchie des revenus, les locataires connaissent une stagnation, voire une diminution de leurs revenus en euros constants. Alors que les locataires du parc privé ont des revenus relativement constants depuis 1973, les locataires du parc social voient leurs revenus diminuer en termes absolus (-17% hors Île-de-France et -12% en Île-de-France). Par ailleurs, les revenus des locataires du parc privé sont également en baisse si l'on regarde la période plus récente 1992-2013 (-5% en Île-de-France, -10% hors Île-de-France).

---

<sup>116</sup> Les ménages dont la personne de référence est déclarée comme étant logée gratuitement ont fortement décliné depuis 1973, passant de 10,2% en 1973 à 2,6% en 2013. À titre d'exemple, ils ne sont plus que 181 à être enquêtés par l'enquête Logement 2013 en Île-de-France. Leurs revenus sont néanmoins très proches de ceux des ménages locataires du privé, notamment depuis les années 2000.

Figure 3.14- Revenus des ménages (en € 2013)



Source : enquêtes Logement 1973-2013, Insee ; calculs et réalisation de l'auteur

Cet enrichissement des propriétaires et cette paupérisation des locataires peuvent être également analysés au prisme de la structure des revenus (Figure C.12). La part des ménages du premier quintile de revenu progresse nettement chez les locataires du parc privé, de 18 % en 1973 à 31 % en 2013, au détriment de l'ensemble des autres quintiles de revenus, en particulier les plus élevés. Le parc social connaît le même type d'évolution, mais de manière encore plus marquée. Le premier quintile devient ainsi fortement majoritaire entre 1973 et 2013 (+27 p<sup>117</sup>) tandis que les deux derniers quintiles s'effondrent chacun de -13 p%. Le phénomène est inversé du côté des propriétaires DCA où le cinquième quintile de revenu progresse continûment (+8 p%) au détriment du premier quintile (-16 p%), la part des autres quintiles restant relativement stable. Enfin les propriétaires accédants sont globalement constitués par les ménages les plus riches, et ce de manière très stable au cours du temps. Le cinquième quintile de revenu est toujours majoritaire et évolue entre 36 % et 34 % durant ces quatre décennies. Le quatrième quintile connaît par contre une progression stable, augmentant de +5 p% entre 1973 et 2013.<sup>118</sup>

Le troisième quintile de revenu fluctue autour de 20 % pour les quatre statuts considérés, ce qui ne manque pas d'intérêt car 20 % est par construction le pourcentage de chaque quintile au sein de la population générale. La redistribution des quintiles au sein de chaque statut semble donc répondre à un jeu de répartition entre les deux premiers et les deux derniers quintiles, voire

<sup>117</sup> Pour rappel, le symbole p% est utilisé dans cette thèse en référence à une différence de points de pourcentage.

<sup>118</sup> Ce constat est renforcé par l'utilisation des revenus qui favorise les ménages familiaux à double source de revenus, surreprésentés chez les propriétaires accédants. Les analyses par les niveaux de vie (prenant en compte la taille du ménage) confirment néanmoins ces observations pour les années récentes (Accardo et Bugeja, 2009 ; Briant, 2010a).



entre le cinquième et le premier quintile. Cela est plus particulièrement vrai à partir 1988 où, depuis cette date la somme des pourcentages des deux quintiles extrêmes (premier et cinquième) est systématiquement proche de 40 % pour trois statuts. Le niveau de richesse ou de pauvreté globale du groupe des propriétaires DCA et des locataires peut donc être résumé au pourcentage de ménage riches du cinquième quintile (et donc par symétrie de ménages pauvres du premier quintile), qu'il contient.

Dans le cas de l'Île-de-France, et, en tenant compte de la distribution des revenus spécifique à l'Île-de-France, les résultats sont relativement semblables (cf. annexe C.6, Figure C.13).

#### Les dépenses augmentent fortement avec le revenu

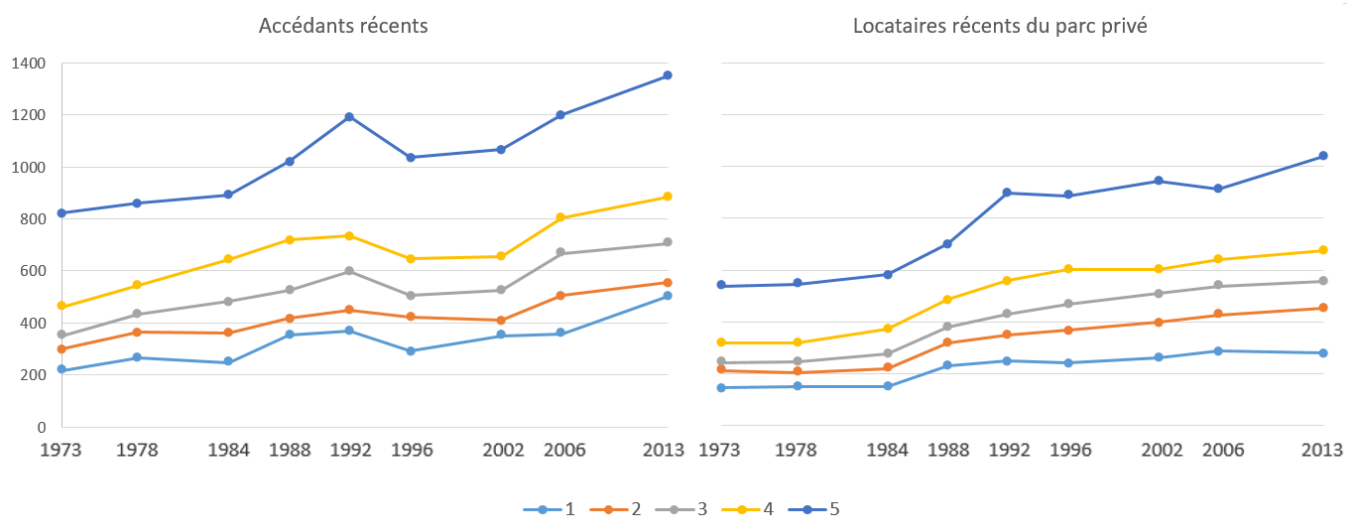
La répartition des quintiles de revenus selon les statuts d'occupation ayant été étudiée, nous nous intéressons aux dépenses consenties par les ménages en fonction de leurs niveaux de revenus. Nous nous concentrerons dans cette section sur l'échelle de la France métropolitaine car la discrétisation par quintiles empêche, par manque de points, une analyse statistique pertinente du niveau francilien. Ce dernier sera donc étudié par l'intermédiaire du modèle général (Chapitre 4).

À statut d'occupation donné, les différences de revenu ont un impact sur les dépenses de logement (Figure 3.15). Ainsi les accédants récents du cinquième quintile dépensent en moyenne trois fois plus pour leur logement que les accédants récents du premier quintile, et 2,5 fois plus que les accédants récents du deuxième quintile (dépenses nettes). Ce rapport est relativement stable au cours du temps, les ratios décrits décroissent légèrement entre 2006 et 2013, mais ceci est principalement dû à une hausse des dépenses pour les premier et deuxième quintiles.

Dans le cas des locataires récents du parc privé, les ratios de dépenses entre les différents quintiles sont comparables à ceux des propriétaires accédants, le cinquième quintile ayant des dépenses nettes sensiblement plus élevées que les quintiles précédents.

Enfin, les locataires du parc social connaissent des dépenses plus basses, quels que soient les quintiles de revenus considérés, que les deux autres statuts (Figure C.14). Pour les trois premiers quintiles, les aides au logement dont bénéficient les locataires du parc social viennent fortement atténuer leurs dépenses.

Figure 3.15 - Dépenses moyennes de logement par quintiles de revenus (France métropolitaine)



Champ : dépenses nettes (variable CFN), France métropolitaine.

Source : enquêtes Logement 1973-2013, Insee ; calculs et réalisation de l'auteur

### Une hiérarchie qui s'inverse au niveau des taux d'effort

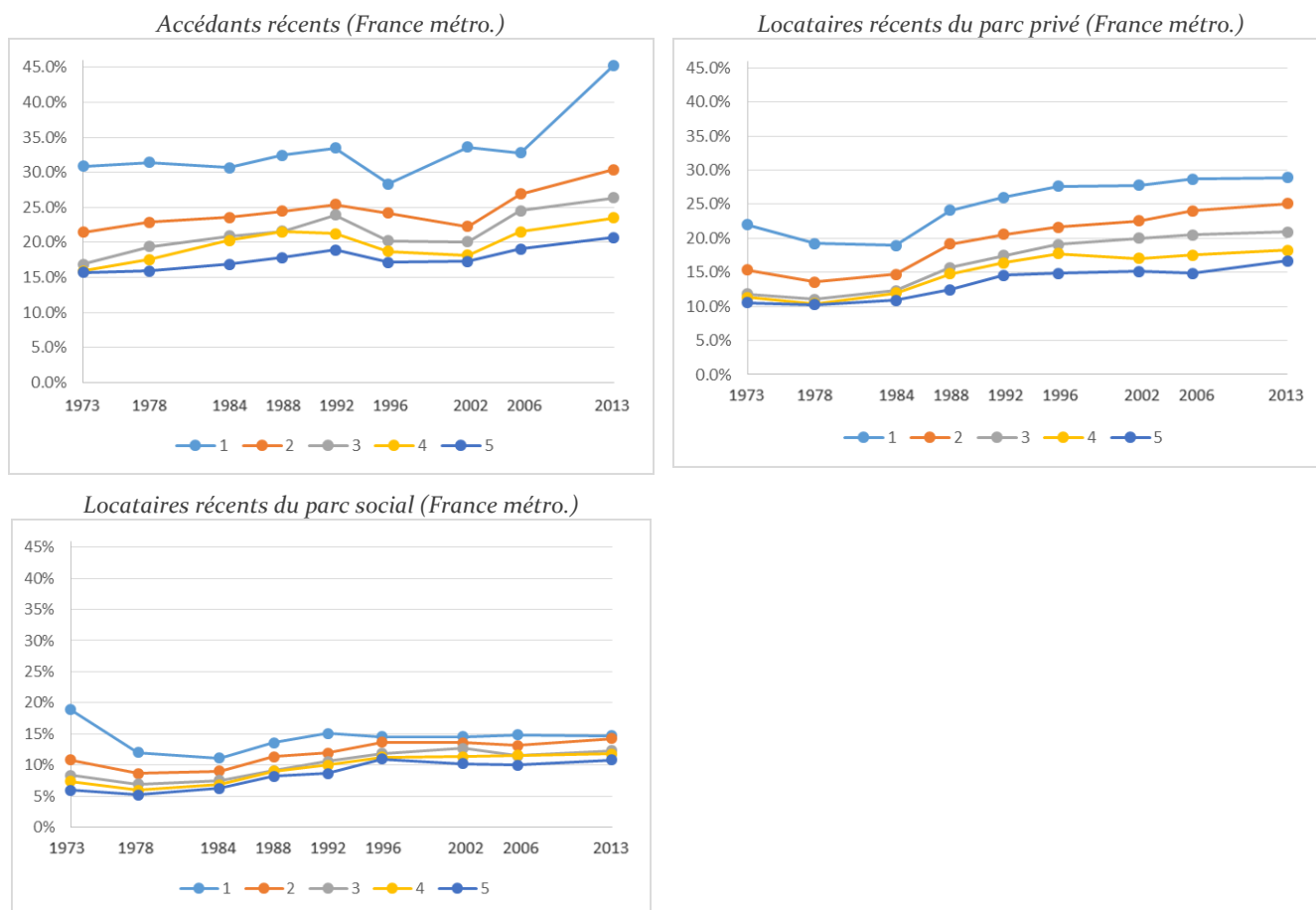
Pour les taux d'effort, la hiérarchie entre quintiles est inversée : contrairement à la dépense, le taux d'effort décroît avec le niveau de revenu (Figure 3.16). De plus les niveaux de taux d'effort par quintiles de revenus sont plus rapprochés que les dépenses seules.

La hausse des taux d'effort constatée en section 4.2.2 est confirmée pour l'ensemble des quintiles de revenu. On retrouve chez les accédants récents, tous quintiles confondus, les trois phases d'évolution des taux d'effort précédemment identifiées, avec notamment une hausse marquée des taux d'effort à partir de 2002. À ce titre il est intéressant de noter que les taux d'effort nets n'augmentent pas tous de la même manière depuis 2002 en fonction des quintiles de revenus. Ainsi le taux d'effort moyen<sup>119</sup> des ménages du 5<sup>e</sup> quintile n'augmente que de 3,4% tandis que ceux du 2<sup>e</sup> et 3<sup>e</sup> quintile augmentent respectivement de 8,1% et 6,3%. Plus les ménages disposent de revenus élevés, moins leur taux d'effort a augmenté.<sup>120</sup>

<sup>119</sup> Les moyennes, expurgées des valeurs aberrantes, donnent des résultats légèrement et uniformément plus élevés que les médianes, mais sont plus stables pour les petits effectifs.

<sup>120</sup> Le cas du 1<sup>er</sup> quintile de revenu chez les ménages accédants est un peu particulier car l'augmentation constatée est très élevée, le taux d'effort net augmente ainsi de 33% à 45% entre 2006 et 2013. Comme moins de 5% des accédants récents appartiennent au premier quintile de revenu, le faible nombre de points utilisés pour le calcul (63 ménages sont dans cette situation en 2013) induit des intervalles de confiance importants ( $\pm 5p\%$  environ), comme en témoignent les fluctuations importantes du taux d'effort au cours des ans. Cette augmentation est cependant statistiquement très significative. Celle-ci n'est pas due à une baisse des revenus mais bien à une hausse des dépenses qui passent en moyenne de 358 euros à 498 euros. Cette hausse de 39% des dépenses d'accession est à lier à la hausse des prix déclarés de 67% en moyenne pour ces mêmes accédants (68% en médiane).

Figure 3.16 - Taux d'effort nets par quintiles de revenus

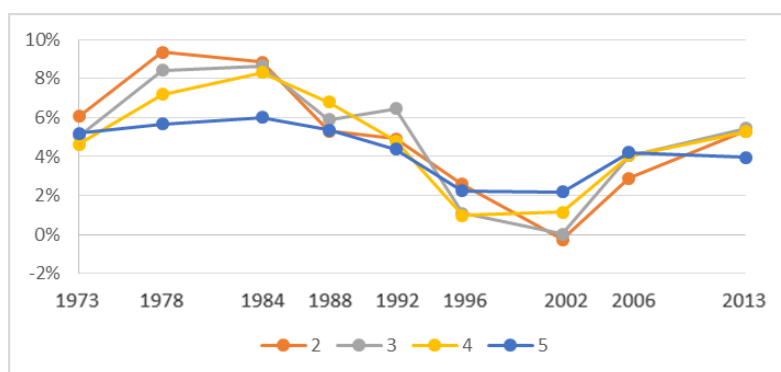


Source : enquêtes Logement 1973-2013, Insee ; calculs et réalisation de l'auteur

Chez les locataires récents du parc privé, les taux d'effort augmentent continuellement depuis 1984, ce pour tous les quintiles de revenus. Il faut alors noter que nous travaillons ici avec les taux d'effort nets et que, particulièrement pour les locataires du premier quintile, les aides au logement ont un impact important sur les taux d'effort, abaissant de moitié le taux d'effort brut : ce dernier est de 50% en 2013 contre 29% pour le taux d'effort net (Figure C.15).

On notera que, quel que soit le quintile de revenu considéré, les taux d'effort nets des locataires sont systématiquement inférieurs à ceux des propriétaires accédants (Figure 3.17). L'écart entre les taux d'efforts atteint son minimum en 2002, où, pour les quatre derniers quintiles, un accédant récent dépense pour son logement au maximum 2 p% de plus de son revenu qu'un locataire récent.

Figure 3.17 - Écarts de taux d'effort moyens entre accédants et locataires récents du parc privé, par quintiles de revenus (France métro.)



Le premier quintile de revenus n'est pas représenté car connaît des évolutions plus instables dues au faible nombre de primo-accédants appartenant à ce quintile.

Lecture : en 1984, les accédants récents du 4<sup>e</sup> quintile de revenu, dépensent en moyenne 8% de plus de leur revenu que leurs homologues du parc locatif privé.

Champ : locataires récents du parc privé et accédants récents, France métropolitaine

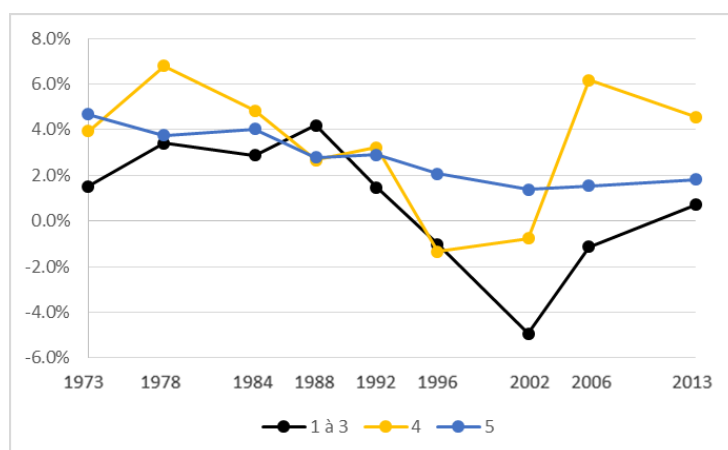
Source : enquêtes Logement 1973-2013, Insee ; calculs et réalisation de l'auteur

Cette comparaison des taux d'effort entre accédants récents et locataires récents permet d'identifier les moments où l'accession à la propriété *semble* la plus abordable.<sup>121</sup> L'augmentation de l'écart entre les taux d'effort correspond bien au renchérissement supérieur de l'accession à la propriété par rapport à la location, au cours des années 2000.

L'application de cette comparaison à l'Île-de-France seule est possible en regroupant les trois premiers quintiles ensemble à cause du faible effectif de ménages accédants récents à bas revenus (Figure 3.18). On observe bien une remontée des écarts de taux d'effort nets à partir de 2002 pour les trois premiers quintiles comme en France métropolitaine. Le rebond observé pour le quatrième quintile est, par contre, bien plus élevé en Île-de-France que dans la France métropolitaine. Il est principalement dû au taux d'effort moyen des accédants récents qui bondit de son point bas, 18,8% en 2002, à 25,6% en 2006. Entre 2006 et 2013, la décroissance de la différence entre les taux pour ce quintile est cette fois due à l'augmentation du taux d'effort des locataires récents du parc privé, qui passe de 19,5% à 21,9%.

<sup>121</sup> Une comparaison ne serait réellement possible qu'en raisonnant à revenus, quantité de service logement et durée d'emprunt constants, ce qui n'est pas le cas ici. Une analyse plus poussée sera mise en place au chapitre 4.

Figure 3.18 - Écarts de taux d'effort moyens entre locataires et accédants récents, par quintiles de revenus regroupés (Île-de-France)



Champ : locataires récents du parc privé et accédants récents, Île-de-France  
 Source : enquêtes Logement 1973-2013, Insee ; calculs et réalisation de l'auteur

## 5 Discussion et conclusion

### 5.1.1 Indice de coût et dépenses

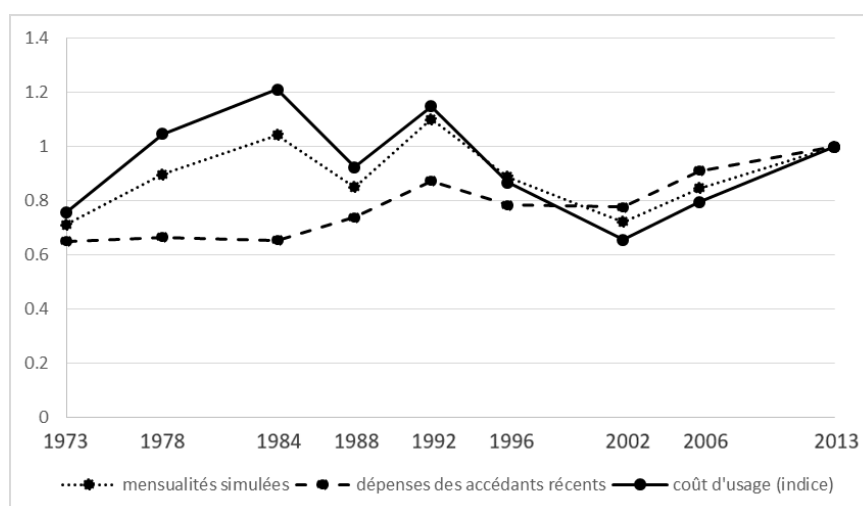
Les trois indicateurs du coût de l'accession (taux d'effort, coût d'usage et rentabilité) suivent des évolutions similaires lorsque les gains de capitaux ne sont pas pris en compte. Après avoir fluctué en période de taux d'intérêt hauts puis fortement baissé entre 1991 et 1999, tous les indices connaissent une hausse élevée entre 2000 et 2008. Ils ont ensuite tendance à rebaisser légèrement ou se stabiliser pour les ménages accédants de l'enquête Logement 2013 (période 2009-2013). Dans le même temps, les indices de loyers ont eux augmenté de manière régulière depuis le début des années 1980.

Ce travail permet de mettre en évidence que les dépenses, tant les mensualités de remboursement que les loyers, ont connu des évolutions comparables aux indices de prix auxquelles elles se rapportent. Plus particulièrement, les dépenses d'accession à la propriété sont beaucoup plus proches de l'indice de coût d'usage (du fait de sa prise en compte des taux d'intérêt) que de l'indice des prix à l'achat, ce dernier augmentant très fortement depuis la fin des années 1990 sans être associé à une telle augmentation du côté des dépenses d'accession.

On constate que les dépenses nettes (en euros de 2013) sont en augmentation constante depuis plusieurs décennies. Si en valeurs absolues ce sont les accédants récents qui dépensent le plus, parmi les mobiles récents ce sont les locataires du parc privé qui connaissent la plus forte hausse de leurs dépenses. Ces évolutions sont bien sûr liées à celles des coûts, mais également portées en partie par une augmentation de la qualité des logements entraînant une hausse de la consommation (Fack, 2005 ; Briant, 2010b).

La comparaison des évolutions des indices de coût et des dépenses nous permet de constater que, si dans le cas de la location libre la hausse des dépenses suit de manière convaincante celle de l'indice des loyers, le calcul est moins évident dans le cas de l'accèsion à la propriété. La comparaison entre des mensualités simulées à partir des séries<sup>122</sup> utilisées dans la section 4.1 et les dépenses brutes (sans les aides au logement) des accédants récents nous indique une divergence pour les années antérieures à 1996 (Figure 3.19). Cette divergence est vraisemblablement due aux taux d'intérêt utilisés qui s'éloignent durant les périodes de forte inflation des taux d'intérêt réellement souscrits par les ménages accédants, comme le montre la section 4.1.5 de ce chapitre, du fait notamment de la forte proportion de prêts aidés au cours des années 1980 (Taffin, 1987 ; Arnold et Boussard, 2017). La divergence est également marquée dans le cas de l'indice de coût d'usage, indice proche des mensualités simulées mais intégrant les coûts de maintenance et de dépréciation.

Figure 3.19 - Évolution des dépenses observées vs théoriques des accédants récents en Île-de-France



Base 1=2013

Champ : accédants récents, Île-de-France

Source : enquêtes Logement 1973-2013, Insee, variable CFB pour les dépenses des accédants récents (corrigée de l'inflation) ; calculs et réalisation de l'auteur.

En Île-de-France, les fluctuations des indices de coûts sont plus fortes mais les dynamiques sont les mêmes que sur le reste du territoire métropolitain. Du point de vue des dépenses, les écarts entre l'Île-de-France, plus chère, et la province sont stables ; et les écarts entre statuts y sont également similaires (à l'exception des taux d'effort des locataires du privé, notoirement plus importants en Île-de-France). Chez les propriétaires accédants, au-delà de l'observation conjointe des indices de coûts et des dépenses associées, l'intégration des gains de capitaux

<sup>122</sup> Les mensualités simulées sont  $I_M = \frac{rI_p}{1-(1+r)^{-d}}$  avec  $r$ ,  $d$ , et  $I_p$  les valeurs des séries de la section 4.1 de taux d'intérêt, durées d'emprunt et indice de prix moyennisés sur les quatre années précédant l'enquête.

réalisés (*ex post*) dans l'indice de coût d'usage permet de constater qu'entre 2000 et 2004 les propriétaires étaient virtuellement payés pour occuper leur logement.

En termes méthodologiques, notre travail souligne que le coût d'usage est fortement différent de l'indice des loyers auquel il est censé être lié, et que la sensibilité du coût d'usage aux différents éléments entrant dans son calcul justifie l'importance d'une mesure fine de ce dernier (Díaz et Luengo-Prado, 2008), ce qui, à notre connaissance, a été très rarement fait en France. En outre, nous avons montré que l'individualisation des coûts d'usage permet d'étudier le financement de l'accession à la propriété au-delà des conditions moyennes. On constate alors que, portée par la diversité des taux d'intérêt et des taux d'apport au niveau individuel, la variabilité du coût de l'accession au sein des acquéreurs d'une année donnée est comparable en amplitude aux fluctuations de l'indice de coût d'usage au cours du temps.

### 5.1.2 *Le rôle du revenu et des effets de structure*

Le poids toujours plus important de la propriété occupante au cours des quarante dernières années s'est accompagné d'une forte polarisation des statuts d'occupation, avec une paupérisation marquée des locataires. Seuls les propriétaires dégagés des conditions d'achats voient leurs revenus augmenter plus que la moyenne. Les parcs locatifs privé et social connaissent sur le temps long une forme de « résidualisation de fait »<sup>123</sup>. Cette spécialisation sur les ménages les plus pauvres est modulée dans le cas du parc privé par la présence de jeunes ménages en début de cycle de vie et voués à accéder à la propriété.

Associée à la hausse des dépenses de logement, cette paupérisation explique la hausse des taux d'effort : le pourcentage de locataires récents du parc privé dont le taux d'effort net dépasse 40% augmente sans discontinuer depuis 40 ans, et plus particulièrement entre 2006 et 2013 en Île-de-France.

Ces observations sur la répartition des classes de revenus sont en lien avec les travaux précédents, notamment Fack (2009) qui souligne que « l'augmentation générale du pourcentage de propriétaires correspond en fait à une concentration de la propriété au sein des ménages aisés, alors que les ménages les plus modestes sont de moins en moins propriétaires de leur logement » (Fack, 2009). La surreprésentation des locataires dans les trois premiers déciles de niveaux de vie est cohérente avec des analyses sur des périodes récentes (Briant, 2010b). De

---

<sup>123</sup> Le terme de résidualisation est utilisé dans le milieu HLM (Driant, 2009) pour qualifier un processus de passage d'une conception « généraliste » du logement social à un parc dédié uniquement aux plus précaires (Ghekière, 2008). Bien que la réalité du processus dans le cas français soit à nuancer (Gimat et Gloor, 2016), il est ici utilisé de manière descriptive au regard des caractéristiques économiques des locataires.

même les observations sur les taux d'effort correspondent à celles d' Accardo et Bugeja (2009), déjà évoqués en introduction, qui soulignent l'augmentation des inégalités de taux d'effort entre quintiles de niveaux de vie, les taux d'effort ayant particulièrement augmenté pour les locataires. Comme nous, Omalek (2003) précise qu'entre 1988 et 2002 en Île-de-France le poids des dépenses de logement augmente surtout pour les ménages les plus pauvres.

Ce double phénomène d'enrichissement des propriétaires DCA et d'appauvrissement des locataires semble en partie explicable par des effets de flux entre statuts. En effet, les propriétaires accédants étant systématiquement constitués depuis 1973 par les catégories de revenus les plus aisées, il en résulte un phénomène de sortie des plus riches de la location vers la propriété au fur et à mesure de l'augmentation du nombre de propriétaires.

Malgré le soutien de l'État à l'accession, notamment par l'intermédiaire du Prêt à Taux Zéro au cours des années 1990 (Daubresse, 2003 ; Bosvieux, 2005), l'accès à la propriété semble de plus en plus réservé aux plus riches. Si malgré la hausse des prix, les taux d'intérêt ont solvabilisé dans une large mesure les propriétaires, il semblerait que l'impact des hausses de prix puisse avoir lieu en amont par une sélection des accédants potentiels à la propriété. Il est donc nécessaire de dépasser une approche centrée sur les dépenses à statut d'occupation donné pour s'intéresser à la mobilité résidentielle et aux déterminants des choix de statuts d'occupation.

Au-delà des effets de revenus, des effets démographiques semblent également jouer sur les écarts entre statuts d'occupation, les propriétaires étant en moyenne plus âgés que les locataires. Dans quelle mesure la hausse du revenu des propriétaires DCA est-elle due au vieillissement de cette catégorie de population ? La baisse des revenus des locataires est-elle aussi due à leur rajeunissement relatif et à une baisse de leur taille de ménages ? À caractéristiques sociodémographiques et économiques données, les ménages propriétaires dépensent-ils plus que les locataires du parc privé et si oui, cet écart augmente-t-il ? Afin de comprendre les logiques démographiques à l'œuvre et notamment leurs interactions avec les niveaux de revenus et les niveaux de vie, il est nécessaire de prendre en compte des variables supplémentaires (âge et composition du ménage notamment).

Ces deux aspects, intégration des mobilités résidentielles et description sociodémographique des ménages selon le statut d'occupation, feront l'objet d'analyses spécifiques dans le prochain chapitre.





# Chapitre 4 - Les choix de logement des ménages locataires du parc privé (1980-2013)

## 1 Introduction

### 1.1 Contexte et objectifs : quels choix des ménages face à la hausse des coûts ?

Depuis le début des années 2000, les prix du logement à l'achat ont fortement augmenté en France et, malgré des spécificités régionales, surtout dans les métropoles, en particulier la métropole parisienne (Cusin, 2013 ; Musiedlak et Vignolles, 2015). Ces hausses récentes des prix à l'achat ont eu un impact sur les conditions d'accès à la propriété des ménages, malgré le pouvoir solvabilisateur des taux d'intérêt. Les capacités d'emprunt ont ainsi moins progressé que le niveau des prix, conduisant à une hausse du taux d'effort (Arnault et Crusson, 2012).

De manière générale, comme nous avons pu l'observer au chapitre précédent, sur la longue période les taux d'effort des ménages en matière de logement ont augmenté fortement, tant pour l'accession que pour la location. Les loyers ont ainsi augmenté de manière linéaire depuis le début des années 1970, tandis que les niveaux des mensualités des accédants récents ont globalement augmenté, tout en fluctuant entre 1985 et 1995 au gré des évolutions des taux d'intérêt et des prix du marché.

L'appétence des ménages français pour la propriété occupante s'est confirmée tout au long de ces 40 dernières années, portée à la fois par une demande de la part des ménages et par des politiques publiques tournées vers l'accession. La primo-accession est ainsi un moment important dans les parcours résidentiels des ménages. Les hausses constatées du coût de l'accession sont cependant de nature à remettre en cause les possibilités d'accession pour certains ménages. Et compte tenu de la rentabilité d'une telle opération sur le long terme, le fait qu'elle ne soit pas accessible à tous est générateur d'inégalités de richesse (Hamnett, 1991). En France, ces inégalités peuvent être de nature générationnelle, l'accession à la propriété étant déterminée avant tout par l'avancée dans le cycle de vie (cf. Chapitre 1). Ce sont donc les

générations les plus récentes qui sont particulièrement touchées par les hausses des coûts du logement.

Ce chapitre s'intéresse à l'influence des prix immobiliers et des niveaux de loyers sur les choix résidentiels des ménages français locataires sur la période 1980-2013, notamment leurs choix d'accession à la propriété. Nous interrogerons en particulier l'hypothèse selon laquelle la forte hausse des prix sur la période récente a provoqué un changement de comportement.

Face à cette augmentation des prix, les ménages potentiellement primo-accédants sont confrontés à trois types d'arbitrages, discutés en chapitre 3, à savoir accepter de payer plus cher, réduire la superficie ou la qualité du logement acheté, ou différer voire annuler son projet d'achat. Notre méthodologie visera à observer la répartition de ces trois types de réponses face à la hausse des prix, pour tester notamment si la hausse des prix joue plus sur la sélection du statut d'occupation que sur le niveau de consommation de logement. Une attention particulière sera prêtée au rôle du revenu, afin de confirmer ou infirmer les résultats du chapitre 3 selon lesquels les plus riches accèderaient autant voire plus souvent à la propriété qu'auparavant tandis que le reste des locataires du parc privé verraient leurs chances d'accéder diminuer au fil du temps. Nous pourrions également simuler les évolutions des inégalités de dépenses et donc les niveaux de taux d'effort. Enfin, nous chercherons à tester si la période récente, caractérisée par une très forte hausse des prix à l'achat depuis le début des années 2000, a entraîné des ruptures dans les comportements des ménages vis-à-vis de ces trois arbitrages.

## **1.2 Demande de logement : un court état de l'art**

La mesure de la demande de logement consiste à mettre en évidence les préférences des individus lors de leurs choix résidentiels, et notamment la relation entre choix du logement, prix du logement et revenus. Les travaux pionniers de Reid (1962), Kain et Quigley (1972), et Hanushek et Quigley (1980) ont modélisé la demande de logement avec un intérêt particulier pour la mesure des élasticités-prix et revenu de la demande.<sup>124</sup>

Si les premiers travaux ne prenaient pas formellement en compte le lien entre demande de logement, décision de déménager et choix du statut d'occupation, de nombreux travaux se sont ensuite emparés de cette question (notamment Follain, 1982 ; Henderson et Ioannides, 1986 ; Goodman, 1988). Ces travaux intègrent donc une équation de sélection de statut d'occupation préalablement à l'équation de demande.

---

<sup>124</sup> Voir Mayo (1981) pour une revue de la littérature sur ces travaux.

La mesure de la demande de logement peut être faite de deux manières différentes, soit par la demande en caractéristiques spécifiques de logement (surface, accessibilité, etc.), soit en considérant le logement comme un tout et en étudiant la demande de service logement.

La première solution mobilise le courant de la littérature hédonique (Rosen, 1974), qui s'est intéressé à la mesure des élasticités-prix mais uniquement pour certains éléments du logement (Palmquist, 1984 ; Cheshire et Sheppard, 1998). Cette méthode est utile pour déterminer les préférences des ménages au regard d'une des dimensions du logement, et notamment pour certaines aménités. En France, si de très nombreuses études s'intéressent à la détermination par la méthode hédonique des prix des caractéristiques du logement, très peu vont jusqu'à établir la fonction de demande pour lesdites caractéristiques, tant pour des questions d'objectifs<sup>125</sup> que pour les difficultés méthodologiques posées par cette méthode (Brown et Rosen, 1982). Cavailhès (2005) et Marchand et Skhiri (1995) font figure d'exception, le premier s'intéressant aux arbitrages des ménages entre accessibilité et surface dans le cadre d'un modèle monocentrique et les seconds aux fonctions de demande et d'offre pour diverses caractéristiques de qualité et de taille du logement dans les marchés locatifs de province.

Une autre manière d'aborder la question repose sur la notion de service logement, qui considère que le logement est un bien aux dimensions multiples, mais que dans un marché à l'équilibre deux logements aux prix égaux produisent un service comparable. Le service logement est alors approximé par le prix (ou le loyer) divisé par l'indice des prix du marché considéré. Ce sera la stratégie que nous emploierons, suivant ainsi une tradition économique bien établie (Zabel, 2004)<sup>126</sup>.

En France, les modèles traitant de la demande de logement sont peu nombreux. Ils se concentrent surtout sur la mobilité résidentielle (Debrand et Taffin, 2005) et le choix de statut d'occupation, avec un intérêt particulier pour l'accès à la propriété (Gobillon et Le Blanc, 2004 ; Goffette-Nagot et Sidibé, 2014 ; Arnold et Boussard, 2017 ; Bonnet *et al.*, 2018). Il n'existe pas à notre connaissance de travail ayant tenté de mesurer conjointement choix de déménagement, choix de statut d'occupation, et niveau de consommation de logement.

---

<sup>125</sup> Il s'agit surtout d'établir l'impact sur les prix des logements de caractéristiques précises, en particulier des aménités. Par exemple un tram (Fritsch, 2007), le littoral (Travers *et al.*, 2008), ou une amélioration de l'environnement urbain (Glachant et Bureau, 2010 ; Baudry *et al.*, 2009).

<sup>126</sup> Zabel (2004) précise que le service logement est constitué par le logement et ses aménités « *Together, stock plus amenities can be considered to provide housing services* » (Zabel, 2004). Il pointe ainsi « l'erreur » de Rapaport (1997) qui considère que les différents comtés de Tampa présentent des prix différents, là où il s'agit seulement de différences dans la valeur des aménités.

### 1.3 Mesurer les choix des ménages par le modèle

Nous nous intéressons donc à trois aspects des décisions des ménages potentiellement primo-accédants : le choix de déménager, le choix du statut d'occupation, et le niveau de dépenses – le budget – consenti pour se loger. Nous tenterons d'identifier les déterminants de ces trois décisions, fortement reliées entre elles, en mobilisant un modèle économétrique en 2 étapes. Celui-ci formalise le processus de choix en considérant séparément d'une part le choix de déménager et le statut d'occupation associé le cas échéant, et d'autre part le niveau de service logement. Les arbitrages sur les quantités sont réalisés au niveau du modèle de demande, et ceux sur la décision de déménager et d'acheter au niveau du modèle de choix discret (Tableau 4.1).

Tableau 4.1 – Liens entre une hausse de prix et les arbitrages des ménages dans le modèle économétrique

Arbitrages des potentiels primo-accédants	Élément concerné	Réponse possible
Ne pas acheter	Modèle de choix	Ne pas déménager
		Déménager vers les statuts locatifs
Acheter plus cher	Modèle de demande	Élasticité-prix ~ 0
Acheter « moins »		Élasticité-prix ~ -1

Ce modèle sera construit à partir des données des enquêtes Logement de 1984 à 2013, et estimé sur la population des ménages dont la personne de référence (P.R.) déclare être locataire en titre d'un logement dans le parc privé 4 ans avant la date d'enquête. L'usage d'un modèle général est nécessaire dans la mesure où les choix de mobilité, de statut, et de consommation sont très imbriqués. Le modèle permettra de contrôler les effets de structure au sein d'une population des locataires qui connaît de fortes évolutions (cf. Chapitre 3).

Nous détaillerons dans la prochaine partie la construction du modèle économétrique utilisé, puis présenterons dans la partie 3 les différentes données utilisées et le champ d'analyse. Les résultats des modèles centraux seront ensuite étudiés en partie 4, suivis en partie 5 d'un focus sur la stabilité des comportements des ménages au cours du temps. Enfin, nous discuterons dans une dernière partie les résultats et les limites de notre modèle.

## 2 Le modèle économétrique

### 2.1 Le modèle général

Nous développons un modèle en deux étapes couplant d'une part les choix de déménagement et de statut d'occupation, d'autre part le niveau de consommation de logement. Ce modèle vise à répondre aux interrogations posées de manière fiable, en répondant en particulier au problème économétrique du biais de sélection (Goodman, 1988).

La première étape est un modèle multinomial de transition et choix de statut d'occupation ; la seconde étape est un modèle de régression mesurant la quantité de service logement choisie par chaque ménage. Nous présentons ci-après chaque étape plus en détail.

### 2.1.1 *Modèle de transition*

Supposons un ménage locataire confronté annuellement à la décision de déménager. Celui-ci a le choix entre quatre options : déménager pour accéder à la propriété (option 1), déménager pour être locataire du parc privé (option 2), déménager pour être locataire du parc social (option 3) ou ne pas déménager (option 4). Le ménage cherche à maximiser son utilité<sup>127</sup> en sélectionnant l'option lui procurant le niveau d'utilité le plus élevé.

Le niveau d'utilité fourni par chaque choix  $i \in \{1,2,3,4\}$  s'écrit :

$$U_i = W_i \gamma_i + \eta_i^*$$

avec  $W_i$  les variables explicatives,  $\gamma_i$  les paramètres associés, et  $\eta_i^*$  un terme d'erreur. Le terme d'erreur représente alors toutes les variables non observées par nos données qui influent sur le niveau d'utilité d'une option, ainsi que les erreurs de spécification et de mesure.

Nous adoptons dans ce travail le cadre général du modèle Logit Multinomial défini par McFadden (1973). Celui-ci est caractérisé par des termes d'erreur  $\eta_i^*$  indépendamment et identiquement distribués (i.i.d.) selon une loi de Gumbel.

D'après McFadden (1973), on obtient, pour  $\forall j \in \{1,2,3,4\}$  (cf. annexe D.3) :

$$P\left(U_j = \max_{i \in \{1,2,3,4\}} U_i\right) = \frac{e^{W_j \gamma_j}}{\sum_{i=1}^4 e^{W_i \gamma_i}}$$

Les méthodes de maximisation de vraisemblance disponibles dans les logiciels de statistique permettent alors d'estimer les paramètres  $\gamma_j$ .

### 2.1.2 *Fonction de demande*

Le modèle de demande de logement sera appliqué uniquement dans le cas du parc privé (location et accession). Le modèle de demande présuppose un arbitrage entre prix et quantité (de service logement en l'occurrence) calculable uniquement dans les cas où un prix existe, et est uniforme sur le marché considéré. Le parc social n'est pas soumis aux mêmes logiques de marché et le loyer payé par un ménage reflète certes la surface du logement mais surtout le type de financement mobilisé lors de la création du logement par le bailleur social. En outre, le

---

<sup>127</sup> L'utilité est la synthèse unidimensionnelle du niveau de désirabilité de chaque option.

modèle de demande présuppose une possibilité étendue de choix dans le spectre des quantités de service logement, que ne permet pas le mode d'allocation en vigueur dans le parc social.

De la même manière, nous estimons la demande de service logement uniquement pour les ménages ayant déménagé lors des 4 années précédant l'enquête. Ceci permet de disposer des prix et des loyers de marché les plus récents, reprenant ainsi la stratégie suivie par Henderson et Ioannides (1986). Les prix à l'achat ne sont par ailleurs renseignés dans l'enquête Logement que pour les accédants récents, empêchant de fait les estimations sur les ménages ayant accédé à la propriété plus de 4 ans avant l'enquête.

La fonction de demande de logement associée au choix de devenir locataire ou propriétaire dans le parc privé ( $i \in \{1,2\}$ ) est estimée via une régression linéaire multiple de la forme :

$$f(Q_i) = X_i\beta_i + \varepsilon_i$$

avec  $X_i$  les variables explicatives,  $\beta_i$  les paramètres associés, et  $\varepsilon_i$  une variable aléatoire.  $Q_i$  représente la quantité de service logement consommée (et non pas la dépense).

Le modèle que nous utiliserons est un modèle de demande classique du type log-log :

$$\ln(Q) = X\beta + \gamma \cdot \ln(p) + \varepsilon$$

La variable de prix du service logement  $p$  est ici volontairement différenciée des autres variables explicatives  $X$ , descriptives des caractéristiques du ménage. De plus la forme en double logarithme, tant du côté des quantités  $Q$  que du prix  $p$ , permet de disposer directement de l'élasticité-prix de la demande de service logement à travers le paramètre  $\gamma$  (Mayo, 1981).

## 2.2 Précautions économétriques

### 2.2.1 *Le biais de sélection*

Les deux étapes décrites précédemment ne sont pas indépendantes. La fonction de demande vise à décrire le comportement de l'ensemble des ménages susceptibles d'être confrontés à un choix de consommation de logement, qu'ils soient en propriété ou en accession. Or, la mesure de la demande de quantité de logement n'est faite que sur l'échantillon composé de ménages mobiles et exclut ceux ayant décidé de rester dans leur logement. Si les ménages ayant décidé de déménager présentent des caractéristiques inobservées les poussant à déménager et à

demander plus de service logement (une épargne financière dans le cas de l'accession par exemple), alors l'estimation des paramètres du modèle de demande sera biaisée.<sup>128</sup>

Heckman (1976) est le premier à identifier le problème et à proposer une méthode de correction pour le cas binaire. Celle-ci a été ensuite adaptée par Lee (1983), Dubin et McFadden (1984), Dahl (2002) et Bourguignon *et al.* (2007) pour les modèles à plusieurs options et pour des termes d'erreur de distribution gaussienne ou Gumbel (modèle logit). Ces méthodes sont décrites plus en détail en annexe D.4. Nous privilégierons la correction de Dahl (2002) qui a le mérite de la simplicité tout en produisant des résultats tout à fait satisfaisants (Bourguignon *et al.*, 2007). Elle consiste à rajouter dans l'équation de demande un polynôme constitué par les probabilités prédites lors de la première étape.

Certaines précautions doivent être prises lors de l'estimation du modèle en deux étapes. La présence des mêmes variables explicatives dans le modèle de choix et le modèle de régression peut entraîner des problèmes de colinéarité entre les variables explicatives. Le terme de correction introduit en seconde étape est en effet une fonction (non linéaire) des variables explicatives de la première étape, et uniquement de celles-ci. Le terme de correction est donc par nature sujet à colinéarité avec les variables de seconde étape.<sup>129</sup>

Notre stratégie pour éviter une trop forte colinéarité sera de sélectionner un nombre réduit de termes de correction, en s'attachant à circonscrire le facteur d'inflation de la variance (VIF pour *Variance Inflation Factor*) à des niveaux acceptables. Cette stratégie est appliquée notamment par Wu *et al.* (2017) et est cohérente avec les préconisations de Bourguignon *et al.* (2007). En effet la correction du biais par la méthode de Dahl implique la formation d'un polynôme de degré

---

<sup>128</sup> En termes mathématiques, le problème du biais de sélection arrive en cas de corrélation entre les termes d'erreur  $\varepsilon_i$  et  $\eta_i^*$ . Cette corrélation est principalement due aux variables non mesurées, qui peuvent avoir un impact à la fois au niveau des choix de statut/mobilité et également au niveau des choix de logement effectués. En effet, en l'absence de prise en compte de la façon dont les ménages effectuent leur choix, une estimation de la fonction de demande conduira à des estimations biaisées, le terme d'erreur estimé  $\varepsilon_1$  étant corrélé avec les termes d'erreur  $\eta_i^*$ . L'intuition derrière cette justification est la suivante : moins un ménage présent dans l'échantillon (par exemple celui des propriétaires) avait de chances au regard de ses caractéristiques observées de s'y trouver, plus son terme  $\eta_1^*$  aura été élevé afin d'obtenir une utilité  $U_1$  assez grande et entraîner tout de même ce choix. L'échantillon des propriétaires est donc composé d'individus présentant des valeurs non totalement aléatoires de  $\eta_1^*$  (et plus généralement de  $\eta_i^*$ ).

<sup>129</sup> Si nous connaissions les véritables modèles, si tant est qu'ils existent, sans aucun risque d'erreur, ces précautions n'auraient pas de sens. Cependant, notre modèle présente naturellement de fortes incertitudes tant sur la prise en compte de toutes les variables d'intérêt, de la forme fonctionnelle, des incertitudes de mesure, d'échantillonnage, de déclaration qui sont inhérentes à notre objet d'étude et aux données disponibles. Les phénomènes de colinéarité risquent donc, plus vraisemblablement, de provenir des dimensions arbitraires de nos choix, notamment celle qui consisterait à introduire les mêmes variables dans les deux modèles. Et ceci d'autant plus qu'une corrélation prononcée est attendue entre les erreurs des deux étapes, conduisant à un terme de correction significatif.



arbitraire. Il a été montré que la méthode de Dubin-McFadden est tout autant pertinente avec seulement quatre paramètres de correction (dans notre cas), nous faisons donc l'hypothèse qu'un polynôme de degré 1 – incluant trois termes – pour la correction de Dahl est suffisant.

### 2.2.2 *Répétitions et attrition*

Dans sa version la plus complète, l'échantillon de notre modèle de choix présente la particularité d'être construit en dupliquant les ménages. En effet, notre modèle interroge chaque année l'échantillon pour observer les décisions des ménages. Pour chaque enquête Logement datée à l'année N, le modèle questionne les décisions des ménages pour l'année N-1, N-2, N-3 et N-4. Cette méthode permet en théorie de capturer les évolutions des comportements des ménages suite, par exemple, à une hausse des prix. De fait, il s'agit de la version discrète d'un modèle de durée de vie dans sa version la plus classique (Cox, 1972). En considérant que les ménages qui ont accédé ou sont allés vers le parc locatif social sont exclus de l'échantillon pour les années suivantes, on observe donc pour chaque enquête une attrition successive de l'échantillon d'année en année. Le nombre de ménages de notre échantillon en N-3 est donc supérieur à celui en N-1.

Compte tenu de l'interaction possible entre les choix successifs des ménages, un modèle de type panel pourrait sembler envisageable. C'est la stratégie de Börsch-Supan (1990) qui utilise des données de panel pour estimer les choix des ménages à travers un modèle multinomial logit à effets fixes (FEMNL) issu de Chamberlain (1980). Cependant, l'auteur précise que lorsque le nombre de répétitions est faible, ce qui est ici notre cas, il est préférable d'éviter d'utiliser ce mécanisme.

Au-delà des enjeux statistiques, certaines spécificités de nos données doivent être prises en compte vis-à-vis de ce choix de modélisation. Le principal problème de notre méthode en termes de qualité des données est le manque de connaissance fine des situations familiale, d'emploi et de revenu des ménages quatre ans avant la date d'enquête. Il est par exemple délicat de juger des décisions du ménage lors de l'année N-3 avec pour seul revenu celui de l'année N. L'autre problème important est la présence de ménages multimobiles au sein de l'échantillon. En effet dans la plupart des enquêtes Logement nous ne disposons que du statut d'occupation quatre ans auparavant et du nombre de déménagements effectués au cours des quatre années.

Des solutions ont néanmoins été mises en place. Au sujet de la méconnaissance des variables quatre ans auparavant, il est possible de calculer l'âge de la P.R. l'année du choix. De même le revenu permanent étant très dépendant de l'âge de la P.R., celui-ci a également été estimé à partir de l'âge au moment du choix. Le revenu d'une année donnée devient donc la somme du revenu permanent recalculé et du revenu transitoire calculé sur l'année N. Un traitement

spécifique des ménages multimobiles a également été effectué. Il consiste à considérer que les ménages qui déclarent plusieurs déménagements l'ont fait exclusivement au sein du parc locatif privé. Une seconde approximation pour ces ménages consiste à considérer que les probabilités de déménagement sont équiréparties entre les années et sont multiples du nombre de déménagement.

Afin de circonscrire au plus les biais potentiels, nous avons prioritairement estimé nos modèles uniquement sur les choix effectués sur l'année la plus récente disponible de chaque enquête Logement (année N-1)<sup>130</sup>. Ceci permet d'exclure les comportements passés des multimobiles, et réduit grandement l'incertitude sur les variables en considérant que la situation, hors logement, des ménages n'a pas évoluée en une année. Notre échantillon principal sera donc l'échantillon restreint, constitué par les ménages étant encore locataires l'année précédente. Les ménages ayant accédé à la propriété ou ayant déménagé vers le locatif social durant les 3 premières années ne sont donc pas pris en compte. Cette estimation réduite est donc faite sur sept points temporels, autant que d'enquêtes Logement mobilisées, contre une vingtaine pour le modèle sur l'échantillon complet.

Nous privilégions dans un premier temps l'usage de l'échantillon réduit. Néanmoins, jugeant les biais précités relativement faibles et les ayant corrigé dans la mesure du possible, nous avons également estimé les mêmes modèles sur l'échantillon complet, utilisant l'ensemble des années disponibles. Nous discutons les éventuelles différences et la pertinence de chaque modèle dans la section 6 « Analyse de sensibilité ».

### **3 Données**

La plupart des données et des statistiques descriptives ont été présentées dans le chapitre 3. Nous précisons ici les données utiles à notre modèle, décrivons la construction de l'échantillon ainsi que le choix des variables utilisées.

---

<sup>130</sup> Intégrant une légère repondération des ménages mobiles pour certaines enquêtes Logement afin des prendre en compte les dates de passation du questionnaire (voir annexe D.1.2).

### 3.1 Champ de l'étude et échantillon

Tout comme au chapitre précédent nous mobilisons les enquêtes Logement. Cette fois nous n'utilisons que les enquêtes de 1984 à 2013, au nombre de sept<sup>131</sup>, couvrant ainsi la période 1980 – 2013 pour les modèles sur la période la plus étendue.

Les modèles seront estimés sur quatre régions françaises : Île-de-France , Nord-Pas-de-Calais, Rhône-Alpes et Provence-Alpes-Côte d'Azur (PACA)<sup>132</sup>. Cette pluralité géographique permet de disposer de quatre indices de prix différents. La diversité spatiale vient s'ajouter à la diversité temporelle et permet une meilleure estimation des paramètres. Le choix de ces régions supplémentaires à l'Île-de-France a été fait car l'Insee y calcule des indices de prix spécifiques.

Nous nous intéressons spécifiquement aux ménages dont la P.R. déclare être locataire en titre d'un logement dans le parc privé quatre ans avant la date d'enquête (Tableau 4.2)<sup>133</sup>. Cette restriction aux ménages du parc locatif permet de se focaliser sur la primo-accession pour les ménages ayant choisi de déménager vers la propriété (contrairement au chapitre précédent où la catégorie des accédants récents pouvait concerner des ménages propriétaires de leur dernier logement). La restriction au parc privé vise quant à elle à garantir une certaine homogénéité des conditions de choix auxquels les ménages font face. Les leviers de décision conduisant à la mobilité résidentielle des ménages du parc social sont en effet potentiellement différents de ceux du parc privé. Pour les mêmes raisons, nous excluons également les ménages logés gratuitement quatre ans auparavant. Au sein de cet échantillon, nous distinguons quatre catégories de ménages en fonction des mouvements déclarés par la P.R.<sup>134</sup>. Les *locataires mobiles* sont les ménages ayant déclaré avoir déménagé durant les 4 ans précédents l'enquête et dont le statut d'occupation au moment de l'enquête est locataire du privé. Les *primo-accédants* et les *locataires du secteur social* sont les ménages déclarant avoir déménagé au cours des 4 années précédant l'enquête et dont le statut d'occupation au moment de l'enquête est respectivement propriétaire

---

<sup>131</sup> Il s'agit des enquêtes Logement 1984, 1988, 1992, 1996, 2002, 2006 et 2013.

<sup>132</sup> Il s'agit des régions dans leur périmètre avant la réforme de la carte des régions entrée en vigueur au 1<sup>er</sup> janvier 2016. La région Nord-Pas-de-Calais a depuis été fusionnée avec la région Picardie pour former les Hauts-de-France, et la région Rhône-Alpes avec la région Auvergne pour former Auvergne-Rhône-Alpes.

<sup>133</sup> À partir de la variable décrivant le statut d'occupation de la P.R. du ménage quatre ans avant l'enquête : variable *vso* de 1984 à 2002 puis *vsobis* en 2006 et 2013.

<sup>134</sup> À l'exception de l'enquête Logement 2013 pour laquelle ce sont les mouvements résidentiels du répondant qui sont décrits et non pas ceux de la personne de référence.

accédant<sup>135</sup> ou locataires du parc social. Enfin, les ménages n'ayant pas déclaré avoir déménagé au cours de l'enquête sont les ménages *immobiles*.

Le qualificatif de *primo-accédant* peut sembler mal adapté car notre échantillon peut en pratique inclure d'anciens propriétaires occupants ayant fait un passage par le parc locatif privé suite, par exemple, à une mobilité professionnelle impliquant une migration résidentielle, et ayant racheté un logement avec la vente du précédent tout en souscrivant un prêt immobilier. Néanmoins ce qualificatif nous semble pertinent, pour deux raisons, l'une statistique et l'autre réglementaire. En effet, 79% des ménages qualifiés de primo-accédants dans notre l'échantillon déclarent être propriétaires pour la première fois (variable *sprimo* « Première résidence principale dont le ménage est propriétaire »), et 94% remboursent un emprunt et ont été locataires de leur dernier logement lorsqu'ils ont déménagé plus d'une fois (en plus d'être locataires de leur logement quatre ans auparavant). En outre, les règles d'octroi des prêts aidés, notamment du Prêt à Taux Zéro, considèrent qu'un ménage est primo-accédant s'il n'a pas été propriétaire occupant de son logement dans les deux années précédentes<sup>136</sup>, ce qui correspond bien à la définition de notre échantillon. L'usage du terme de primo-accédant permet de mettre en avant le fait que les ménages de l'échantillon sont dans leur très grande majorité de nouveaux entrants sur le marché du logement qui, en cas de hausse des prix, ne peuvent bénéficier de la hausse concomitante de la valeur de leur précédente résidence principale.

Tableau 4.2 - Échantillon utilisé (en nombre de ménages)

	Total de l'enquête	Échantillon utilisé
1984	27 666	10 800
1988	26 406	9 049
1992	35 524	11 797
1996	28 237	9 680
2002	31 365	10 768
2006	36 320	14 566
2013	26 383	9 737
Total	211 901	76 397

Source : enquêtes Logement 1984-2013, Insee

<sup>135</sup> Les ménages qui déclarent être propriétaires dégagés des conditions d'achat (non accédants) au moment de l'enquête et les ménages logés gratuitement au moment de l'enquête sont exclus de l'échantillon. Ils représentaient respectivement 3% et 2% de l'échantillon initial des ménages déclarant être locataires du parc privé 4 ans avant l'enquête. En termes de modélisation cette sélection *a posteriori* peut poser certains problèmes car seuls les ménages qui ont *effectivement* déménagé vers ces deux situations ont été exclus et pas les ménages susceptibles de faire. Néanmoins des régressions multinomiales sur les 6 options (accédants, propriétaires non accédants, locataires du privé, locataire du social, logés gratuits, immobiles) ont montré une stabilité des paramètres en cas de restriction de l'échantillon.

<sup>136</sup> Voir <https://www.service-public.fr/particuliers/vosdroits/F10871> (consulté en décembre 2019)

### 3.2 Mesure de la consommation de logement

La notion de *consommation de logement* ou de *quantité de service logement* est un concept déjà abordé plusieurs fois dans cette thèse permettant d'opérationnaliser un service difficilement mesurable. Si dans le chapitre 2 nous nous sommes concentrés sur une des dimensions de ce service, à savoir la surface habitable, nous adoptons dans ce chapitre une stratégie différente en quantifiant le service rendu par le logement de manière globale, et non plus seulement par l'intermédiaire de la surface. Notre mesure du service logement intègre ainsi les aménités (localisation du logement, accessibilité, voisinage, etc.) et la qualité intérieure du logement.

Nous utilisons le prix ou le loyer le cas échéant afin d'estimer la quantité de service logement. En effet, sous l'hypothèse d'un marché du logement unifié et à l'équilibre, les prix et les loyers reflètent le niveau de valorisation d'un logement. Ainsi à loyer égal, deux logements procureront le même service logement. D'un point de vue pratique la mesure de la quantité  $Q_i$  procurée par un logement  $i$  s'obtient en divisant le prix ou le loyer par l'indice correspondant :  $Q_i = \frac{P_i}{I_P}$  pour le marché de la propriété, et  $Q_i = \frac{L_i}{I_L}$  pour le marché locatif privé (Zabel, 2004 ; Ermisch *et al.*, 1996).

Nous modéliserons également la demande de surface habitable afin d'analyser les arbitrages des ménages en matière de taille du logement et disposer ainsi d'un contrepoint à l'approche par le service logement.

### 3.3 Variables explicatives

Les variables retenues sont les suivantes :

Variables à expliquer	- Choix (de déménagement et de statut d'occupation) - Quantité de service logement (grandeur sans unité) - Surface habitable (en m <sup>2</sup> )
Variables de revenu	- Revenu permanent du ménage (en € constants, logarithme) - Revenu transitoire du ménage (en € constants, logarithme)
Variable de prix	- Indices de prix $I_{uc}$ ou $I_L$ (déflatés de l'inflation, logarithme)
Caractéristiques des ménages	- Âge de la P.R au moment du choix - Nombre d'Unités de Consommation Logement - Situation familiale

#### 3.3.1 Précisions sur les variables sociodémographiques

Quelques précisions peuvent être apportées sur la construction des variables du modèle.

- La variable d'âge est celle de l'âge recalculé de la P.R. à l'année considérée.
- Les Unités de Consommation Logement (UCL) du ménage font référence à la mesure des besoins en espace définie au chapitre 2.

- Nous distinguons revenu permanent et revenu transitoire dans le modèle (Reid, 1962 ; Dynarski et Sheffrin, 1985 ; Goodman, 1988). Nous suivons donc ici la procédure utilisée par Robst *et al.* (1999) qui s'intéressent au rôle des incertitudes sur les revenus dans le choix de statut. La construction des revenus permanent et transitoire est détaillée en annexe D.1.

La restriction du modèle sur période récente (1997-2013) offre la possibilité d'utiliser dans le modèle de transition de nouvelles variables relatives aux rentrées exceptionnelles d'argent au cours des 4 dernières années. Nous avons sélectionné parmi celles-ci la combinaison de celle indiquant un héritage ou donation comprenant un ou plusieurs logements et de celle indiquant un héritage ou donation ne comprenant pas de logements. Ce sont les variables qui semblent les plus discriminantes dans le choix du statut d'après les probabilités conditionnelles (Tableau 4.3).

Tableau 4.3 - Probabilités de rentrée exceptionnelle d'argent au cours des 4 dernières années<sup>137</sup>

	Loc. privée	Accéder	Loc. sociale	Ne pas déménager
Héritage ou donation (avec logement ou non)*	5,9	<b>15,3</b>	4,0	4,3
<i>Héritage, donation comprenant un ou plusieurs logements</i>	1,8	<b>6,4</b>	1,6	1,6
<i>Héritage, donation ne comprenant pas de logements</i>	4,2	<b>9,1</b>	2,4	2,7
Sommes versées par une compagnie d'assurance (à la suite d'un sinistre, d'un décès, ...)	1,7	1,7	1,1	1,1
Dommages et intérêts	0,5	0,4	0,6	0,2
Gains aux jeux de hasard (loto, tiercé, casino)	0,3	0,7	0,5	0,4
Déblocage de participation, vente de titres	2,3	5,9	1,7	1,1
Indemnités de licenciement, prime de départ, ...	4,1	4,0	2,6	2,2
Autre événement	0,9	1,2	0,7	0,7
<i>Au moins une rentrée exceptionnelle d'argent au cours des 4 dernières années*</i>	<i>13,8</i>	<i>25,9</i>	<i>10,0</i>	<i>9,3</i>

\* Variable construite par l'auteur.

Champ : ménages locataires du parc privé 4 ans avant l'enquête

Source : enquêtes Logement 2002, 2006 et 2013 ; calculs de l'auteur

### 3.3.2 Précisions sur les variables de prix

Nos équations de transition et de demande nécessitent l'usage de variables de prix du logement qui reflètent le coût du logement pour chaque option du parc privé (accession ou location). Nous utilisons le niveau de loyers comme variable de prix dans le cas du locatif privé, et le coût d'usage dans le cas de l'accession à la propriété. Dans le cas du locatif social, nous n'incluons pas de variable de prix dans la description de l'option. D'une part il est difficile de définir un indice de prix pour un parc dont les loyers ne suivent pas les règles du marché, d'autre part la demande pour le parc social est le plus souvent très supérieure à l'offre, ce qui aboutit à un rationnement. Les fluctuations des loyers du parc social ne sont donc pas un facteur déterminant du choix du

<sup>137</sup> Variables de préfixe VHERIT\_ dans les enquêtes Logement

statut d'occupation. Le prix du parc locatif social est donc considéré comme stable sur la période étudiée (en euros constants).

Pour le secteur locatif privé, la variable de niveau des loyers est directement obtenue par l'indice des loyers ( $I_L$ ). Dans le cas de l'accession à la propriété, le coût de l'accession est mesuré par le coût d'usage. Pour rappel (voir Chapitre 3), le coût d'usage pour un ménage  $i$  peut être écrit de la façon suivante :

$$UC_i = (m_i r_i + (1 - m_i) r'_t + p_i - \pi_t + \delta) P_i = uc_t P_i,$$

où  $P_i$  est le prix du logement,  $m_i$  est le taux d'emprunt,  $r_i$  le taux d'intérêt du prêt,  $r'_t$  le taux d'intérêt sans risque,  $p_i$  représente les taxes foncières et les taxes locales,  $\delta$  les coûts de maintenance et de dépréciation, et  $\pi_t$  est le taux attendu d'augmentation du prix du logement. Les variables sont indexées le cas échéant par  $i$ , l'identifiant du ménage et  $t$ , l'année d'achat. Le taux d'intérêt sans risque est le taux d'intérêt du Livret A à l'année  $t$ .

La traduction de cette définition générale du coût d'usage en variable de prix pour les équations de transition et de demande est  $I_{uc} = uc_t \cdot I_P$ . Il s'agit de la combinaison entre un « taux d'intérêt composite » ( $uc_t$ ) et l'indice de prix à l'achat ( $I_P$ ). L'indice de prix composite est :

$$uc_t = m_t r_t + (1 - m_t) r'_t + p_t + \delta_t$$

Où  $m_t, r_t, r'_t, p_t, \delta_t$  correspondent aux valeurs indiciaires ou moyennes retenues dans le Chapitre 3 respectivement du taux d'emprunt, du taux d'intérêt bancaire, du taux sans risque, de la taxe foncière et du taux de dépréciation/maintenance.

Tant les indices de prix à l'achat ( $I_P$ ) que de loyer ( $I_L$ ) sont donc utiles, directement ou indirectement, pour définir le coût d'un logement dans le parc privé. Les indices de prix à l'achat et les indices de loyer utilisés ont été calculés à partir des données des enquêtes Logement (voir annexe C.3 du Chapitre 3). Ces indices hédoniques présentent potentiellement des biais compte tenu du manque d'information sur la localisation des logements et de la taille limitée de l'échantillon. Idéalement il serait donc préférable de s'appuyer sur des indices extérieurs à notre base de données et construits avec les données et les méthodes les plus fiables possible. Les indices de référence en France sont pour les prix à l'achat les indices Insee-Notaires<sup>138</sup>. Ces indices sont calculés par les services de l'Insee à partir des bases notariales BIEN pour l'Île-de-France et Perval pour le reste de la France. Pour les loyers les indices de référence sont les indices

---

<sup>138</sup> Nous utilisons les séries basées sur Clarenc *et al.* (2014) et disponibles sur : <https://www.insee.fr/fr/statistiques/series/102770558> (consulté en décembre 2019).

des loyers régionaux de l'association Clameur<sup>139</sup>. Cependant le calcul de ces deux types d'indices n'est disponible qu'à partir de la fin des années 1990 (1995 pour les indices de prix à l'achat et 1998 pour les indices de loyers). Nous adoptons donc une stratégie hybride consistant à calculer les modèles couvrant les années 1980 à 2013 en utilisant les indices hédoniques calculés par nos soins, tandis que les modèles couvrant uniquement la période récente (1997-2013) seront calculés par les deux types d'indices (hédoniques et exogènes) afin de mesurer les écarts éventuels.

## 4 Résultats

### 4.1 Analyses descriptives

#### 4.1.1 *Un échantillon reflétant la précarisation des locataires du parc privé*

Nous présentons dans cette section quelques caractéristiques générales de notre échantillon – les ménages locataires 4 ans avant l'enquête - en termes d'âge, niveau de diplôme et niveau de revenu de la P.R.

Les ménages locataires 4 ans auparavant sont globalement plus jeunes que le reste de la population (Tableau D.4 en annexe). Leur âge moyen augmente au fil des enquêtes Logement mais moins fortement que le reste de la population. Leur âge moyen passe de 47 à 49,6 ans (+2,6 ans) entre 1984 et 2013, tandis que l'ensemble de la population connaît un plus fort vieillissement, passant de 49,6 à 54,3 ans en moyenne (+4,8 ans).

Du point de vue des revenus, on observe une paupérisation importante des locataires (Tableau 4.4). Alors que le revenu moyen global dans la population augmente, celui de l'échantillon est en baisse (en euros constants). Ainsi les ménages du premier quintile de revenu représentaient 17,4% de l'échantillon en 1984, contre presque 30% en 2013. De même, la part des ménages du cinquième quintile passe de 18% à 9% en 4 décennies. De manière générale on observe une augmentation de la part des deux premiers quintiles et une baisse de celle des deux derniers. Cette paupérisation induit des effets de structure que le modèle visera à contrôler.

---

<sup>139</sup> <http://www.clameur.fr/>



Tableau 4.4 - Revenus de l'échantillon<sup>140</sup>

	1984	1988	1992	1996	2002	2006	2013	Évolution 1984-2013
Quintiles								
1	17,4	22,8	25,2	25,7	25,9	27,7	29,8	+12,4%
2	22,0	22,6	23,3	24,1	23,0	23,4	25,0	+3%
3	22,3	20,5	20,1	20,0	21,5	20,2	20,6	-1,7%
4	20,2	19,3	17,1	17,3	17,2	17,7	15,6	-4,6%
5	18,0	14,8	14,3	13,0	12,5	11,0	9,0	-9%
Revenu moyen de l'éch.	31 292	30 942	31 391	30 088	31 202	31 020	29 248	
Revenu moyen total	33 291	34 259	35 878	35 175	37 318	38 430	39 136	

Note : Dans la population totale, chaque quintile est par construction fixé à 20%. Les revenus sont exprimés en euros de 2013.

Champ : ménages locataires du parc privé 4 ans avant l'enquête

Source : enquêtes Logement 1984-2013, Insee ; calculs de l'auteur

Les niveaux d'éducation sont caractérisés par une hausse générale du niveau de diplôme ces dernières décennies (Tableau 4.5). Ceci introduit une corrélation entre les variables d'âge et de diplôme, les individus plus jeunes étant mieux diplômés que leurs aînés. Malgré ce phénomène, on observe que le niveau de diplôme de l'échantillon progresse moins vite que pour le reste de la population, alors même que l'échantillon vieillit plus lentement. Le pourcentage de personnes sans diplôme ou titulaires d'un Certificat d'Études Primaires est ainsi plus fort en 2013 parmi les ménages de l'échantillon (28,7%) qu'au sein de la population générale (25,6%), quand c'était la situation inverse qui prévalait en 1984, et inversement pour les ménages les plus diplômés (supérieurs à Bac+2). Ces observations vont donc dans le sens d'une baisse relative du niveau de diplôme des ménages de notre échantillon par rapport à la population générale.

<sup>140</sup> La variable de revenu utilisée est la variable MRTOTA<sub>3</sub> qui est une variable construite par l'Insee afin d'homogénéiser les revenus entre toutes les enquêtes Logement. L'enquête Logement 2013 utilise en effet un revenu calculé pour la première fois par des sources fiscales et non plus simplement en déclaratif lors de l'enquête. Ce revenu est donc exempt des biais de déclaration constatés dans les enquêtes conduisant à minorer les revenus. D'après ce que nous avons constaté lors des analyses descriptives, ce revenu MRTOTA<sub>3</sub> réévalue les revenus des enquêtes précédentes différemment en fonction du revenu déclaré et du secteur de logement (variable SEC) uniquement. Les accédants voient leur revenu réévalué en moyenne de 7%, les locataires de 5% et les propriétaires non accédants, les autres locataires, les logés gratuit, et les fermiers ou métayers d'environ 20%.

Tableau 4.5 – Répartition des niveaux de diplôme au sein de l'échantillon et de la population générale (en %)

	Échantillon		Population totale	
	1984	2013	1984	2013
1 : Aucun diplôme, CEP	53,3	28,7	54,8	25,6
2 : BEPC, BE, Brevet	6,0	5,5	5,9	5,6
3 : CAP, BEP	21,1	25,7	20,2	25,1
4 : Baccalauréat	7,7	13,9	7,7	14,7
5 : Bac +2	4,8	10,2	4,8	11,5
6 : Supérieur à bac+2	7,2	15,9	6,6	17,4
<i>Total</i>	<i>100</i>	<i>100</i>	<i>100</i>	<i>100</i>

Champ : ménages locataires du parc privé 4 ans avant l'enquête

Source : enquêtes Logement 1984 et 2013, Insee ; calculs de l'auteur

#### 4.1.2 Une baisse de la mobilité résidentielle et de l'accession

Les trente dernières années ont été marquées par des évolutions importantes en termes de mobilité résidentielle, avec une baisse importante de la propension à déménager au sein de l'échantillon (Tableau 4.6). Les flux vers l'accession baissent également tendanciellement, avec des fluctuations cependant et une forte baisse des flux entre 2002 et 2013 (baisse de plus de 4 p%). Les flux vers le locatif social sont également en baisse, mais plus modérée. Enfin la mobilité vers le locatif privé connaît une baisse pour les années 1988 et 1992, mais fluctue le reste du temps autour de 17 à 18%.

Tableau 4.6 - Répartition des choix des ménages de l'échantillon (en %)

	1984	1988	1992	1996	2002	2006	2013
Vers la location privée	18,5	14,5	16,2	17,3	18,4	17,7	18,7
Vers l'accession	19,0	15,6	12,4	12,6	15,3	14,0	11,1
Vers la location sociale	13,2	13,9	12,4	13,3	13,2	11,0	10,0
Ne pas déménager	49,3	56,0	58,9	56,8	53,1	57,3	60,2
Total	100	100	100	100	100	100	100

Lecture : Les pourcentages retranscrivent les mobilités des ménages sur les quatre années précédant l'enquête. Le statut d'occupation dans le cas d'une mobilité est le dernier en date (celui déclaré au moment de l'enquête).

Champ : ménages locataires du parc privé 4 ans avant l'enquête

Source : enquêtes Logement 1984-2013, Insee ; calculs de l'auteur

D'autres tableaux croisant la mobilité observée dans notre échantillon avec les variables sociodémographiques sont disponibles en annexe D.5. Ils permettent de mettre en exergue la baisse de la mobilité avec l'avancement en âge (Tableau D.5). Dans le cas de l'accession, on retrouve le pic d'accession à la propriété entre 30 et 35 ans. La mobilité vers le locatif privé ou social baisse constamment au cours de l'avancée en âge, tandis qu'à l'inverse l'immobilité augmente. On note que, contrairement au locatif social, la mobilité vers le locatif privé baisse très fortement jusqu'à 35 ans (-32 p%), puis plus lentement ensuite. La situation familiale a également un fort pouvoir discriminant (Tableau D.6). Les couples avec enfants sont les moins mobiles mais sont également les plus susceptibles d'accéder à la propriété, tandis que les

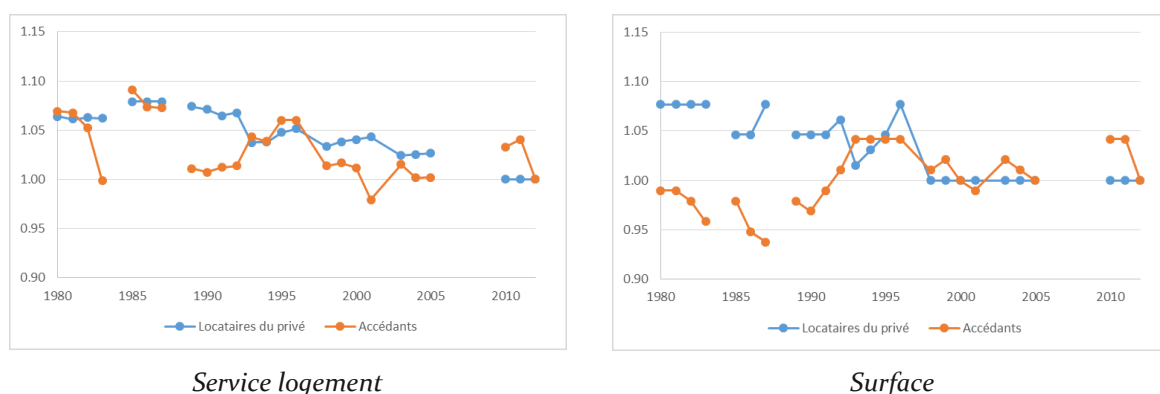
personnes seules et les familles monoparentales le sont entre 4 et 6 fois moins. Les familles monoparentales par contre présentent la plus forte probabilité de déménager vers le locatif social, tandis que les personnes seules représentent la catégorie de population la plus mobile. Enfin les revenus semblent également jouer un rôle majeur dans les choix de mobilité (Tableau D.7). Plus les ménages possèdent un niveau de vie élevé, plus ils sont mobiles, sont susceptibles d'accéder à la propriété, et moins ils sont susceptibles d'aller vers le logement social. La probabilité de mobilité vers le locatif privé est relativement stable selon les niveaux de vie. La mobilité résidentielle a baissé depuis 1984 pour toutes les tranches de revenus, en particulier les mobilités vers l'accession pour les revenus intermédiaires (du 2<sup>e</sup> au 4<sup>e</sup> quintile).

#### 4.1.3 Surface et service logement

##### Des fluctuations de consommation de service-logement pour les locataires mobiles et une baisse pour les primo-accédants...

Les consommations sont globalement restées assez stables au cours de la période étudiée, variant sur une tranche de plus ou moins 10% (Figure 4.1). Les fluctuations sur la consommation de service logement observées chez les accédants semblent principalement liées à la taille de notre échantillon. De fait les variations des surfaces médianes, qui ne sont pas sujettes à un éventuel biais de construction de l'indice, sont également du même ordre de grandeur. On constate toutefois une baisse régulière de la consommation de service logement chez les locataires récents de notre échantillon, qui se retrouve également sur les surfaces médianes.

Figure 4.1 - Médianes de service logement (à g.) et de surface (à d.) pour les locataires mobiles et les accédants



Réf. 2012 = 1.

Champ : ménages propriétaires accédants récents et locataires récents, anciennement locataires du parc privé 4 ans avant l'enquête

Champ : ménages accédants et locataires du parc privé récents, étant locataires du parc privé 4 ans avant l'enquête

Source : enquêtes Logement 1984-2013, Insee ; calculs et réalisation de l'auteur

##### ... Confirmée par la baisse des niveaux d'achat

La comparaison entre le niveau de consommation des accédants récents de notre échantillon et celui des autres propriétaires récents nous informe sur leurs éventuelles difficultés à entrer sur le marché. En effet, les niveaux de prix moyens constatés pour l'ensemble des propriétaires

récents peuvent être considérés comme reflétant les prix généraux du marché, tandis que notre échantillon de primo-accédants, c'est-à-dire de nouveaux entrants sur le marché, peut être contraint par des prix élevés à limiter sa consommation de service logement en achetant des logements moins chers que la moyenne.

La comparaison nous indique que les primo-accédants ont connu une baisse relative de leurs niveaux de consommations de logement par rapport à l'ensemble des propriétaires récents (Tableau 4.7). Ainsi la consommation de surface des primo-accédants est passée de +2,5% à -1,9% par rapport à l'ensemble des transactions, tandis que leur consommation de logement est passée de -1,9% à -9,3% entre 1984 et 2013 (avec une remontée à -0,6% en 1988). Cette première analyse semble indiquer une baisse de la consommation de logement pour les primo-accédants, plus sensibles aux variations des prix.

Tableau 4.7 - Rapport des consommations de logement entre les primo-accédants et l'ensemble des propriétaires récents.

	Surface	Service logement
1984	102,5%	98,1%
1988	101,1%	99,4%
1992	100,4%	95,9%
1996	101,5%	95,3%
2002	98,4%	92,6%
2006	97,7%	91,0%
2013	98,1%	90,7%

Lecture : Rapport constaté des moyennes de surface et service logement, entre les primo-accédants de l'échantillon et l'ensemble des propriétaires récents. Les moyennes sont des moyennes géométriques ce qui permet une faible sensibilité aux valeurs extrêmes.

Champ : ménages accédants récents, étant locataires du parc privé 4 ans avant l'enquête

Source : enquêtes Logement 1984-2013, Insee ; calculs de l'auteur

## 4.2 Modèle de transition

Nous abordons maintenant les résultats du modèle de transition (Tableau 4.8). Nous présentons les résultats du modèle central et faisons appel au besoin à certains paramètres de modèles alternatifs présentant des spécifications légèrement différentes.

Tableau 4.8 - Résultats du modèle de transition

	Déménager vers la location privée		Accéder à la propriété		Déménager vers la location sociale	
Revenu permanent (log)	0,45	***	0,95	***	-0,77	***
Revenu transitoire (log)	0,03	n.s.	1,19	***	-0,31	***
Prix des loyers (log)	-0,29	***				
Coût d'usage de l'accession (log)			-0,85	***		
<i>Âge de la P.R.</i>						
moins de 25 ans	0	Réf.	0	Réf.	0	Réf.
]25 ; 30]	-0,66	***	0,21	n.s.	-0,37	*
]30 ; 35]	-1,18	***	0,11	n.s.	-0,75	***
]35 ; 40]	-1,37	***	-0,28	n.s.	-0,94	***
]40 ; 45]	-1,54	***	-0,62	**	-1,10	***
]45 ; 50]	-1,69	***	-0,90	***	-1,41	***
]50 ; 55]	-2,01	***	-1,09	***	-1,05	***
]55 ; 60]	-2,22	***	-1,70	***	-1,65	***
]60 ; 65]	-2,40	***	-2,48	***	-1,83	***
65 ans et plus	-2,95	***	-1,72	***	-1,81	***
Taille du ménage (UCL)	-0,16	**	-0,19	*	0,16	*
<i>Situation familiale</i>						
Couple avec enfant(s)	0	Réf.	0	Réf.	0	Réf.
Couple sans enfant	0,15	n.s.	-0,25	n.s.	0,07	n.s.
Personne seule	0,10	n.s.	-1,23	***	-0,55	**
Famille monoparentale	0,37	n.s.	-0,62	***	-0,07	n.s.
Constante	-1,99	***	-2,73	***	-0,06	n.s.

$N=19\ 472$ ,  $R^2$  de McFadden : 0,128

Significativité : \*\*\*  $p < 0,001$  | \*\*  $p < 0,01$  | \*  $p < 0,05$  | n.s. non significatif.

Lecture : Le modèle multinomial prend pour alternative de référence l'immobilité. Les paramètres, et notamment leur signe, sont donc à interpréter au regard de cette référence.

Champ : ménages locataires du parc privé 4 ans avant l'enquête

Source : enquêtes Logement 1984-2013, Insee ; calculs de l'auteur

#### 4.2.1 Un rôle marqué du revenu et du coût de l'accession

En lien avec la problématique centrale du chapitre, nous commençons par étudier l'influence des prix immobiliers sur les décisions de mobilité des ménages locataires du secteur privé. Comme attendu, une hausse des prix réduit la probabilité de déménager, que ce soit au sein du secteur locatif privé ou pour accéder à la propriété, les deux paramètres de prix étant négatifs. Dans le cas de la mobilité au sein du secteur locatif privé l'élasticité-prix relative aux loyers est assez faible : une hausse de 1% du prix du logement abaisse la probabilité de déménager tout en

restant dans le locatif privé de seulement -0,3%.<sup>141</sup> L'élasticité au coût d'usage de l'accession est plus forte (-0,8), traduisant que la décision d'accéder est bien plus sensible au coût du logement. Ce résultat peut être relié aux taux d'effort élevés des ménages ayant choisi d'accéder à la propriété (voir Chapitre 3), et donc à leurs plus faibles marges de manœuvre face à une hausse des prix immobiliers.

Nous avons cherché à tester si la sensibilité des ménages aux prix du logement variait selon le niveau de revenus (pris en tercile). Pour la mobilité vers la location privée seuls les ménages du premier tercile sont sensibles au niveau des loyers (élasticité-loyer=-0,51, p-valeur<0,001), l'élasticité-loyer n'étant pas significative pour les autres terciles. Dans le cas de l'accession, les trois terciles de revenus semblent avoir la même sensibilité aux variations de prix et présentent des paramètres similaires. Si une hausse des loyers semble donc surtout bloquante pour les ménages les moins aisés, l'impact d'une hausse du prix de l'accession affecte toutes les catégories de revenus.

Concernant l'influence du revenu sur la mobilité résidentielle, dans le cas des déménagements vers le locatif privé, l'élasticité-revenu permanent est d'environ 0,5. L'élasticité-revenu transitoire est très faible et non significative. Dans le cas de l'accession à la propriété, les deux élasticité-revenu sont par contre très significatives, proches de l'unité<sup>142</sup>. Enfin dans le cas de la mobilité vers le logement social, l'élasticité-revenu est négative et très significative : plus les ménages ont de hauts revenus, plus la probabilité de déménager vers le locatif social est faible. La probabilité est d'ailleurs plus sensible au niveau de revenu permanent que transitoire (environ -0,8 contre -0,2).

Le revenu joue donc un rôle très différent en fonction du statut visé. S'il semble peu déterminant pour la mobilité vers le locatif privé, il influe à l'inverse fortement sur la mobilité vers l'accession, une augmentation de 1% des revenus conduisant à une hausse de la probabilité d'accéder de 1%. De même le revenu est très structurant pour la mobilité vers le locatif social, les revenus les plus élevés présentant une faible probabilité de déménager vers ce statut. Ces observations sont

---

<sup>141</sup> En relatif, c'est-à-dire  $\frac{\Delta p}{p} = 0,3\%$  et non pas  $\Delta p = 0,3\%$  (= 0,3 p%). Pour simplifier, toutes choses égales par ailleurs, un ménage ayant une probabilité de déménager vers le locatif privé de 20% verra celle-ci passer à 20,6% avec une baisse des prix de 10%. En outre, compte tenu des relativement faibles probabilités de déménagement, nous considérons le paramètre associé au logarithme du prix ou du revenu comme une bonne approximation des élasticité correspondantes (élasticité-prix ou élasticité-revenu). Il s'agit en réalité d'une borne supérieure des véritables élasticité, le calcul précis étant disponible en annexe D.3.2.

<sup>142</sup> Les aides au logement n'ont pas été intégrées au calcul du revenu. Compte tenu du caractère redistributif de ces dernières, les valeurs absolues des élasticité-revenu présentées dans ce chapitre peuvent être vues comme des bornes inférieures (les hausses relatives de revenu associées à une demande plus forte seraient en effet plus faibles avec l'intégration des aides au logement).

confirmées par un modèle alternatif introduisant les quintiles de niveaux de vie au lieu du revenu transitoire et permanent (annexe D.6.2).

#### 4.2.2 *La mobilité diminue avec l'âge tandis que les petits ménages vont vers le locatif privé*

L'impact différencié de l'âge sur les choix de mobilité apparaît lisiblement. Les probabilités de déménager vers le locatif privé et le locatif social décroissent ainsi toutes deux quasi linéairement avec l'avancée en âge, bien que de façon moins prononcée pour le secteur social (Figure D.1 en annexe). Pour l'accession, la probabilité augmente avec l'âge jusqu'à 35 ans avant d'également décroître. Ce profil en cloche pour l'accession est cohérent avec les résultats du chapitre 1. De manière générale les ménages dont la P.R. a plus de 65 ans sont avant tout caractérisés par l'immobilité, les mobilités vers les trois statuts voyant leur probabilité chuter.

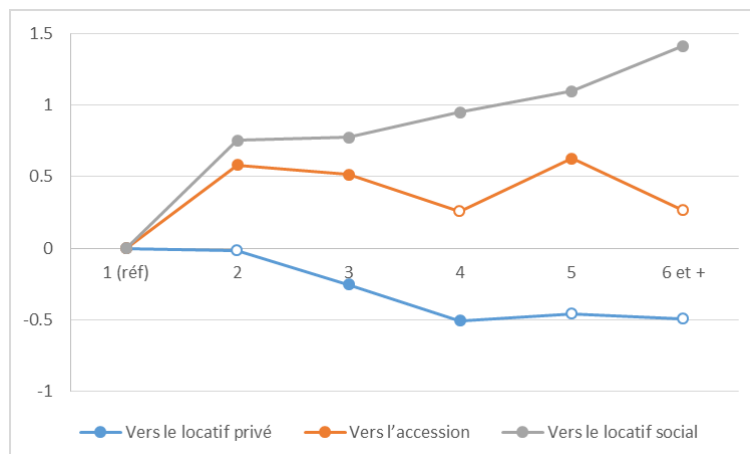
Le rôle de la taille et de la situation familiale est aussi déterminant. Les petits ménages sont plus mobiles vers le locatif privé et les grands ménages vers l'accession et le locatif social. Si la situation familiale est peu significative dans le cas des mobilités vers la location, on observe un gradient faisant intervenir les deux variables de taille et de situation familiale pour l'accession à la propriété : les couples avec enfant sont les plus susceptibles d'accéder, puis les couples sans enfants, les familles monoparentales et enfin les personnes seules.

Lorsque la taille du ménage est mesurée par la variable d'UCL prise de manière discrétisée et sans inclure la situation familiale, on constate un effet diversifié de la taille du ménage (Figure 4.2). À partir de 3 adultes-équivalent un ménage voit sa probabilité de déménager vers le locatif privé diminuer de manière significative par rapport à un seul adulte-équivalent : -22% ( $e^{-0,25}$ )<sup>143</sup> pour 3 adultes-équivalent puis -40% ( $e^{-0,50}$ ) à partir de 4 adultes-équivalent. Dans le cas de l'accession, si le paramètre de taille de ménage est faiblement significatif dans la spécification linéaire contrôlée par la situation familiale, la discrétisation de la variable seule montre que le passage d'un à deux adultes-équivalent est très significatif, augmentant la probabilité de 79% ( $e^{0,58}$ ). Enfin la mobilité vers la location sociale présente le profil le plus clair, avec une forte hausse au passage de un à deux adultes-équivalent, puis une augmentation linéaire ensuite.

---

<sup>143</sup> Compte tenu des probabilités relativement faibles de déménager vers la location ou l'accession, nous confondrons par abus de langage l'odd-ratio avec le rapport entre la probabilité de déménager vers l'un de ces statuts par rapport celle de ne pas déménager. Les odd-ratios ont en effet la particularité dans le modèle logit d'être très simples à calculer (il s'agit de l'exponentielle du paramètre) et de permettre un raisonnement « toutes choses égales par ailleurs ». Les odd-ratios sont en réalité un rapport de rapports de probabilités, et sont proches d'un rapport de probabilités uniquement quand la probabilité de l'événement est faible. C'est d'ailleurs pour cela que leur utilisation est répandue en médecine où la probabilité de prévalence d'une maladie est en général très faible. Nous avons cependant calculé empiriquement qu'en dessous de 10% de probabilité, les odd-ratios sont une approximation très convenable des rapports de probabilité.

Figure 4.2 – Modèle (b)<sup>144</sup> : Impact de la taille du ménage (UCL) sur la probabilité de déménagement



Lecture : les paramètres symbolisés par un point blanc ne sont pas significativement différents de zéro au seuil de 5 % ( $pval > 0,05$ )

Champ : ménages locataires du parc privé 4 ans avant l'enquête

Source : enquêtes Logement 1984-2013, Insee ; calculs de l'auteur

La taille du ménage et la situation familiale étant fortement liées, nous avons testé différentes configurations incluant les variables de type et de taille du ménage séparément l'une de l'autre (annexe D.6.1). Les résultats obtenus sont très proches des observations précédentes. Nous pouvons retenir en résumé que pour la mobilité résidentielle vers le locatif privé et social la taille du ménage semble le principal vecteur de mobilité, devant la composition familiale en elle-même. Dans le cas de l'accession au contraire, la taille du ménage semble moins influente que la situation familiale.

#### 4.2.3 Un cas précis en guise de synthèse

Le tableau ci-dessous résume pour un couple francilien, de revenus moyens, sans enfant et dont la P.R a entre 30 et 35 ans, l'impact d'une évolution des principales variables explicatives sur les trois probabilités de transition (Tableau 4.9).

Ainsi si un vieillissement de cinq ans de la P.R. et la présence d'un enfant ont tous deux un effet stabilisateur sur le ménage, induisant une baisse globale de la mobilité résidentielle (plus forte dans le premier cas), la présence d'un enfant augmente la probabilité d'accéder. La baisse globale de la mobilité pourrait alors s'interpréter comme la préparation d'un projet d'accession chez les ménages projetant ou venant d'avoir un enfant : ces ménages auraient alors une propension plus forte à rester dans leur logement pour épargner en attendant de pouvoir accéder. Au contraire le vieillissement produit une baisse générale de la mobilité vers tous les statuts. Le revenu et les

<sup>144</sup> Les lettres entre parenthèses font référence aux spécifications alternatives présentées dans ce chapitre. Au regard du nombre élevé de modèles alternatifs, nous présentons uniquement les paramètres des variables ayant été modifiées. En effet, les autres paramètres sont, dans leur très grande majorité, stables. Lorsque la lettre n'est pas spécifiée, c'est le modèle principal (a) qui est présenté.



prix ont un impact significatif sur les probabilités de mobilité, et plus spécifiquement sur l'accès à la propriété : ainsi une hausse du revenu du ménage de 20% conduit à une hausse de la probabilité d'accéder (4,5 à 5%), tandis qu'une hausse des prix de 20% la diminue à 3,9%.

Tableau 4.9 – Probabilités de mobilité dans l'année 2012 d'un couple francilien sans enfants, dont la P.R. a entre 30 et 35 ans.

	Déménager vers la location privée	Accéder à la propriété	Déménager vers la location sociale	Total : Déménager
Couple sans enfant, 30 à 35 ans	12,4%	4,5%	3,8%	<b>20,7%</b>
+20% de revenu	12,6%	5,5%	3,5%	<b>21,6%</b>
+20% d'augmentation des prix	12,3%	3,9%	3,8%	<b>20,0%</b>
Avec un enfant	9,3%	5,0%	4,3%	<b>18,6%</b>
P.R. entre 35 et 40 ans	10,8%	3,2%	3,2%	<b>17,2%</b>

Lecture : La présence d'un enfant dans le ménage abaisse le pourcentage de mobilité de 1,9 p% (18,6-20,7). La somme des probabilités fait 100% lorsque l'on ajoute la probabilité de ne pas déménager.

### 4.3 Modèle de demande

#### 4.3.1 Demande de service logement

De la même manière que précédemment, nous présentons le modèle de demande central puis les variantes dans les sections dédiées. Afin de mettre en valeur les comportements différenciés, nous comparons dans un même tableau les résultats pour les équations de demande des accédants et des locataires du secteur privé.

Tableau 4.10 - Modèles de demande

	Primo-accédants		Locataires du privé mobiles	
Revenu permanent (log)	0,248	**	0,742	***
Revenu transitoire (log)	0,412	***	0,277	***
Prix des loyers (log)			-0,386	***
Coût d'usage de l'accession (log)	-0,526	***		
Âge de la P.R.	-0,001	n.s.	0,011	***
Taille du ménage (en UCL)	0,184	***	0,098	*
Situation familiale				
Couple avec enfant(s)	0	Réf.	0	Réf.
Couple sans enfant	-0,143	**	-0,025	n.s.
Personne seule	-0,096	n.s.	0,319	***
Famille monoparentale	0,087	n.s.	0,374	***
<i>P</i> (Accédant)	1,276	*	2,297	***
<i>P</i> (Loc. privé)	0,394	n.s.	0,483	*
<i>P</i> (Loc. sociale)	-8,904	***	5,180	***
Constante	11,834	***	2,825	***
<hr/>				
R <sup>2</sup>	0,516		0,385	
N	718		1 461	

Significativité : \*\*\*  $p < 0,001$  | \*\*  $p < 0,01$  | \*  $p < 0,05$  | n.s. non significatif.

Champ : ménages accédants et locataires du parc privé récents, étant locataires du parc privé 4 ans avant l'enquête

Source : enquêtes Logement 1984-2013, Insee ; calculs de l'auteur

### Élasticité prix et revenu

L'élasticité-prix est d'environ -0,5 pour l'accession contre environ -0,4 pour les déménagements vers le secteur locatif privé. Ainsi, une augmentation des prix à l'achat de 1% conduira à une baisse moyenne de la consommation de logement des accédants de 0,5%.

Dans le cas de l'accession comme dans celui de la location, les élasticité-revenu présentent un signe positif comme attendu. L'élasticité-revenu transitoire est plus élevée que l'élasticité-revenu permanent dans le cas de l'accession alors que c'est l'inverse dans le cas du locatif privé. Ainsi, un ménage bénéficiant d'un revenu 1% plus élevé va augmenter sa consommation de service logement entre 0,25% et 0,41% selon que l'augmentation de revenu est liée à une composante permanente ou transitoire.

L'analyse de spécifications alternatives des variables de revenu nous confirme l'importance de celui-ci dans les niveaux de demande (Tableau 4.11). Le revenu total, non séparé en permanent

et transitoire, présente une élasticité plus forte chez les accédants que chez les locataires<sup>145</sup>. De plus, l'utilisation des quintiles de niveau de vie<sup>146</sup> confirme l'importance du revenu dans les niveaux de demande, quel que soit le statut : chez les accédants comme chez les locataires on observe une progression comparable de la demande en fonction du niveau de vie.

Tableau 4.11 - Modèles de demande alternatifs : paramètres de revenu

		Primo- accédants		Locataires du privé mobiles	
(a)	Revenu permanent (log)	0,248	**	0,742	***
	Revenu transitoire (log)	0,412	***	0,277	***
Alt. (e)	Revenu (log)	0,389	***	0,276	***
Alt. (f)	Revenu par quintile de niveau de vie				
	1 <sup>er</sup> quintile	0	Réf.	0	Réf.
	2 <sup>ème</sup> quintile	0,190	*	0,109	**
	3 <sup>ème</sup> quintile	0,208	*	0,178	***
	4 <sup>ème</sup> quintile	0,282	**	0,205	***
	5 <sup>ème</sup> quintile	0,453	***	0,368	***

Significativité : \*\*\*  $p < 0,001$  | \*\*  $p < 0,01$  | \*  $p < 0,05$  | n.s. non significatif.

Lecture : Nous n'affichons que les paramètres liés au revenu. Le reste de l'équation de demande est inchangé.

Nous avons comme pour le modèle de transition testé si l'élasticité-prix variait selon le tercile de revenu. Aucun paramètre sur les deux statuts ne ressort de manière significative : nous n'observons donc pas d'effet différencié des prix sur les niveaux de demande selon les terciles de revenus.

#### L'âge influe sur la demande des locataires mais pas des accédants

Du point de vue des variables sociodémographiques, on constate une faible significativité de la variable d'âge pour l'accession tandis qu'elle joue un rôle fortement significatif sur les niveaux de demande des locataires du parc privé. Une discrétisation de l'âge permet de confirmer ces observations (Tableau 4.12). Pour l'accession on constate une demande plus faible au fil de l'avancée en âge mais les paramètres sont globalement très peu significatifs, ce qui renforce l'idée

<sup>145</sup> Il n'est pas surprenant de voir l'élasticité du revenu transitoire être proche de celle du revenu total dans la mesure où le revenu permanent est en partie déterminé par certaines variables déjà présentes dans l'équation (âge, taille du ménage et situation familiale). L'effet du revenu permanent se retrouve donc capté par ces variables.

<sup>146</sup> Nous avons choisi l'utilisation des revenus rapportés aux U.C. (niveaux de vie) pour les quintiles de revenu afin d'apporter un éclairage supplémentaire. Compte tenu de l'inclusion d'un terme de UCL dans la régression de demande, les élasticités liées au niveau de vie sont proches de celles liées au revenu.

d'un faible impact de l'âge sur le niveau de demande des accédants. Pour le locatif privé au contraire la propension à la consommation augmente linéairement et fortement avec l'avancée en âge. Ainsi à revenu et taille de ménage donné, un ménage locataire de 35-40 ans déménageant vers le locatif privé aura en moyenne tendance à consommer 47% ( $e^{0,39}$ ) de service logement en plus qu'un ménage de moins de 25 ans.

Tableau 4.12 - Modèles de demande alternatifs : paramètres d'âge de la P.R.

		Primo- accédants		Locataires du privé mobiles	
(a)	Âge de la P.R.	-0,001	n.s.	0,011	***
Alt. (g)	<i>Âge de la P.R. en classes</i>				
	moins de 25 ans	0,764	*	-0,386	***
	]25 ; 30]	0,315	*	-0,146	*
	]30 ; 35]	0,124	n.s.	-0,014	n.s.
	]35 ; 40]	0	Réf.	0	Réf.
	]40 ; 45]	-0,053	n.s.	0,124	**
	]45 ; 50]	-0,054	n.s.	0,073	n.s.
	]50 ; 55]	-0,052	n.s.	0,123	*
	]55 ; 60]	-0,351	*	0,331	***
	]60 ; 65]	-0,183	n.s.	0,487	***
	65 ans et plus	-0,335	*	0,523	***

Significativité : \*\*\*  $p < 0,001$  | \*\*  $p < 0,01$  | \*  $p < 0,05$  | n.s. non significatif.

Lecture : Nous n'affichons que les paramètres liés à l'âge de la P.R. Le reste de l'équation de demande est inchangé.

Les variables de taille du ménage et de situation familiale jouent des rôles contrastés dans le cas des accédants et des locataires. Pour les accédants la taille du ménage est fortement significative tandis que la situation familiale joue un rôle peu déterminant, à l'exception des couples avec enfant qui consomment moins de service logement à taille de ménage donnée. Chez les locataires au contraire, la taille du ménage n'influe pas sur la demande de logement tandis que la situation familiale est plus déterminante. Les personnes seules et les familles monoparentales, une fois les effets d'âge, revenu et taille contrôlés, consomment plus de service logement que les couples avec et sans enfants. Cet effet, qui résiste au retrait de la variable de taille du ménage et à l'explication par une localisation plus centrale – et donc valorisée – des personnes seules et des familles monoparentales, est surtout lié à notre réflexion à revenu constant alors que ces ménages ont des revenus structurellement plus faibles (car composés au maximum d'une seule personne active). Ces observations sur les rôles de la taille du ménage et de la situation familiale dans la demande de service logement sont confirmées par des modèles alternatifs, discutés en annexe D.6.3.

#### 4.3.2 Demande de surface

Les modèles précédents ont été appliqués à une autre mesure de la consommation de logement, la surface habitable. Ce modèle poursuit un double objectif : offrir une validation de notre utilisation des prix d'achat et loyers comme proxy de la consommation de logement, tout en offrant un point de comparaison. Les ménages n'ont en effet a priori pas la même forme de demande pour la surface habitable que pour le *panier de biens* que constitue le service logement, la surface n'en étant qu'un seul d'entre eux.

##### Des arbitrages de prix et de revenus légèrement différents

Les élasticité-prix de la demande de surface sont toutes deux négatives - comme attendu - et dans le même ordre de grandeur que les élasticité-prix de la demande de service logement (Tableau 4.13). Pour les ménages accédants la demande de surface est cependant moins élastique que la demande de service logement : si le coût d'usage augmente de 1%, la demande de surface diminue de 0,30% tandis que la demande de service logement réduit de 0,53%, ce qui suppose implicitement une baisse plus forte sur les éléments non surfaciques (confort, localisation, etc.). Les accédants arbitrent donc en faveur de la surface au détriment des autres caractéristiques du logement lorsque les prix augmentent. Les locataires mobiles privilégient à l'inverse les aménités par rapport à la surface en cas de hausse des loyers, la demande de surface étant légèrement plus élastique que la demande de service logement.

Tableau 4.13 – Modèles de demande de surface

	Primo-accédants				Locataires du privé mobiles			
	Conso. (rappel)		Surf. hab.		Conso. (rappel)		Surf. hab.	
Revenu permanent (log)	0,248	**	0,001	n.s.	0,742	***	0,457	***
Revenu transitoire (log)	0,412	***	0,177	***	0,277	***	0,223	***
Loyers (log)					-0,386	***	-0,443	***
Coût d'usage de l'accession (log)	-0,526	***	-0,304	***				
Âge de la P.R.	-0,001	n.s.	0,005	*	0,011	***	0,011	***
Taille du ménage (en UCL)	0,184	***	0,227	***	0,098	*	0,317	***
<i>Situation familiale</i>								
Couple avec enfant(s)	0	Réf.	0	Réf.	0	Réf.	0	Réf.
Couple sans enfant	-0,143	**	-0,110	**	-0,025	n.s.	-0,085	*
Personne seule	-0,096	n.s.	-0,331	***	0,319	***	0,062	n.s.
Famille monoparentale	0,087	n.s.	-0,003	n.s.	0,374	***	0,300	***
<i>P(Loc. privé)</i>	0,394	n.s.	0,544	n.s.	0,483	*	0,769	***
<i>P(Accédant)</i>	1,276	*	1,097	**	2,297	***	1,756	***
<i>P(Loc. sociale)</i>	-8,904	***	-2,591	n.s.	5,180	***	2,726	**
Constante	11,834	***	4,639	***	2,825	***	1,354	***
R <sup>2</sup>	0,516		0,494		0,385		0,476	
N	718				1 461			

Significativité : \*\*\*  $p < 0,001$  | \*\*  $p < 0,01$  | \*  $p < 0,05$  | n.s. non significatif.

Champ : ménages accédants et locataires du parc privé récents, étant locataires du parc privé 4 ans avant l'enquête

Source : enquêtes Logement 1984-2013, Insee ; calculs de l'auteur

Dans le cas de l'accession, les élasticités-revenu du service logement sont plus élevées que celles de la surface habitable. Ceci est tout à fait cohérent avec le comportement supposé des ménages : la surface est un bien dont l'utilité marginale décroît fortement à partir d'un certain seuil. Autrement dit, une fois un certain niveau de confort surfacique atteint, les ménages privilégient la localisation et les aménités plutôt que les mètres carrés supplémentaires (voir Chapitre 2). Chez les locataires cette remarque semble moins vraie car uniquement vérifiée pour le revenu permanent. De plus lorsque le revenu total est utilisé, les élasticités-revenu sont comme précédemment très proches de celles du revenu transitoire (Tableau 4.14). La proximité entre les élasticités-revenu de la demande de service logement et de la demande de surface semble donc confirmer que les locataires mobiles augmentent leur consommation de surface et d'aménités dans des proportions similaires lorsque leur niveau de revenu augmente.

Tableau 4.14 - Modèle de demande alternatif : paramètres de revenu

Alt. (e)	Revenu du ménage (log)	Primo-accédants		Locataires du privé mobiles	
		Conso. (rappel)	Surf. hab.	Conso. (rappel)	Surf. hab.
		0,389 ***	0,152 ***	0,276 ***	0,223 ***

Significativité : \*\*\*  $p < 0,001$  | \*\*  $p < 0,01$  | \*  $p < 0,05$  | n.s. non significatif.

Nous n'affichons que les paramètres liés au revenu du ménage. Le reste de l'équation de demande est inchangé.

### Un effet plus marqué des caractéristiques démographiques

Chez les accédants la demande de surface de logement est, *toutes choses égales par ailleurs*, peu sensible à l'âge de la P.R., tout comme la demande de service logement. Chez les locataires mobiles, les paramètres liés à l'âge de la P.R. sont égaux pour les demandes de surface et de service logement.

Les élasticités-taille du ménage sont très significatives, comme attendu. Chez les accédants, un adulte-équivalent en plus induit ainsi une augmentation de 25% ( $e^{0,23}$ ) de la surface demandée. Chez les locataires mobiles, l'augmentation est encore plus marquée (+37%) alors que la demande de service logement n'augmente pour rappel que de +10% dans ce cas. Le service logement englobant la surface habitable, on peut ainsi émettre l'hypothèse que la taille du ménage influe principalement chez les locataires mobiles sur la demande de surface habitable, la demande pour les autres caractéristiques du logement (type de bâti, localisation, qualité) étant relativement insensible à la taille du ménage. En effet, un paramètre de taille du ménage proche de 0 pour la demande de service logement implique que la hausse de la surface du logement nécessaire à accueillir un plus grand ménage se fait au détriment des autres caractéristiques, notamment de localisation. Au contraire, un paramètre de taille du ménage au même niveau pour la demande de service logement que pour la demande de surface – comme c'est le cas pour les accédants – implique que les ménages les plus grands sont disposés à dépenser plus pour leur logement. Les ménages en question n'arbitrent alors pas entre taille du logement et localisation.

Les remarques précédentes sont confirmées par les résultats du modèle n'incluant pas la variable de situation familiale étant donné la forte corrélation avec la taille du ménage (Tableau 4.15). Pour les accédants l'élasticité taille du ménage est comparable entre demandes de surface et de service logement, tandis que chez les locataires mobiles, l'élasticité taille de ménage est trois fois plus forte pour la demande de surface. Ce résultat vient donc supporter l'hypothèse qu'à revenu égal, plus le ménage locataire est grand, plus le besoin de maintenir un confort surfacique se fait sous contrainte de dépenses de logement stables, et donc au détriment de la qualité de la localisation. On notera enfin que l'élasticité taille du ménage est de même niveau chez les accédants et les locataires pour la demande de surface, ce qui n'est pas le cas pour la demande de service logement : le besoin de maintenir le confort surfacique est donc transversal au statut d'occupation.

Tableau 4.15 - Modèles de demande alternatifs : paramètres de taille de ménage (UCL)

Alt. (c)	Taille du ménage (UCL)	Primo-accédants		Locataires du privé mobiles	
		Conso.	Surface	Conso.	Surface
		0,140 ***	0,171 ***	0,065 ***	0,177 ***

Significativité : \*\*\*  $p < 0,001$  | \*\*  $p < 0,01$  | \*  $p < 0,05$  | n.s. non significatif.

Nous n'affichons que le paramètre lié à la taille du ménage. Le reste de l'équation de demande est inchangé.

## 5 Évolutions des comportements au cours du temps

Cette partie étudie la stabilité des comportements des ménages au cours du temps, avec en ligne de mire la question pour la période récente des effets de la forte hausse des prix immobiliers. Nous commençons par estimer le modèle à 2 étapes uniquement sur période récente (1997-2013), permettant d'intégrer de nouvelles variables non disponibles dans les enquêtes précédentes (5.1). Nous confirmons les résultats de cette première analyse en découpant les sept enquêtes Logement en 2 périodes et en testant la stabilité temporelle des élasticités-prix et revenu (5.2). Enfin, nous estimons l'effet de la hausse des prix entre 1999 et 2012 sur les choix des ménages locataires du parc privé (5.3).

### 5.1 La réduction de la fenêtre temporelle : analyse sur la période 1997-2013

#### 5.1.1 Modèle de transition

L'estimation sur les trois dernières enquêtes Logement (1997-2013) indique pour les ménages locataires 4 ans avant l'enquête une élasticité-loyer de la mobilité au sein du locatif privé beaucoup plus élevée sur période récente (-1,15 contre -0,29 pour l'ensemble de la période 1980-2013, Tableau 4.16). L'élasticité-coût d'usage est également un peu plus élevée sur période récente (-1,12 contre -0,85)<sup>147</sup>. La hausse générale des prix immobiliers aurait donc conduit à une baisse de la mobilité des locataires, à la fois vers l'accession et de façon encore plus marquée au sein du parc locatif privé. Ce second point pourrait traduire l'effet de l'encadrement traditionnel en France de la revalorisation des loyers en cours de bail,<sup>148</sup> fournissant une incitation aux locataires à rester en place en cas de forte hausse des loyers. De plus les élasticités-revenu sont plus élevées

<sup>147</sup> Les élasticités-prix sont estimées sur un nombre plus réduit de points temporels car seulement 3 enquêtes Logement couvrent la période récente. Cependant la valeur élevée des élasticités-loyer et la hausse de l'élasticité-coût d'usage sont confirmées par les modèles sur l'échantillon complet intégrant un nombre plus élevé d'années (Tableau D.11 en annexe D.6.4).

<sup>148</sup> Les loyers en cours de bail ne peuvent en effet pas augmenter plus fortement que l'indice de revalorisation des loyers (IRL), proche de l'inflation. Les loyers à la relocation augmentant plus fortement que l'inflation, notamment sur la période récente, une mobilité au sein du parc locatif privé implique donc souvent une hausse des coûts du logement.



sur la période récente au sein du parc privé, indiquant une corrélation plus forte entre revenu et probabilité de déménager vers l'accession ou le locatif privé. Ce renforcement des élasticités-revenu nous semble donc faire également écho à la hausse des coûts du logement sur la période récente. Concernant les autres variables sociodémographiques, les paramètres estimés sur période récente sont relativement proches de ceux estimés sur plus longue période.

Tableau 4.16 – Modèle de transition sur période récente

	Déménager vers le locatif privé		Accéder à la propriété		Déménager vers le locatif social	
	Modèle central (rappel)	Restriction (≥1997)	Modèle central (rappel)	Restriction (≥1997)	Modèle central (rappel)	Restriction (≥1997)
Revenu permanent (log)	0,45 ***	0,71 ***	0,95 ***	1,46 ***	-0,77 ***	-0,42 n.s.
Revenu transitoire (log)	0,03 n.s.	0,1 n.s.	1,19 ***	1,12 ***	-0,31 ***	-0,17 n.s.
Prix des loyers (log)	-0,29 ***	-1,14 ***				
Coût d'usage de l'accession (log)			-0,85 ***	-1,12 ***		
Âge de la P.R. moins de 25 ans	0 Réf.	0 Réf.	0 Réf.	0 Réf.	0 Réf.	0 Réf.
]25 ; 30]	-0,66 ***	-0,69 ***	0,21 n.s.	0,3 n.s.	-0,37 *	0,07 n.s.
]30 ; 35]	-1,18 ***	-1,26 ***	0,11 n.s.	0,19 n.s.	-0,75 ***	-0,59 *
]35 ; 40]	-1,37 ***	-1,44 ***	-0,28 n.s.	-0,13 n.s.	-0,94 ***	-0,63 *
]40 ; 45]	-1,54 ***	-1,62 ***	-0,62 **	-0,46 n.s.	-1,1 ***	-0,66 *
]45 ; 50]	-1,69 ***	-1,86 ***	-0,9 ***	-0,99 *	-1,41 ***	-0,81 *
]50 ; 55]	-2,01 ***	-2,06 ***	-1,09 ***	-1,39 **	-1,05 ***	-0,64 n.s.
]55 ; 60]	-2,22 ***	-2,46 ***	-1,7 ***	-2,28 ***	-1,65 ***	-1,5 **
]60 ; 65]	-2,4 ***	-2,57 ***	-2,48 ***	-1,88 *	-1,83 ***	-1,23 *
65 ans et plus	-2,95 ***	-3,24 ***	-1,72 ***	-1,32 *	-1,81 ***	-2,33 ***
Taille du ménage (UCL)	-0,16 **	-0,33 ***	-0,19 *	-0,3 *	0,16 *	0,1 n.s.
Situation familiale						
Couple avec enfant(s)	0 Réf.	0 Réf.	0 Réf.	0 Réf.	0 Réf.	0 Réf.
Couple sans enfant	0,15 n.s.	0,02 n.s.	-0,25 n.s.	0,05 n.s.	0,07 n.s.	-0,14 n.s.
Personne seule	0,1 n.s.	-0,27 n.s.	-1,23 ***	-1,11 **	-0,55 **	-0,55 *
Famille monoparentale	0,37 n.s.	0,12 n.s.	-0,62 ***	-0,02 n.s.	-0,07 n.s.	-0,06 n.s.
Un adulte du ménage en emploi stable		-0,24 *		0,64 *		-0,12 n.s.
Héritage au cours des 4 dernières années		0,33 n.s.		1,01 ***		-0,32 n.s.
Constante	-1,99 ***	-1,8 ***	-2,73 ***	-4,52 ***	-0,06 n.s.	-1,32 n.s.

$N = 8\,449$ ,  $R^2$  de McFadden : 0,146

Significativité : \*\*\*  $p < 0,001$  | \*\*  $p < 0,01$  | \*  $p < 0,05$  | n.s. non significatif.

Champ : ménages locataires du parc privé 4 ans avant l'enquête

Source : enquêtes Logement 1984-2013, Insee ; calculs de l'auteur

L'estimation du modèle uniquement sur les enquêtes Logement 2002, 2006 et 2013 permet d'utiliser des variables de stabilité de l'emploi et de situation financière non disponibles

dans les enquêtes antérieures.<sup>149</sup> L'emploi stable (CDI ou travailleur indépendant)<sup>150</sup> d'au moins un des adultes du ménage augmente la probabilité d'accéder, au détriment de la mobilité au sein du locatif privé, de manière significative (p-valeurs < 2%)<sup>151</sup>. La stabilité de l'emploi du ménage ne semble par contre pas avoir d'incidence sur la probabilité de déménager vers le logement social. Enfin, comme préalablement observé sur les statistiques descriptives, le bénéfice d'un héritage a bien un impact fortement positif sur la probabilité d'accéder, et c'est la seule option sur laquelle cette variable a un impact.

### 5.1.2 *Modèle de demande*

La réduction de la fenêtre temporelle engendre quelques modifications dans les paramètres du modèle de demande (Tableau 4.17). Pour les accédants, l'élasticité-revenu permanent de la consommation de service logement est plus élevée sur période récente (0,62 contre 0,25), tandis que l'élasticité-revenu transitoire reste au même niveau que sur longue période. Chez les locataires mobiles, les élasticités-revenu, permanent comme transitoire, demeurent quant à elles stables. Les élasticités-revenu mesurées par le niveau de vie sont également stables pour les locataires mobiles et augmentent légèrement pour les accédants (Tableau D.10 en annexe D.6.4). Pris dans leur ensemble, ces éléments indiquent donc des élasticités-revenu globalement stables, bien que légèrement en hausse chez les accédants via une hausse de l'élasticité-revenu permanent.

---

<sup>149</sup> L'inclusion de ces variables n'a pas d'impact particulier sur les autres paramètres du modèle, comme nous avons pu le vérifier en estimant un modèle omettant ces variables supplémentaires. Le modèle présenté ici est donc bien comparable au modèle central.

<sup>150</sup> Nous avons considéré les travailleurs indépendants dans la catégorie des emplois stables. Ils sont en 2013 à 20% des agriculteurs, 50% des artisans, commerçants et chefs d'entreprise et à 20% des cadres.

<sup>151</sup> Nous avons testé une variable indicatrice renseignant le fait, lorsque le ménage est constitué par un couple, d'avoir les deux membres en emploi stable (et non plus un seul). Cette variable n'avait pas d'effet significatif supplémentaire.

Tableau 4.17 – Modèle de demande sur la période 1997-2013

	Primo-accédants		Locataires du privé mobiles	
	Modèle central (rappel)	Période récente (≥1997)	Modèle central (rappel)	Période récente (≥1997)
Revenu permanent (log)	0,248 **	0,623 ***	0,742 ***	0,751 ***
Revenu transitoire (log)	0,412 ***	0,465 ***	0,277 ***	0,278 ***
Prix des loyers (log)			-0,386 ***	-0,634 ***
Coût d'usage de l'accession (log)	-0,526 ***	-0,773 ***		
Âge de la P.R.	-0,001 n.s.	-0,005 n.s.	0,011 ***	0,010 ***
Taille du ménage (en UCL)	0,184 ***	-0,045 n.s.	0,098 *	0,083 n.s.
Situation familiale				
Couple avec enfant(s)	0 Réf.	0 Réf.	0 Réf.	0 Réf.
Couple sans enfant	-0,143 **	-0,037 n.s.	-0,025 n.s.	0,020 n.s.
Personne seule	-0,096 n.s.	0,016 n.s.	0,319 ***	0,396 ***
Famille monoparentale	0,087 n.s.	0,194 n.s.	0,374 ***	0,296 ***
Héritage au cours des 4 dernières années		0,145 **		0,05 n.s.
<i>P(Loc. privé)</i>	1,276 *	-0,928 n.s.	2,297 ***	-0,087 n.s.
<i>P(Accédant)</i>	0,394 n.s.	0,483 n.s.	0,483 *	1,664 **
<i>P(Loc. sociale)</i>	-8,904 ***	-6,274 n.s.	5,18 ***	6,861 ***
Constante	11,834 ***	11,725 ***	2,825 ***	2,922 ***
R <sup>2</sup>	0,52	0,63	0,386	0,411
N	718	295	1 461	640

Significativité : \*\*\*  $p < 0,001$  | \*\*  $p < 0,01$  | \*  $p < 0,05$  | n.s. non significatif.

Champ : ménages accédants et locataires du parc privé récents, étant locataires du parc privé 4 ans avant l'enquête

Source : enquêtes Logement 1984-2013, Insee ; calculs de l'auteur

La demande de service logement est plus élastique sur période récente, avec des élasticités-prix passant de -0,53 à -0,77 pour les accédants et de -0,39 à -0,63 dans le cas des locataires mobiles. Ces résultats semblent indiquer une réduction des marges de manœuvre des ménages face à la forte hausse des prix immobiliers ces dernières années, se traduisant par le choix de réduire sa consommation de logement plutôt que d'augmenter son taux d'effort en cas de hausse des prix, comme cela a pu être le cas par le passé.

Les autres variables démographiques ne présentent pas de changements notables, à l'exception de certaines variables qui ne deviennent plus significatives (telle que la taille du ménage chez les accédants), changement résultant potentiellement de la réduction de l'échantillon.

La stabilité de l'emploi n'a pas été incluse, en faisant l'hypothèse que cette variable capte principalement les contraintes d'accès au crédit et n'influe pas ou peu sur le niveau de demande. Concernant l'effet d'un héritage, qui peut augmenter le pouvoir d'achat avec la constitution d'un apport, le paramètre est bien significativement positif dans le cas de l'accession à la propriété. De façon assez attendue, cette variable n'a par contre pas d'impact pour les locataires mobiles.

## 5.2 Stabilité des élasticités-prix et -revenu au cours du temps

Afin de confirmer les premiers résultats du modèle précédent, nous testons la stabilité temporelle des élasticités-prix et -revenu en incluant des effets croisés dans le modèle principal. Bien que ne permettant pas d'inclure les nouvelles variables de stabilité de l'emploi et de situation financière, cette méthode permet de tester directement la significativité des différences entre les paramètres estimés avant et après 1997.

### 5.2.1 *Modèle de transition*

Les variations d'élasticité-prix constatées sont cohérentes avec les observations précédentes sur la période récente. On retrouve une élasticité-loyer élevée à partir de 1997, et à l'inverse non significativement différente de zéro avant 1997 (Tableau 4.18)<sup>152</sup>. La faible élasticité-loyer rencontrée sur le modèle central est donc le résultat de l'association d'une première période de très faible élasticité loyer suivie d'une période récente où l'élasticité loyer est importante. À l'inverse, pour l'accession à la propriété, la période post-1997 n'entraîne pas un changement de sensibilité aux prix de la part des ménages (la différence entre les deux élasticités n'est pas significative), ce qui encore une fois est cohérent avec les observations sur le modèle uniquement sur période récente.

Conformément aux résultats du modèle estimé sur période récente, les élasticités-revenu sont relativement semblables entre les deux périodes. Les élasticités-revenu augmentent légèrement pour la mobilité vers le locatif privé et l'accession tandis qu'elles diminuent vers le locatif social, les différences entre les deux périodes n'étant cependant pas, ou peu, significatives. Le revenu semble donc jouer un rôle renforcé après 1997 dans la mobilité vers les deux statuts soumis aux logiques de marché. Nous approfondissons cette remarque dans la section 5.3 suivante.

---

<sup>152</sup> L'inclusion de variables croisées pour mesurer les élasticités-prix et revenu avant et après 1997 n'influe que marginalement sur la valeur des autres paramètres du modèle, confirmant la robustesse de nos résultats.

Tableau 4.18 – Modèle de transition avec interactions sur les variables de prix et de revenu.

		Déménager vers la location privée		Accéder à la propriété		Déménager vers la location sociale	
Alt. (e)	Revenu (log)	0,13	**	1,12	***	-0,41	***
(a)	Prix (log)	-0,29	***	-0,85	***		
Alt. (h)	Revenu (log) < 1997	0,07	n.s.	1,03	***	-0,51	***
	Revenu (log) ≥ 1997	0,22	***	1,32	***	-0,24	*
	Prix (log) < 1997	0,11	n.s.	-0,94	***		
	Prix (log) ≥ 1997	-0,86	***	-1,01	***		
	Période : < 1997	0	Réf.	0	Réf.	0	Réf.
	Période : ≥ 1997	-0,20	n.s.	-1,02	n.s.	-1,06	**

Significativité : \*\*\*  $p < 0,001$  | \*\*  $p < 0,01$  | \*  $p < 0,05$  | n.s. non significatif.

Le prix désigne le coût d'usage pour les accédants et le niveau des loyers pour les locataires.

### 5.2.2 Modèle de demande

Les modèles de demande créés sur le même principe nous indiquent que, dans le cas de l'accèsion, le changement de paramètre de prix entre les deux périodes n'est pas significatif (Tableau 4.19). De plus l'effet fixe est également non significatif, ce qui implique que les ménages accédants n'ont pas de différences de comportements de demande au fil des périodes.

Comme déjà observé pour le modèle estimé sur période récente (5.1.2), les locataires du parc privé réagissent eux différemment aux évolutions des prix au fil du temps, avec une élasticité-loyers plus élevée à partir de 1997. L'effet fixe propre à la période récente est significatif et implique donc un niveau de demande, toutes choses égales par ailleurs (et notamment à prix et revenu donnés), plus élevé pour les ménages de la période récente.

Concernant les élasticités-revenu, les accédants ne présentent pas de variation significative de leur comportement avant et après 1997. Chez les locataires, l'élasticité-revenu baisse en période récente de manière significative, bien que cette baisse soit atténuée par un effet fixe positif élevé. Tout se passe comme si les locataires récents du parc privé de la période récente maintenaient une demande de service logement élevée, mais de manière moins sensible au revenu.

Tableau 4.19 - Modèle de demande avec interactions sur les variables de prix et de revenu

		Primo- accédants	Locataires du privé mobiles
Alt. (e)	Revenu (log)	0,39 ***	0,28 ***
(a)	Prix (log)	-0,53 ***	-0,39 ***
Alt. (h)	Revenu < 1997 (log)	0,41 ***	0,36 ***
	Revenu ≥ 1997 (log)	0,45 ***	0,23 ***
	Prix < 1997 (log)	-0,54 ***	-0,16 ***
	Prix ≥ 1997 (log)	-0,63 ***	-0,38 ***
	Effet fixe période récente (≥ 1997)	0,00 n.s.	0,48 ***

Significativité : \*\*\*  $p < 0,001$  | \*\*  $p < 0,01$  | \*  $p < 0,05$  | n.s. non significatif.

Le prix désigne le coût d'usage pour les accédants et le niveau des loyers pour les locataires.

### 5.3 Une augmentation des inégalités d'accès à la propriété confirmée

Afin d'aborder plus spécifiquement cette question de l'augmentation des inégalités d'accès à la propriété, nous étudions un modèle de transition intégrant un croisement entre l'époque et les terciles de revenus. Nous cherchons ainsi à répondre plus précisément à l'interrogation posée au chapitre 3, qui est de savoir si, une fois prises en compte les évolutions des caractéristiques des locataires du parc privé (et notamment leur paupérisation), les inégalités d'accès à la propriété ont augmenté au fil du temps, et notamment après 1997 lors de la remontée des prix immobiliers.

De fait, si le modèle central ne donne pas de tendance franche (extraits complets en annexe D.6.4, Tableau D.12), le modèle utilisant l'échantillon complet, et couvrant donc toutes les années<sup>153</sup>, constate une baisse de l'accession à la propriété après 1997 pour toutes les catégories de ménages. Cette baisse est, de plus, associée à une augmentation significative (au seuil de 1%) du différentiel entre le premier et le troisième tercile de revenu entre les deux périodes, compensant pour le troisième tercile la baisse générale (Tableau 4.20). Les disparités d'accès à la propriété semblent donc se renforcer.

<sup>153</sup> Voir plus bas la section 6.1 pour le calcul du modèle central sur l'échantillon complet.

Tableau 4.20 - Modèle de transition (extraits) intégrant un croisement entre terciles de revenus et période.

	Accéder à la propriété	
<b>Terciles de revenus</b>		
1 <sup>er</sup> tercile	0	Réf.
2 <sup>ème</sup> tercile	0,828	***
3 <sup>ème</sup> tercile	1,569	***
<b>Période</b>		
Avant 1997	0	Réf.
Après 1997	-0,334	**
<b>Croisement période et revenus</b>		
Après 1997 x 1 <sup>er</sup> tercile de revenus	0	Réf.
Après 1997 x 2 <sup>ème</sup> tercile de revenus	0,253	n.s.
Après 1997 x 3 <sup>ème</sup> tercile de revenus	0,430	**

Note : le modèle exposé ici est le modèle intégrant toutes les années.

Significativité : \*\*\*  $p < 0,001$  | \*\*  $p < 0,01$  | \*  $p < 0,05$  | n.s. non significatif.

Champ : ménages locataires du parc privé 4 ans avant l'enquête

Ces résultats sont cohérents avec Arnold et Boussard (2017) et Bonnet *et al.* (2018) qui travaillent également sur les enquêtes Logement, mais à l'échelle de la France métropolitaine. Les premiers concluent à une baisse de l'accès à la propriété pour les enquêtes Logement après 2001 et une augmentation des inégalités dues aux revenus sur la période 1984-2013. Les seconds observent également une hausse des inégalités d'accès à la propriété en fonction des quartiles de niveau de vie. Ils constatent de plus que la baisse de la probabilité d'accès à la propriété des ménages les plus pauvres est due pour moitié à des changements dans la structure familiale et géographique de cette population ; et notamment à la hausse de la part des personnes seules et des familles monoparentales, pour lesquels l'accession est particulièrement difficile. La baisse de l'accession, observée par notre analyse, après 1997 pour les ménages du premier tercile serait donc probablement plus forte si notre modèle ne contrôlait pas l'effet de structure lié aux évolutions de la structure familiale.

#### 5.4 Simulation : l'effet de la hausse des prix

Un faisceau d'indices indique une baisse de la consommation de logement des propriétaires accédants au cours des années 2000. Afin de confirmer cette baisse, nous avons simulé les choix de mobilité résidentielle et de consommation de logement des ménages de l'enquête Logement 2013 s'ils avaient été confrontés aux prix de 1999.

Les probabilités prédites par le modèle reflètent l'impact positif d'une baisse des prix sur les comportements des ménages (Tableau 4.21). Avec les prix de 1999, les ménages locataires du parc privé en 2012 auraient été ainsi plus nombreux à déménager vers l'accession et le locatif



privé. Ce point de probabilité d'accéder supplémentaire représente ainsi une hausse de 33 % du nombre d'accédants.

Tableau 4.21 - Probabilités moyennes prédites sur l'échantillon des ménages (2011-2012).

Choix modélisé	Conditions de prix		diff.
	2011-2012	1999	
Déménager vers le locatif privé	10,1%	11,5%	+1,5 p%
Accéder à la propriété	3,1%	4,2%	+1,0 p%
Déménager vers le locatif social	2,9%	2,8%	-0,2 p%
Ne pas déménager	83,9%	81,6%	-2,3 p%
N	4533		

Lecture : Les ménages locataires du parc privé en 2011-2012 ont une probabilité moyenne prédite par le modèle de 3,1 % de déménager vers le locatif privé, mais celle-ci est de 4,2 % lorsque les prix de 1999 sont utilisés.

Champ : ménages locataires du parc privé 4 ans avant l'enquête et toujours locataires du parc privé en 2011 ou 2012.

Source : enquêtes Logement 1984-2013, Insee ; calculs de l'auteur

Nous sélectionnons ensuite uniquement les ménages ayant fait le choix de la location privée ou de l'accession sur les années 2011 et 2012 et afin de simuler quels auraient été, outre leurs choix de statut, leurs niveaux de consommation face aux prix de 1999. La simulation des choix de statut d'occupation confirme que les accédants de 2011-2012 auraient été plus susceptibles d'accéder avec les prix de 1999 (à 9,4 % contre 7,2 %) et les locataires également plus susceptibles de louer (à 15,7 % contre 13,8 %) (voir Tableau D.18 en annexe D.8).

Les dépenses prédites peuvent être simulées et comparées, en fonction des choix réellement effectués par les ménages (Tableau 4.22). On note que ce sont les accédants à la propriété qui ont le plus souffert de la hausse des prix, car les dépenses sont plus hautes de 23 % de ce qu'elles seraient avec les prix de 1999. Au contraire, pour les locataires potentiels ou avérés, les dépenses auraient été seulement légèrement plus faibles avec les prix de 1999, la hausse de la consommation compensant la baisse des prix. On remarque par ailleurs que les locataires réels dépenseraient systématiquement moins que les accédants réels, quel que soit le statut d'occupation testé. En effet, ils sont en général plus jeunes, moins riches et vivent dans des ménages de plus petite taille.

Tableau 4.22 - Moyenne des dépenses prédites (charge financière brute) en euros de 2013 (locatif privé et accession)

Dépenses en cas de	Prix	Choix réellement effectué	
		Location	Accession
Location	2011-2012	<b>705</b>	897
	1999	684	896
Accession	2011-2012	876	<b>1156</b>
	1999	702	943
	N	236	139

Lecture : en gras les charges financières brutes moyennes (variable CFB) réellement observées (en euros 2013). Les autres dépenses sont reconstituées à partir des consommations prédites et des prix, et calibrées à partir des dépenses observées. Un ménage de locataires mobiles de 2011-2012 aurait dépensé mensuellement en moyenne 876 euros s'il avait choisi l'accession, contre 702 euros avec les prix de 1999.

Champ : ménages locataires du parc privé 4 ans avant l'enquête et ayant déménagé vers le locatif privé ou accédé à la propriété en 2011 ou 2012.

Source : enquêtes Logement 1984-2013, Insee ; calculs de l'auteur

Les consommations de logement peuvent également être analysées, et dévoilent des écarts bien plus importants (Tableau 4.23). En effet, comme l'indiquent les élasticités-prix négatives constatées précédemment, les hausses des prix sont compensées en partie par une baisse de la consommation, et vice-versa. La hausse des coûts d'usage a été de 50% en termes réels entre 1997 et 2012, et celle des loyers a été de 12% sur la même période. On constate donc en cas de retour aux prix de 1999 une hausse de la consommation de logement des ménages. Ainsi les locataires récents de 2011-2012 auraient consommé 9% de logement en plus avec des prix de 1999, tandis que les accédants récents auraient augmenté leur consommation de service logement de 23%.

Tableau 4.23 - Moyenne des consommations de service logement prédites

Consommations en cas de	Prix	Choix réellement effectué	
		Location	Accession
Location	2011-2012	1	1,26
	1999	1,09	1,41
Accession	2011-2012	0,75	1
	1999	0,91	1,23
	N	236	139

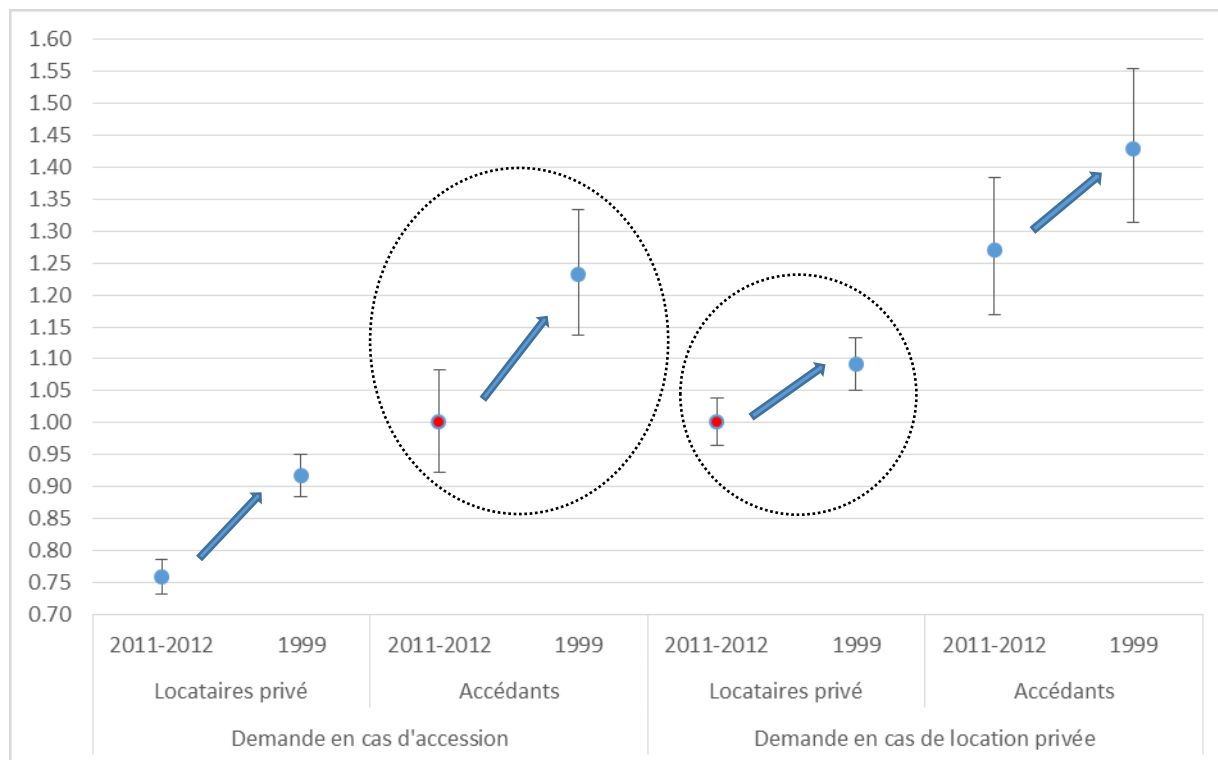
Lecture : les consommations prédites sur les situations réellement observées sont fixées à 1, les autres consommations prédites se lisent par rapport à cette norme.

Champ : ménages locataires du parc privé 4 ans avant l'enquête et ayant déménagé vers le locatif privé ou accédé à la propriété en 2011 ou 2012.

Source : enquêtes Logement 1984-2013, Insee ; calculs de l'auteur

Les intervalles de prédiction des consommations nous indiquent que, dans trois cas sur quatre, la hiérarchie constatée entre les consommations par le simple effet des prix est validée au seuil de 5% (Figure 4.3). Seuls les accédants de 2011-2012 pour lesquels on s'interroge sur leur niveau de demande en cas de location ne présentent pas avec certitude un niveau de consommation supérieur avec les prix de 1999 qu'avec ceux de 2011-2012.

Figure 4.3 - Intervalles de prédiction des consommations issues des modèles de demande



Lecture : les points rouges sont fixés à 1, ce sont les consommations prédites des situations réellement observées. Les intervalles entourés sont donc ceux qui décrivent les évolutions de consommation des situations observées. Les intervalles de prédiction incluent à la fois l'incertitude sur les paramètres et l'incertitude due à la variance inexplicite. Sous l'hypothèse que le modèle est bien spécifié, la probabilité que la véritable consommation moyenne soit dans l'intervalle est de 95%.

Champ : ménages locataires du parc privé 4 ans avant l'enquête et ayant déménagé vers le locatif privé ou accédé à la propriété en 2011 ou 2012.

Source : enquêtes Logement 1984-2013, Insee ; calculs de l'auteur

## 6 Analyse de sensibilité

Cette partie vise à vérifier la robustesse de nos résultats en testant des spécifications alternatives pour le modèle global de demande (à deux étapes). Les trois premières analyses permettent de constater que nos résultats sont faiblement sensibles au nombre d'années prises en compte dans chaque enquête Logement (6.1) ainsi qu'aux indices de prix, tant en termes de choix de la source de données (6.2), que de la façon de calculer le coût d'usage (6.3). Dans une dernière partie, nous restreignons le modèle à la région Île-de-France (6.4).

### 6.1 Modèle sur toutes les années avec l'échantillon complet

Comme indiqué dans la présentation de la méthodologie (cf. 2.2.2), bien que les enquêtes Logement fournissent des informations sur le statut d'occupation du ménage à l'année N-4, le modèle général a été estimé uniquement à partir des choix réalisés sur l'année précédant l'enquête, c'est-à-dire entre les années N-1 et N. Ce choix vise à éviter d'éventuels biais dans la

spécification du modèle, certaines caractéristiques du ménage (tel que le revenu) et du logement (tel que le loyer) n'étant observées qu'à la date de l'enquête (année N). Néanmoins plusieurs corrections ont été définies pour tenter de pallier ces problèmes éventuels ; et l'utilisation de l'ensemble des années présente l'avantage de fiabiliser l'estimation des paramètres, notamment les élasticités-prix, à travers la multiplication des points d'observation.

La comparaison des deux modèles (restreint ou non) permet d'identifier d'éventuelles divergences à expliquer. Le modèle de transition offre une remarquable cohérence entre les différents paramètres des deux types de modèles (en annexe D.7.1, Tableau D.13). La principale différence de paramètres repose sur une élasticité-loyers de -0,29 pour le modèle restreint contre -0,18 pour le modèle sur l'échantillon complet. Dans le modèle de demande, les résultats avec l'ensemble des années sont très comparables avec ceux pour le modèle restreint aux années N-1 (en annexe D.7.1, Tableau D.14). Ainsi pour le revenu permanent et transitoire, le coût d'usage, le loyer, l'âge de la P.R. et la taille du ménage, les paramètres obtenus sont proches pour les deux spécifications. Seule la variable de situation familiale voit ses paramètres évoluer avec l'inclusion de toutes les années. Les familles monoparentales voient leur modalité devenir significativement positive, impliquant une sur-demande toutes choses égales par ailleurs de ce type de ménage.

La proximité entre les différents paramètres des deux spécifications de modèles, tant pour le modèle de transition que pour le modèle de demande, nous permet de nous prévaloir d'une bonne robustesse des estimations sur l'échantillon restreint et, pour l'autre versant, d'une absence de biais dans la méthode incluant toutes les années.

## **6.2 Sensibilité à l'indice de prix**

Le choix de la variable de prix constitue un enjeu méthodologique important (cf. section 3.3.2). Nous avons donc comparé les résultats obtenus en estimant notre modèle de demande à 2 étapes en utilisant deux séries d'indices de prix. La première série correspond à celle utilisée dans notre analyse principale, et obtenue par application de la méthode des prix hédoniques aux six enquêtes Logement. La seconde série de prix mobilise des données externes, à savoir les indices Insee-Notaires pour les prix à l'achat et les indices Clameur pour le locatif privé, afin de réduire tout potentiel biais d'endogénéité. Pour des raisons de disponibilité de ces deux derniers indices, les modèles sont estimés uniquement sur période récente (à partir de 1997). Les valeurs estimées des paramètres sont très peu sensibles au choix de l'indice de prix, confortant notre choix méthodologique et la possibilité ainsi d'étendre le modèle à l'ensemble de la période 1980-2013. Les résultats sont disponibles en annexe D.7.2.

### 6.3 Anticipations des accédants

Les variations des prix immobiliers et les gains (ou pertes) en capitaux qui s'ensuivent peuvent conduire les ménages à percevoir différemment le coût de l'accession selon leurs anticipations d'une hausse ou baisse des prix. Dans le coût d'usage, le paramètre  $\pi$  indique la hausse des prix qui modère (ou accentue en cas d'une baisse des prix) le coût de l'accession. Nous avons voulu tester dans quelle mesure ces anticipations de la part des ménages pouvaient conduire à des arbitrages différents en termes de demande de logement. En lien avec Verbrugge (2008) qui souligne l'utilisation préférable d'anticipations *ex ante* (myopes) et non *ex post* (parfaites)<sup>154</sup> pour modéliser la perception des ménages, nous supposons que les ménages établissent leurs anticipations à partir de l'évolution moyenne des prix constatée sur les cinq années précédentes. Les résultats obtenus indiquent une élasticité-prix de la demande de service logement deux fois plus faible tant pour le modèle de transition que de demande (Tableau 4.24 et Tableau 4.25). La baisse du pouvoir explicatif du modèle de demande (variance expliquée en baisse) semble indiquer qu'en moyenne les ménages accédants ne font pas d'anticipation sur les prix dans leur choix de consommation de logement. Comme le précisent Sinai et Souleles (2005), l'accession peut en effet être vue comme un projet de long terme, les évolutions de prix de court ou moyen terme n'étant donc pas prises en compte par les ménages au moment d'accéder.

Tableau 4.24 - Modèle de transition avec coût d'usage incluant les anticipations

	Primo-accédants	
	Modèle central (rappel)	Avec anticipations
Coût d'usage (log)	-0,85 ***	
Coût d'usage avec anticipations (log)		-0,48 ***
R <sup>2</sup> McFadden	0,128	0,127

Significativité : \*\*\*  $p < 0,001$  | \*\*  $p < 0,01$  | \*  $p < 0,05$  | n.s. non significatif.

Les paramètres sur les prix des loyers n'ont pas été inclus car ils ne sont presque pas modifiés (les anticipations ne sont ajoutées qu'à la variable de coût d'usage).

<sup>154</sup> Des anticipations *ex post* seraient « plus que parfaites », dans le sens où les anticipations parfaites présupposent uniquement la connaissance de l'espérance des niveaux de prix futurs à partir de l'information disponible à un instant  $t$ , et non celle des niveaux de prix qui seront réellement observés.

Tableau 4.25 - Modèle de demande des accédants avec coût d'usage incluant les anticipations

	Demande de service logement		Demande de surface	
	Modèle central (rappel)	Avec anticipations	Modèle central (rappel)	Avec anticipations
Coût d'usage (log)	-0,526		-0,304	
Coût d'usage avec anticipations (log)		-0,280 ***		-0,146 ***
R <sup>2</sup>	0,520	0,495	0,493	0,478

Significativité : \*\*\*  $p < 0,001$  | \*\*  $p < 0,01$  | \*  $p < 0,05$  | n.s. non significatif.

## 6.4 Restriction de l'échantillon à l'Île-de-France

### 6.4.1 Modèle de transition

Afin de tester une éventuelle différence de comportement des ménages franciliens par rapport aux autres ménages français, le modèle est estimé uniquement sur l'Île-de-France (Tableau 4.26). Dans l'ensemble, les paramètres demeurent relativement stables entre les modèles estimés sur quatre régions ou sur l'Île-de-France, en particulier pour les variables d'âge et de revenu. On observe néanmoins des différences concernant l'effet de la composition du ménage. Dans le cas de la mobilité vers le locatif privé, le paramètre de taille du ménage est plus élevé (-0,25 pour le modèle sur l'Île-de-France contre -0,16 pour le modèle sur les quatre régions), mais son effet est contrebalancé par un paramètre plus élevé pour les familles monoparentales (0,73 contre 0,37).

La principale différence réside au niveau des élasticités-prix. Dans le cas francilien, l'élasticité-loyer n'est pas significativement différente de 0, contrairement au modèle sur les quatre régions. L'élasticité-coût d'usage des ménages franciliens est au contraire deux fois plus forte que pour l'ensemble des ménages des quatre régions (-1,59 contre -0,85). Ces différences doivent être considérées avec prudence concernant la variable prix. En effet, les paramètres associés sont estimés en profitant d'une variabilité des prix à la fois dans l'espace (4 régions) et dans le temps (7 années dans le cas central). Cette restriction à une seule région implique la suppression de la variabilité spatiale, et l'estimation du paramètre uniquement sur la dimension temporelle de l'évolution des prix (soit uniquement 7 points).

Tableau 4.26 – Modèle de transition sur l'Île-de-France

	Déménager vers la location privée				Accéder à la propriété				Déménager vers la location sociale			
	Modèle central (rappel)		Île-de-France		Modèle central (rappel)		Île-de-France		Modèle central (rappel)		Île-de-France	
Rev. permanent (log)	0,45	***	0,67	***	0,95	***	0,63	**	-0,77	***	-1,01	***
Rev. transitoire (log)	0,03	n.s.	0,31	***	1,19	***	1,25	***	-0,31	***	-0,36	***
Prix des loyers (log)	-0,29	***	0,30	n.s.								
Coût d'usage de l'accession (log)					-0,85	***	-1,59	***				
Âge de la P.R.												
moins de 25 ans	0	Réf.	0	Réf.	0	Réf.	0	Réf.	0	Réf.	0	Réf.
]25 ; 30]	-0,66	***	-0,87	***	0,21	n.s.	0,35	n.s.	-0,37	*	-0,13	n.s.
]30 ; 35]	-1,18	***	-1,36	***	0,11	n.s.	0,11	n.s.	-0,75	***	-0,64	**
]35 ; 40]	-1,37	***	-1,52	***	-0,28	n.s.	-0,28	n.s.	-0,94	***	-0,72	**
]40 ; 45]	-1,54	***	-1,94	***	-0,62	**	-0,57	n.s.	-1,10	***	-0,73	**
]45 ; 50]	-1,69	***	-2,05	***	-0,90	***	-0,50	n.s.	-1,41	***	-1,10	***
]50 ; 55]	-2,01	***	-2,33	***	-1,09	***	-1,71	***	-1,05	***	-0,79	**
]55 ; 60]	-2,22	***	-3,13	***	-1,70	***	-1,46	**	-1,65	***	-1,93	***
]60 ; 65]	-2,40	***	-2,54	***	-2,48	***	-18,93	n.s.	-1,83	***	-1,40	**
65 ans et plus	-2,95	***	-3,55	***	-1,72	***	-1,46	**	-1,81	***	-1,93	***
Taille du ménage (UCL)	-0,16	***	-0,25	***	-0,19	*	-0,39	**	0,16	*	0,03	n.s.
Situation familiale												
Couple avec enfant(s)	0	Réf.	0	Réf.	0	Réf.	0	Réf.	0	Réf.	0	Réf.
Couple sans enfant	0,15	n.s.	0,14	n.s.	-0,25	n.s.	-0,46	*	0,07	n.s.	-0,32	n.s.
Personne seule	0,10	n.s.	-0,01	n.s.	-1,23	***	-1,56	***	-0,55	**	-1,24	***
Famille monop.	0,37	***	0,73	***	-0,62	**	-0,79	*	-0,07	n.s.	-0,28	n.s.
Constante	-1,99	***	-2,62	***	-2,73	***	1,21	n.s.	-0,06	n.s.	1,27	n.s.
N	19 472		9 957									
R <sup>2</sup> McFadden	0,128		0,097									

Significativité : \*\*\*  $p < 0,001$  | \*\*  $p < 0,01$  | \*  $p < 0,05$  | n.s. non significatif.

Champ : ménages locataires du parc privé 4 ans avant l'enquête

Source : enquêtes Logement 1984-2013, Insee ; calculs de l'auteur

#### 6.4.2 Modèle de demande

Afin de disposer d'un nombre suffisant de points, nous avons estimé le modèle sur l'échantillon incluant toutes les années à notre disposition (voir section 6.1 ci-dessus). Le modèle de demande sur l'Île-de-France présente des similarités avec le modèle de demande sur le cas métropolitain (Tableau 4.27). On observe néanmoins une augmentation de l'élasticité-revenu, et en particulier de l'élasticité-revenu permanent chez les accédants.

Au-delà de cette première différence, le changement le plus important provient du changement de signe de l'élasticité-prix chez les accédants, impliquant que les ménages consomment plus de quantité de logement lorsque les prix augmentent. Ce changement d'élasticité chez les accédants peut être mis en regard avec les changements sur le modèle de transition : une hausse des prix abaisse plus fortement la probabilité de déménager vers l'accession, mais augmente le niveau de demande pour ceux qui décident d'accéder. Peut-on y voir le résultat d'une exacerbation des inégalités devant l'accès à la propriété en Île-de-France ? Plus vraisemblablement, la significativité de ce paramètre peut être mise en doute dans la mesure où ce dernier n'est pas significatif dans la version n'incluant qu'une année par millésime, et n'est pas non plus significatif pour la demande de surface (en annexe D.7.3, Tableau D.17). En tout état de cause, il semblerait néanmoins que les accédants franciliens sont peu sensibles ou moins sensibles aux évolutions de prix que leurs homologues des autres régions.

Au contraire, chez les locataires, l'élasticité reste stable (-0,31 contre -0,36) pour la demande de service logement. La surprise vient plutôt de la demande de surface pour laquelle la sensibilité aux loyers est non significativement différente de 0. Les locataires franciliens semblent donc avoir tendance à reporter les hausses des loyers sur d'autres éléments que la surface (localisation notamment).



Tableau 4.27 – Modèle de demande sur l'Île-de-France

	Primo-accédants				Locataires du privé mobiles			
	Modèle central sur toutes les années (rappel)		Île-de-France (sur toutes les années)		Modèle central sur toutes les années (rappel)		Île-de-France (sur toutes les années)	
Revenu permanent (log)	0,120	**	0,789	***	0,611	***	0,877	***
Revenu transitoire (log)	0,232	***	0,434	***	0,226	***	0,319	***
Prix des loyers (log)					-0,355	***	-0,310	***
Coût d'usage de l'accession (log)	-0,385	***	0,166	**				
Âge de la P.R.	0,002	n.s.	0,008	**	0,010	***	0,007	***
Taille du ménage (en UCL)	0,174	***	0,082	n.s.	0,050	*	-0,019	n.s.
Situation familiale								
Couple avec enfant(s)	0	Réf.	0	Réf.	0	Réf.	0	Réf.
Couple sans enfant	-0,067	*	0,073	n.s.	0,072	**	0,000	n.s.
Personne seule	-0,129	**	0,355	***	0,291	***	0,310	***
Famille monoparentale	0,212	***	0,289	***	0,370	***	0,388	***
<i>P(Loc. privé)</i>	-0,077	n.s.	-0,450	n.s.	0,805	***	0,185	n.s.
<i>P(Accédant)</i>	1,971	***	2,611	***	3,486	***	2,004	***
<i>P(Loc. sociale)</i>	-11,72	***	3,572	n.s.	5,032	***	4,923	***
Constante	11,875	***	7,070	***	3,262	***	2,674	***
R <sup>2</sup>	0,433		0,486		0,359		0,422	
N	3 402		1 361		5 084		2 481	

Significativité : \*\*\*  $p < 0,001$  | \*\*  $p < 0,01$  | \*  $p < 0,05$  | n.s. non significatif.

Champ : ménages accédants et locataires du parc privé récents, étant locataires du parc privé 4 ans avant l'enquête

Source : enquêtes Logement 1984-2013, Insee ; calculs de l'auteur

Comme sur les modèles précédents, on constate une variation sur la sensibilité au statut familial pour les accédants. Le principal enseignement est, chez les Franciliens, une hausse de la demande des personnes seules relativement aux autres statuts. Ce changement fait suite à la baisse du paramètre lié à la taille du ménage et au renversement de signe de la modalité des personnes seules. Ainsi, dans notre modèle, ce sont les personnes seules qui ont le plus haut niveau de demande de logement. Ceci s'explique très probablement par un effet de localisation. En effet, le gradient des prix est très fortement marqué dans l'agglomération parisienne. Les propriétaires accédants vivant seuls seront plus susceptibles d'acheter en centre d'agglomération, là où les prix sont les plus élevés, tirant la consommation de logement par le haut malgré un faible nombre de mètres carrés achetés. Pour les locataires au contraire, on ne note pas de changement dans le rapport à la composition du ménage (taille du ménage et situation familiale).

L'étude des paramètres du modèle de demande appliqué à la surface en Île-de-France semble confirmer cette explication (en annexe D.7.3, Tableau D.17). On retrouve un paramètre lié à la taille du ménage significativement positif et très proche de celui du niveau métropolitain (il en va de même chez les locataires). Néanmoins, le paramètre lié aux accédants vivant seuls n'est plus significatif : les personnes seules en Île-de-France ne consomment pas moins de surface que les autres ménages accédants une fois la taille de leur ménage prise en compte, comme ceci semble être le cas au niveau national.

## 7 Discussion et conclusion

### 7.1 Contraintes économiques et ajustements résidentiels

#### 7.1.1 *Le rôle des contraintes économiques dans la mobilité résidentielle et la demande de service logement*

Les prix jouent un rôle significatif dans les choix de mobilité résidentielle et de consommation de logement (à la fois de service logement et de surface) des ménages locataires du parc privé. Dans la décision de mobilité, l'importance du prix est plus marquée pour le choix de l'accession, témoignant du poids de la contrainte financière. Les revenus, qui déterminent les marges de manœuvre face au niveau des prix, structurent également fortement les décisions des ménages.

De même que le prix, le revenu est beaucoup moins déterminant dans la décision de mobilité des ménages vers le locatif privé que vers l'accession. Alors que, dans le premier cas, le revenu n'a un rôle significatif que pour les ménages les plus pauvres (premier tercile de revenu), pour lesquels un revenu insuffisant contribue à freiner les projets de mobilité au sein du parc privé, dans le cas de l'accession, au contraire, l'élasticité-revenu est de l'ordre de l'unité (quel que soit le niveau de revenu), indiquant l'effet majeur du revenu à cet égard.<sup>155</sup>

Les élasticité du modèle de demande constatées sont cohérentes avec la littérature économique. Ainsi les élasticité-prix de la demande de service logement sont dans notre modèle central de -0,5 pour les accédants et -0,4 pour les locataires. Ces valeurs correspondent à Ermisch *et al.* (1996) qui estiment dans une revue de littérature une élasticité-prix située entre -0,5 et -0,8. Henderson et Ioannides (1986) estiment ainsi une élasticité-prix de -0,8 tandis que les estimations de Goodman (1988) se situent plutôt autour de -0,4. Zabel (2004) trouve quant à lui des élasticité plus faibles (autour de -0,1) que les valeurs retenues dans son état de l'art. Ces

---

<sup>155</sup> Le modèle de transition incluant le revenu total sans distinguer la part permanente et transitoire, non présenté ci-dessus, le confirme en indiquant une élasticité-revenu de 0,13 pour le locatif privé et 1,13 pour l'accession.

travaux ont été effectués à des périodes distinctes, exclusivement sur des données des États-Unis ou du Royaume-Uni, et mobilisent des modèles économétriques et constructions d'indices de prix parfois très différents. Ils offrent néanmoins un point de comparaison avec nos estimations, et tendent à confirmer une élasticité modérée de la demande de service logement.

De même, les élasticités-revenu calculées par nos modèles de demande, inférieures à l'unité, sont cohérentes avec la littérature. Pour rappel, les élasticités-revenu sont de 0,3 pour les locataires (0,7 pour le revenu permanent et 0,3 pour le transitoire) et 0,4 pour les accédants (0,3 pour le permanent et 0,4 transitoire). Henderson et Ioannides (1986) situent les élasticités entre 0,35 et 0,45.

Harmon (1988) parvient à partir d'une revue de la littérature et d'une analyse empirique à une élasticité-revenu de 0,7.<sup>156</sup> Ermisch *et al.* (1996) calculent quant à eux une élasticité-revenu de 0,5 sur données britanniques. Zabel (2004) constate que son estimation de l'élasticité-revenu permanent (0,4) est très proche de celle de Goodman (2002) qui estime les élasticités-revenu (permanent et transitoire) entre 0,4 et 0,45.

À propos de l'élasticité du revenu permanent, les premiers travaux (Reid, 1962 ; Lee, 1982) estimaient à partir de considérations théoriques et empiriques que le revenu permanent devait jouer un rôle plus fort dans la demande de logement que le revenu transitoire, et ce particulièrement dans le cas de la propriété occupante. En effet, cette dernière étant un projet de long terme, le revenu permanent – qui reflète notamment le capital humain – est plus à même d'assurer les charges financières futures. Nos résultats sont plus mitigés sur ce point, mais les résultats des études plus récentes semblent moins catégoriques (Goodman (2002) notamment).

Les premiers travaux suggèrent en outre que les élasticités-revenu de la demande sont plus faibles pour les locataires que pour les propriétaires occupants (Carliner, 1973 ; King, 1980). Nos résultats sont également moins marqués dans le cas français, les élasticités-revenu étant proches pour les deux statuts d'occupation.

Ces résultats illustrent les deux logiques différentes à l'œuvre selon le statut d'occupation étudié. Les mobilités au sein du secteur locatif privé semblent le plus souvent impulsées pour des raisons d'ajustements résidentiels, dépendantes des événements dans le cadre familial et sur le marché de l'emploi, correspondant à la plupart des motivations de mobilité résidentielle (Gobillon, 2001). La mobilité vers l'accession est quant à elle déterminée en partie par les mêmes raisons d'ajustements résidentiels, mais également par une logique propre d'accès à la propriété. De ce

---

<sup>156</sup> Il constate que les élasticités du revenu permanent pour la demande de logement des propriétaires occupants américains varient selon les études de 0,14 à 1,5.

point de vue, l'accès à la propriété, qui peut être vu avant tout comme une opération financière, mobilise bien plus fortement les ressources économiques du ménage. Comme nous l'avons vu précédemment (cf. Chapitre 3), les mensualités sont structurellement plus élevées que les loyers et l'effort financier joue alors un rôle de filtre dans le processus d'accession. En outre, les revenus déterminant fortement les capacités d'accumulation financière, cette variable capte également une partie des effets filtrants dus à la capacité d'apport, déterminante dans l'accès au crédit immobilier. De fait, l'arrivée d'un héritage est bel et bien un facteur facilitant l'accès à la propriété et augmentant l'importance de l'achat, alors que cette variable ne joue pas de rôle dans la mobilité vers les statuts locatifs.

Ces différences de logique au niveau de la mobilité vers l'accession ou au sein du locatif privé s'effacent concernant les choix de consommation de service logement. Les coûts de l'accession et de la location jouent ainsi des rôles similaires pour les ménages, avec des élasticités-prix relativement semblables. Il en va de même pour le revenu, les élasticités-revenu étant également comparables entre les deux statuts. Si le revenu n'est pas un élément déterminant dans la mobilité au sein du parc locatif, il l'est donc sur la demande de service logement. Les inégalités économiques sont donc autant effectives pour les locataires que pour les propriétaires : plus les ménages sont aisés financièrement, plus ils auront tendance à consommer un niveau élevé de service logement.

Les primo-accédants et locataires mobiles font cependant des arbitrages différents entre surface et autres attributs du logement (i.e. qualité et localisation du logement). Les locataires mobiles ont des élasticités-prix et -revenu comparables pour les demandes de service logement et de surface, témoignant d'une certaine constance dans l'importance portée à la superficie par rapport aux autres caractéristiques du logement, quel que soit le niveau à la fois des prix et des revenus. Au contraire pour les accédants les élasticités-revenu sont plus élevées dans le cas du service logement que de la surface, indiquant que lorsque les revenus augmentent, les accédants cherchent une localisation plus valorisée avant l'augmentation de la taille de leur logement (voir Chapitre 2). En effet, la surface présente les caractéristiques d'un bien de première nécessité (élasticité-revenu  $>0$  mais  $<1$ ), dans la mesure où sa consommation serait prioritaire lorsque les revenus sont bas afin d'assurer un minimum de confort surfacique, puis moins importante par rapport aux autres aménités (qualité du logement, localisation...) lorsque les revenus augmentent.<sup>157</sup> De même nous trouvons une élasticité-prix de la surface plus faible que celle du

---

<sup>157</sup> Ainsi, alors que les besoins de surface sont difficilement aménageables, la localisation du logement est potentiellement modulable sur un territoire relativement large en fonction du réseau de transport et des contraintes posées par les lieux d'activité des membres du ménage. Par exemple en Île-de-France une grande diversité d'espaces socioéconomiques (et donc de prix différents) est accessible dans des temps relativement acceptables, conférant au choix de la localisation une dimension moins contrainte.

service logement pour les accédants. Ces éléments témoignent du caractère peu élastique de la demande de surface chez les accédants, qui chercheraient avant tout à satisfaire un certain niveau de confort surfacique, puis modèleraient leur choix de localisation et plus généralement leur consommation d'autres attributs du logement en fonction du niveau des prix et de leurs capacités financières.

L'impact des prix sur les choix des ménages semble se renforcer sur la période récente pour les mouvements au sein du parc locatif privé. Les élasticités-loyer des deux modèles (transition et demande) sont ainsi plus élevées à partir de 1997. Louer dans le parc privé signifie donc, avec la persistance de la hausse des loyers en termes réels, être bien plus fortement influé par les niveaux des prix qu'auparavant. L'incitation à ne pas déménager est donc forte, grâce à la stabilité observée des loyers une fois un premier bail signé. Concernant l'accession, les élasticités-prix demeurent stables malgré la forte hausse du coût de l'accession. Ces évolutions contrastées des comportements sont probablement à relier aux écarts de niveau de vie entre accédants et ménages restant dans le locatif privé, les premiers disposant ainsi encore de marges de manœuvre face aux hauts niveaux de prix, tandis que les seconds seraient de plus en plus contraints dans leurs choix résidentiels.

Enfin, les résultats de notre simulation indiquent que la hausse des prix a bien eu un impact sur les locataires du parc privé et notamment les potentiels primo-accédants. La probabilité prédite moyenne d'accéder à la propriété pour un ménage locataire du parc privé est ainsi de 3,1% contre 4,1% avec les prix de 1999. De même le niveau de demande est affecté par les prix élevés, tant des locataires que des accédants, avec un effet plus marqué pour les accédants. Les consommations de ces derniers sont inférieures de près de 20% à ce qu'elles auraient pu être avec les niveaux de prix de 1999. Ce qui entraîne néanmoins, avec une hausse des coûts de l'ordre de 50%, une hausse des dépenses de 23%<sup>158</sup>. En résumé, les trois leviers potentiels d'adaptation à la hausse des prix, identifiés en introduction (section 1.3), ont bel et bien été mobilisés par les ménages potentiellement primo-accédants : la hausse des prix a donc réduit en moyenne (et toutes choses égales par ailleurs) de 25% le nombre d'accédants, et ceux ayant maintenu leur achat consomment 19% de service logement en moins et dépensent 23% de plus. Ces pourcentages n'ont bien sûr pas vocation à être pris tels quels, compte tenu des incertitudes entourant toute modélisation, mais nous semblent une support stimulant de discussion.

Le cas francilien a été spécifiquement étudié dans notre travail, mais les résultats rencontrés nous semblent sujets à caution ou tout du moins difficilement interprétables (section 6.4).

---

<sup>158</sup> Pour rappel il s'agit pour les accédants de dépenses virtuelles car mesurant le coût d'usage de la propriété occupante, et non les mensualités.

Cependant les spécificités de cette région peuvent être appréhendées en utilisant directement le modèle principal : l'Île-de-France présente en effet des prix du logement beaucoup plus élevés que les autres régions étudiées (+117% pour l'accession en 2013, et +70% pour la location privée), et abrite des ménages locataires du privé bénéficiant de revenus plus élevés que la moyenne nationale (+47% en 2013). La conjonction de ces deux conditions implique d'après notre modèle une probabilité d'accéder 13% plus basse, et une consommation de service logement 12% plus basse que la moyenne française en 2013.

#### 7.1.2 *Le rôle de l'âge et de la structure familiale*

L'âge joue un rôle majeur dans la mobilité résidentielle quel que soit le statut d'occupation ciblé. Dans le cas de l'accession, le maximum de probabilité se trouve aux âges de 25-30 ans, tandis que la probabilité de déménager au sein du parc locatif privé baisse linéairement avec l'âge. À partir de 35 ans, la mobilité décroît de façon comparable pour les trois statuts d'occupation. Ainsi la spécificité de l'accession face aux deux statuts de location tient surtout à la faible mobilité avant 30 ans vers ce statut. Cette décroissance avec l'avancée en âge, contrôlée par le revenu et la situation familiale, reflète bien une hausse de la stabilité résidentielle au cours du cycle de vie liée notamment au déroulement des parcours professionnels et biographiques (Dubujet, 1999). La faible accession chez les moins de 30 ans reflète alors la contrainte financière liée à la propriété, notamment d'accumulation du capital pour constituer un apport et accéder au crédit (Gobillon et le Blanc, 2005).

Au niveau de la demande de service logement, les locataires voient leur consommation augmenter avec l'âge, contrairement aux primo-accédants. Des résultats similaires sont obtenus pour la demande de surface, les accédants n'augmentant pas la taille de leur logement avec l'âge (à autres caractéristiques constantes), tandis que les locataires augmentent leur consommation de surface avec l'avancée en âge, dans des proportions similaires à celles de la demande de service logement.

La composition familiale du ménage et particulièrement la taille ont sans surprise un effet marqué sur les décisions de mobilité et sur la demande de service logement. Plus précisément, la taille du ménage semble le principal vecteur de mobilité vers le locatif privé et social, devant la composition familiale en elle-même. Pour l'accession, la taille du ménage semble au contraire moins influente que la situation familiale. Le phénomène inverse est ensuite observé au niveau du modèle de demande : la demande de service logement des accédants est fortement marquée par la taille du ménage, tandis que les locataires du parc privé ont une relation plus complexe avec la composition familiale. La taille du ménage semble en effet influencer sur la demande des locataires uniquement pour la surface habitable (et au même niveau que les accédants). Tout se passe donc comme si le processus d'accession à la propriété était relativement indépendant des

besoins en espace du ménage, le statut familial permettant de mesurer le niveau de stabilité familiale, vecteur du projet d'accession (les personnes seules accèdent, toutes choses égales par ailleurs, moins souvent). Une fois l'accession décidée, le niveau de service logement est par contre directement lié à la taille et la composition familiale.

La période récente ne semble pas modifier l'influence des variables démographiques, ce qui semble valider la permanence au fil du temps du rôle des variables démographiques dans la détermination des comportements de mobilité résidentielle. Cependant les différences entre les paramètres au cours du temps n'ont pas été statistiquement testées, les paramètres sont donc susceptibles d'évoluer au fil des enquêtes. Ainsi, dans le cas de la mobilité vers la primo-accession, Bonnet *et al.* (2018) observent des paramètres parfois différents entre 1978 et 2013 pour la structure familiale et l'âge : les jeunes locataires du premier quartile du niveau de vie voient ainsi leur probabilité d'accéder augmenter, tandis que les personnes seules du quatrième quartile voient leur probabilité baisser.

## 7.2 Retours sur la méthodologie

### 7.2.1 *Éléments généraux*

Nos résultats semblent valider l'utilisation du coût d'usage pour mesurer le coût de la propriété occupante. Le fait en particulier que les deux élasticités-prix (coût d'usage et loyer) de la demande présentent des valeurs comparables milite dans le sens du coût d'usage vu comme une bonne mesure du « loyer » de l'accession (cf. Chapitre 3). L'enjeu financier semble comparable pour les deux statuts lorsqu'il s'agit de déterminer un niveau de service logement.<sup>159</sup>

De même les paramètres de la demande de service logement et de la demande de surface présentent des différences cohérentes, ce qui renforce la confiance dans les résultats obtenus sur la demande de service logement, tout en confirmant la pertinence d'une analyse des surfaces<sup>160</sup> (cf. Chapitre 2).

L'inclusion des anticipations sur les prix immobiliers futurs au niveau du coût d'usage réduit l'ajustement du modèle aux données, indiquant que les ménages soit n'anticiperaient pas les

---

<sup>159</sup> La supériorité statistique du coût d'usage sur d'autres formes de mesure du coût de l'accession, comme par exemple le prix brut, n'est néanmoins pas démontrée dans ce travail car les différences de vraisemblances sont très faibles entre un modèle utilisant le coût d'usage et un modèle utilisant simplement le prix.

<sup>160</sup> En réalité, les élasticités-prix de la demande de surface ne sont pas conceptuellement les bonnes, dans la mesure où nous devrions calculer le prix de la surface par l'intermédiaire d'un modèle hédonique, puis dans un second temps les élasticités-prix associées.

évolutions des prix immobiliers, soit n'intégreraient pas délibérément d'anticipations dans leur processus de décision (par exemple du fait de la forte volatilité des prix immobiliers). Ce point a été déjà constaté par Ermisch *et al.* (1996) dans le cas britannique.

En termes d'analyse de sensibilité, notre modèle est faiblement sensible au choix du nombre d'années prises en compte (enjeux des répétitions), ainsi qu'au choix des indices de prix (indices hédoniques calculés contre indices exogènes). Il est par contre sensible à la correction du biais, ce qui confirme la nécessité de prendre cet effet en compte.

### 7.2.2 *L'importance de la correction du biais*

La correction du biais de sélection s'avère une étape importante de notre méthodologie. Elle entraîne des estimations des paramètres différentes du modèle sans correction. Comme le précise Briggs (2004), cette correction peut poser des problèmes de colinéarité entre le terme de correction (les probabilités prédites dans notre cas) et les variables introduites dans le modèle de demande. En effet si le modèle de transition inclut les mêmes variables que le modèle de demande, les probabilités prédites, construites à partir des variables du modèle de transition, vont être très colinéaires avec les variables du modèle de demande.

Cet effet a été constaté pour la variable d'âge. On remarque que, lorsque la régression n'inclut pas de terme correctif du biais de sélection, l'effet de l'âge est plus faible. Ce sur-effet dû à la correction du biais s'explique par le fort effet de l'âge dans la détermination des transitions, qui se retrouve donc dans les probabilités prédites. De fait cette spécification avec l'âge en classes est parmi les plus instables de nos modèles (VIF élevé). Une inclusion sous forme linéaire de l'âge dans le modèle de demande reproduit les résultats tout en abaissant la colinéarité.

Une hypothèse pour expliquer ce fort effet de la variable d'âge, au moins dans le cas de l'accession à la propriété, est l'accumulation patrimoniale, hypothèse appuyée par la significativité de la variable d'héritage dans le modèle sur période récente. Ainsi un ménage ayant accumulé du patrimoine financier sera en mesure d'accéder plus facilement à la propriété, et dans le même temps d'acheter plus de quantité de logement qu'un ménage sans apport initial.

## 7.3 **Limites et perspectives**

### 7.3.1 *Le rôle des contraintes de crédit*

Dans le choix d'accéder à la propriété, les variables de revenus captent en réalité les contraintes de crédit qui traduisent les contraintes imposées par les institutions bancaires pouvant empêcher certains ménages solvables d'accéder au crédit immobilier. Ces contraintes sont notamment les contraintes d'apport (Brueckner, 1986), en l'absence de variable de richesse du



ménage dans notre modèle, et le fait que certains ménages par leurs caractéristiques (notamment de stabilité de l'emploi et de niveau de revenu) n'ont pas accès au crédit qu'ils auraient été en mesure de souscrire en l'absence de filtre institutionnel.<sup>161</sup> Une solution consiste à faire précéder le modèle de transition d'un modèle binomial indiquant si le ménage est ou non touché par les contraintes de crédit, ce qui requiert des informations sur le caractère contraint ou non du ménage. Les paramètres des fonction de demande sont censés être impactés, bien que Henderson et Ioannides (1986) qui intègrent une fonction de contrainte de crédit dans leur modèle de choix de statut ne concluent pas à une modification substantielle des paramètres.

Le même type d'enjeu se déploie dans le cas de la mobilité vers le parc social, car le nombre élevé de demandes dans les régions tendues implique la mise en place d'un filtre institutionnel et la création de files d'attente (Van Ommeren et Van der Vlist, 2016).

### 7.3.2 *Limites du service logement*

Notre modélisation de la demande de service logement implique une réflexion dans le cadre idéal-typique d'un marché complet, c'est-à-dire présentant tous les logements possibles (ou du moins permettant un service logement continu). Or la réalité peut présenter des effets de seuil, par exemple les maisons sont structurellement plus spacieuses que les appartements, mais souvent situées dans des quartiers différents (et donc proposant des aménités différentes).

Notre modèle prend également en compte les différences de prix entre location et accession, permettant d'intégrer le fait que les prix à l'achat puissent suivre une trajectoire différente des loyers au cours du temps. Ceci implique que les rendements locatifs, approximés par ratio du loyer d'un logement sur son prix de vente potentiel, peuvent également varier dans le temps<sup>162</sup>. Cependant, en utilisant un seul indice de coût d'usage et de loyer par métropole, nous faisons implicitement l'hypothèse que le rendement locatif est uniforme au sein de chaque métropole. Le fait que le rendement locatif varie en réalité au sein d'une agglomération (dû à des différences de fiscalité, risque locatif, dynamique locale des prix, etc., voir Chapitre 3) peut poser des problèmes théoriques pour la définition du service logement : deux logements de même loyer situés dans deux quartiers différents (et donc produisant le même service logement dans le parc locatif privé) sont susceptibles d'être valorisés à l'achat de manière différente, et donc de fournir

---

<sup>161</sup> Ces deux effets ont été traités dans la littérature de manière théorique et empirique (Henderson et Ioannides, 1986 ; Linneman et Wachter, 1989 ; Engelhardt, 1996 ; Linneman *et al.*, 1997 ; Gobillon et Le Blanc, 2004 ; Ortalo-Magné et Rady, 2006 ; Benito, 2006).

<sup>162</sup> Goodman (1988) introduit le rendement locatif (à travers le ratio prix sur loyer) directement en variable explicative de son modèle de demande afin de prendre en compte la dimension d'investissement dans le choix du statut (en plus d'une variable de prix coût d'usage sur loyer).

des services logement différents du point de vue d'une mesure par les prix. Traiter cette question de manière plus étendue nécessiterait de disposer d'informations fines sur la localisation des logements, à la manière de Grégoir *et al.* (2010)<sup>163</sup>.

### 7.3.3 Endogénéité

Malgré la prise en compte du biais de sélection entre le choix du statut et la demande de logement, des risques d'endogénéité pourraient persister (Goodman, 1988 ; Whitehead, 1999). Pour reprendre l'exemple précédent, un ménage voulant vivre dans une maison spacieuse sera par exemple incité du fait de l'incomplétude du marché à devenir propriétaire, les maisons étant moins souvent disponibles en location. La demande de service logement influe donc sur le choix de statut d'occupation. Cet éventuel problème d'endogénéité nécessiterait l'emploi de variables instrumentales.

De même Carter (2011) précise que le revenu peut être en partie endogène au choix de logement. Il présente des arguments en faveur du fait que certains ménages pourraient mobiliser un deuxième membre sur le marché du travail afin d'augmenter ses revenus en vue d'accéder à la propriété. Cet argument reste valable même en prenant en compte les revenus du ménage de manière agrégée, certains ménages à plus hauts revenus cachant éventuellement une préférence inobservée pour la propriété occupante (leurs revenus seraient plus faibles s'ils n'avaient pas voulu accéder à la propriété).

### 7.3.4 Hétéroscédasticité

Nous n'avons pas à ce stade corrigé l'hétéroscédasticité éventuelle de notre modèle. Cependant comme le précisent Bourguignon *et al.* (2007), les modèles de seconde étape sont généralement hétéroscédastiques<sup>164</sup>. À condition que le modèle soit correctement spécifié, il est possible de corriger l'hétéroscédasticité en utilisant des moindres carrés pondérés dans le modèle de demande, les auteurs proposant les pondérations dans le cas des corrections de Lee (1983) et Dubin et McFadden (1984). Ils privilégient pour leur part dans leur travail une procédure d'estimation de la variance par bootstrap, ce qui nous semble la piste la plus pertinente dans le cas d'une correction utilisant Dahl (2002).

---

<sup>163</sup> Qui n'évitent cependant pas certains biais car les estimations les plus fiables doivent être faites sur ventes répétées (Bracke, 2013).

<sup>164</sup> Sous l'hypothèse que la spécification est correcte, la variance du terme d'erreur du modèle de demande correspond à la variance originale de l'équation de demande conditionnellement au choix du statut d'occupation considéré.

### 7.3.5 *Permanence des préférences et forme fonctionnelle*

Notre stratégie d'estimation repose sur l'hypothèse que les préférences des ménages sont homogènes à la fois dans l'espace (entre les différentes régions) et dans le temps (entre les enquêtes Logement). À caractéristiques sociodémographiques similaires, les variations des signaux prix seraient ainsi la seule source des différences de comportements observées entre régions et/ou millésimes. Les idiosyncrasies propres à chaque ménage ne sont pas occultées, mais ne sont pas considérées comme corrélées aux variables de localisation et de temps.

De même nos résultats montrent des élasticités-prix très largement indépendantes du revenu, mais nous n'avons pas exploité l'ensemble des croisements possibles. D'autres auteurs montrent au contraire que les élasticités-revenu varient en fonction du niveau de revenu (Mayo, 1981 ; Ihlanfeldt 1982 ; Zabel, 2004). Ihlanfeldt (1982) suggère ainsi que les élasticités sont plus élevées pour les plus hauts revenus. Notre modèle et notamment l'absence d'effets croisés sur le revenu (par manque de significativité pour les configurations testées) introduit donc un raisonnement pour le ménage de revenu « moyen ».

Des formes fonctionnelles plus sophistiquées pourront être testées afin de pallier les limites susmentionnées. Pour le modèle de transition, le logit emboîté et le probit sont deux pistes naturelles. Le modèle logit utilisé ici, à la manière de Zorn (1988), est moins flexible qu'un modèle probit qui permet moins de contraintes sur la matrice de corrélation (Ioannides et Kan, 1996). Pour le modèle de demande, des formes plus complexes permettraient de dépasser les fonctions d'utilité de type Cobb-Douglas utilisées dans ce travail, notamment les fonctions de type AIDS, pour *Almost Ideal Demand System* (Deaton et Muellbauer, 1980). Kan (2000) suggère également l'intégration d'effets aléatoires dans les paramètres (*random effects specification*) afin de prendre en compte l'hétérogénéité inobservée des ménages.

### 7.3.6 *Vers une modélisation dynamique de la mobilité résidentielle*

L'utilisation de données de panel, facilitée dans le cas américain par le *Panel Study of Income Dynamics* (PSID), est une source importante d'amélioration de la qualité des modèles, car elle permet de prendre en compte les trajectoires résidentielles dans le temps long et les corrélations intertemporelles des choix des ménages (Kan, 2000 ; Börsch-Supan, 1990 ; Börsch-Supan et Pollakowski, 1990).

Dans le cas français, l'enquête Logement offre néanmoins la possibilité de créer des pseudo-panels par l'appariement des individus des différentes enquêtes, en particulier car le statut d'occupation quatre ans auparavant est renseigné. C'est ainsi que procèdent Goffette-Nagot et Sidibé (2014) pour étudier les transitions du logement social vers la propriété en France. Les auteurs peuvent utiliser des modèles de durée expliquant l'âge au moment de l'accession. Cette

utilisation de modèles de durée à la place de modèles de choix statiques (comme ici avec notre modèle de transition basé sur un modèle logit multinomial) est une piste de recherche intéressante pour représenter le choix d'accéder à la propriété, promue également par Goodman (2002) et Boehm et Schlottmann (2004).

Enfin, les enquêtes Logement, en décrivant le logement occupé quatre ans auparavant, offrent la possibilité de prendre en compte plus finement les facteurs ayant poussé ou non à la mobilité. Ainsi une piste prometteuse au regard des questions soulevées dans cette thèse est l'intégration, à la manière de Clark et Huang (2003), de la qualité du logement précédent et notamment du confort surfacique. Les auteurs montrent ainsi que, dans le cas britannique, le manque d'espace dans le logement précédent est un facteur important de mobilité.

#### **7.4 Conclusion**

Cette analyse poussée des choix des locataires du parc privé en matière de logement nous a permis de caractériser la demande de logement et ses évolutions dans quatre régions françaises, abritant des métropoles aux marchés différemment sous tension.

Notre analyse met en lumière les réactions multiples des ménages face aux évolutions des prix et des loyers. Les augmentations récentes des coûts du logement ont ainsi à la fois baissé les consommations de service logement, augmenté les dépenses et diminué la mobilité résidentielle. Le cas francilien exacerbe les tensions relevées, avec une probabilité d'accession et un niveau de consommation de service logement plus bas que dans les autres régions.

La différence des déterminants orientant les choix vers les statuts d'occupation du parc privé met en lumière les logiques sous-tendant ces choix, différentes selon les statuts. La location privée semble répondre à une logique d'ajustement tandis que l'accession à la propriété intègre également une logique d'investissement financier. À l'inverse, les déterminants économiques de la demande de logement semblent proches chez les deux statuts. Les inégalités économiques sont donc autant effectives pour les locataires que pour les propriétaires dans leurs niveaux de consommation de service logement.

Sur la période récente, qui connaît une hausse concomitante des prix et des loyers, les déterminants des comportements des primo-accédants potentiels ne semblent pas évoluer, bien que la hausse des prix opère comme un filtre vers les hauts revenus. En revanche, les ménages restant locataires ont vraisemblablement ajusté leur mobilité et leur consommation de logement à la baisse, contribuant au blocage de leurs parcours résidentiels.



# Conclusion générale

## **(a) Un modèle résidentiel en lien avec le cycle de vie et les évolutions du parc de logement**

Les résultats de notre thèse, offerts par des travaux à une échelle géographique large et portant sur le long terme, nous permettent de dégager certaines régularités. Dans une analyse plus systématique de nos résultats, nous souhaiterions avancer l'existence d'un modèle résidentiel français. Ce modèle, que l'on peut observer au fil des générations étudiées, est, malgré une forte inertie, en lente évolution et soumis à des tensions.

L'un des éléments les plus saillants de ce modèle résidentiel est la permanence du rythme d'accès à la propriété occupante au cours du cycle de vie depuis plusieurs générations. La propriété occupante est un événement charnière du parcours résidentiel, favorisé par trois leviers étroitement liés : les dispositifs institutionnels, la rentabilité économique et les représentations sociales.

L'accession à la propriété est un objectif affirmé des politiques publiques depuis plusieurs décennies, qui ont donné lieu à diverses incitations à l'accès à la propriété et ont également soutenu la diffusion du crédit immobilier (Driant, 2009). Le système français d'accès à la propriété par le crédit est basé sur la solvabilité et la stabilité des revenus des ménages (Bugeja, 2011).

Concernant les aspects économiques, le chapitre 3 (voir annexe C.1 « Pourquoi devenir propriétaire ? ») a permis d'exposer quels éléments contribuent à rendre la propriété rentable pour les ménages solvables dans le cas français (niveau des loyers par rapport au coût de la propriété occupante, absence de taxation des loyers implicites, stabilité des ménages du fait des coûts de transaction).

Ces deux éléments concourent à renforcer le troisième, à savoir les représentations sociales associées à la propriété, qui est vue comme un élément central d'un parcours résidentiel ascendant abouti (Lambert, 2015). De fait, cet ensemble de déterminants ont conduit à une

diffusion massive de la propriété occupante à toutes les classes sociales, notamment les classes populaires (Bourdieu et Saint Martin, 1990 ; Groux et Lévy, 1993).

Ce tropisme pour la propriété occupante, associé à des effets démographiques et au développement des métropoles au cours des cinq dernières décennies, a eu des conséquences en termes de parcours résidentiels et d'occupation du parc. Il nous semble à ce titre possible d'identifier des régularités, des tendances et des ruptures.

Au niveau des régularités le modèle résidentiel que notre travail contribue à décrire est très inertiel, avec une accession à la propriété rapide jusqu'à 40 ans puis plus lente ensuite. Cette accession à la propriété est associée à une localisation le plus souvent en grande couronne ou dans le périurbain avec l'avancée en âge, et en maison individuelle. De plus, les ménages semblent s'assurer d'un espace disponible par habitant minimum, qui augmente fortement après 45 ans lorsque les ménages voient leur taille diminuer avec le départ des enfants tandis qu'ils vieillissent dans de grands logements.

Le parc de logements expérimente cependant une double tendance de fond depuis 1968. D'un côté les mutations démographiques, portées par les évolutions de modes de vie, entraînent une forte diminution de la taille moyenne des ménages depuis 1968. Dans le même temps, la hausse de la taille des logements a entraîné une hausse généralisée du confort surfacique. Ce phénomène semble cependant s'être stabilisé sur la période récente, tant pour la taille des logements que pour celle des ménages.

Ces régularités et ces évolutions lentes sont modulées par des tendances qui semblent mettre le modèle esquissé en tension. La première tendance peut se lire sous l'angle générationnel. L'analyse diachronique sur la région Île-de-France montre une forte progression de la propriété jusqu'en 1990, puis une stagnation depuis, signe d'un parcours résidentiel moyen globalement stabilisé depuis la génération du baby-boom. Néanmoins, les générations les plus récentes, qui ont connu surtout la période après 1990, connaissent des parcours moins avantageés que leurs aînés sous l'angle de l'accès à la propriété et de la taille des logements. Le confort surfacique continue par contre de progresser pour ces générations car le rétrécissement des ménages surcompense encore la baisse de la taille des logements. Ces effets sont plus clairement observables dans les autres métropoles régionales, où les baisses des taux de propriétaires pour les plus jeunes après 1990 sont plus fortes.

La seconde tendance peut être observée sous l'angle des inégalités. Du point de vue des inégalités entre statuts d'occupation, les chapitres 3 et 4 nous indiquent le caractère socialement ségrégué de l'accès à la propriété. De manière stable dans le temps, le flux des propriétaires accédants est très largement abondé par les classes de revenu les plus élevées. Ce biais de l'accès en

faveur des plus riches implique au fil des années une hausse progressive des revenus moyens des propriétaires dégagés des crédits d'achat (DCA), qui sont les anciens accédants. Ce biais entraîne de plus une paupérisation des locataires des deux parcs locatifs, privé et social. L'appauvrissement des locataires du parc social est plus fort, mais les taux de rotation élevés du parc privé rendent cet appauvrissement tout aussi symptomatique d'une ségrégation accrue entre statuts d'occupation. Le taux d'effort en matière de logement des locataires du parc privé rejoint celui des accédants à la propriété, pourtant traditionnellement plus élevé chez ces derniers car constitué par une partie d'épargne. Les évolutions des coûts du logement sont également une source d'inégalité grandissante. La hausse continue des loyers depuis les années 1980 associée à la hausse des prix des logements depuis la fin des années 1990 renforce le coût de la mobilité résidentielle des ménages, et nous semble renforcer la dynamique ségrégative de l'accès à la propriété tout en contribuant à bloquer les parcours résidentiels ascendants.

De plus deux résultats du chapitre 2 nous semblent pouvoir être mis en exergue. Le premier est que les inégalités de confort surfacique vues par le prisme des catégories socioprofessionnelles sont très stables. Ce résultat met, selon nous, en avant l'importance toujours déterminante de la taille des logements dans les positions résidentielles. La seconde est que les inégalités de confort surfacique augmentent d'un point de vue général, en partie par la concentration des forts niveaux de confort surfacique sur les ménages les plus âgés. L'élargissement de la taille des logements ne s'est pas accompagné d'une baisse des inégalités sur cette dimension de la position résidentielle. En outre, le triptyque propriété, maison et grand logement s'est renforcé au cours du temps, au fil de la stagnation de la part des maisons dans les métropoles : les maisons sont de plus en plus souvent en propriété occupante et de plus en plus grandes par rapport aux appartements (voir Chapitre 1).

Cet ensemble d'éléments nous semble indiquer un essoufflement du modèle résidentiel français, en lien avec une crise du logement qui peut être définie avant tout comme une crise du logement abordable (Driant, 2013), et de la mobilité résidentielle.

Peut-elle être également qualifiée de crise des parcours ascendants ?

Si le modèle ascendant au cours du cycle de vie est toujours une réalité statistique, une perspective intergénérationnelle nous semble indiquer dans nos résultats un infléchissement de ce modèle. De fait, cette analyse d'une fragilisation des parcours ascendants est partagée par plusieurs travaux, qui soulignent néanmoins le caractère toujours très répandu de ces parcours,



associé à une précarisation accrue localisée géographiquement et pour certains segments de l'espace social, notamment les locataires pauvres urbains.<sup>165</sup>

### **(b) Enjeux et perspectives méthodologiques**

Notre travail de thèse a porté sur une analyse quantitative de données individuelles sur le long terme. Nos préoccupations méthodologiques ont été de deux ordres.

Le premier est celui d'une construction fine des principales variables mobilisées dans la thèse. Ainsi au chapitre 2 notre Unité de Consommation Logement, construite sur le modèle des Unité de Consommation de l'Insee, contribue à justifier la mesure des inégalités de confort surfacique. Dans le chapitre 3 nous avons cherché à mesurer de manière fine les coûts de l'accession à la propriété à travers la mesure du coût d'usage. Cet indice de coût d'usage a été ensuite intégré au chapitre 4 dans un modèle économétrique visant à mesurer conjointement les choix de mobilité, de statut d'occupation et de demande de logement. De même, de nombreuses spécifications alternatives ont été testées concernant la manière de définir et mesurer ces principales variables et ces objectifs, en particulier pour l'indice d'UCL, les mesures d'inégalités, le coût d'usage (avec ou sans gain de capital) et le modèle de demande.

La seconde préoccupation de ce travail a été de dépasser les indicateurs agrégés afin de prendre en compte la variabilité des situations individuelles. Ainsi les mesures d'inégalités du chapitre 2 constituent une forme de mesure de la variance de la distribution des confort surfaciques. De même la variabilité des coûts d'usage au sein des propriétaires accédants (Chapitre 3) constitue à notre sens une prise en compte innovante de la question du coût du logement, permettant de prendre en compte les marges de manœuvre individuelles dans la détermination des coûts du logement.

---

<sup>165</sup> Lévy (2005) dans son étude sur les évolutions des hiérarchies socio-résidentielles modelées par les parcours des ménages urbains français constate qu'une part grandissante de la population est plus fortement contrainte dans sa capacité à adapter ses choix résidentiels. Dans une société basée sur la précarité de l'emploi, ce modèle résidentiel n'est plus garanti. D'autres auteurs constatent que si le modèle ascendant reste la règle, une part importante de la population ne se trouve plus assurée d'y arriver. Cusin (2012) constate que les parcours ascendants, « emblématique[s] d'une société de classes moyennes » restent aujourd'hui la règle, malgré la fragilisation de ceux-ci. Il distingue trois logiques résidentielles parmi les classes moyennes, reflet des différentes fractions. La fraction la plus aisée connaît effectivement des parcours ascendants « classiques » fondés sur une amélioration des conditions de logement et l'accès à la propriété, tandis que la fraction la plus précarisée connaît des parcours « bloqués », instables et fragiles, reflets de positions professionnelles qui le sont tout autant. L'entre-deux, constituant la majorité de la population des classes moyennes, est dans une logique de « sécurisation par le logement » (notamment grâce à la propriété occupante). De même, mais dans une lecture plus géographique, Driant (2007) précise que l'adaptation générale sur une trajectoire ascendante des parcours résidentiels aux besoins des ménages ne doit pas masquer les difficultés grandissantes de certaines populations, notamment les locataires dans les centres urbains aux marchés tendus.

Nous avons fait référence tout au long de notre travail à la notion de parcours résidentiel. Les limites méthodologiques de notre approche du point de vue des parcours résidentiels ont déjà été abordées en introduction et au chapitre 1. Elles se résument en deux séries de remarques. La première est la définition restrictive des notions de ménage et de résidence principale, qui mesurent mal l'espace résidentiel (Dureau, 2002) ou système résidentiel (Bonvalet et Dureau, 2000) de l'individu dans sa globalité. La seconde est l'importance des analyses longitudinales, pour prendre en compte l'élargissement spatial et temporel du processus de décision et pour décrire correctement le parcours des individus (Brun et Bonvalet, 2002) ; et ce, d'autant plus dans une perspective de comparaison intergénérationnelle. Le dépassement de ces limites a déjà été exploré par des travaux sur les trajectoires longitudinales (Bonvalet et Bringé, 2010), ou plus récemment en agrégeant plusieurs enquêtes biographiques de l'Ined (Le Roux et al., 2018), et il constitue une voie de travail naturelle pour une exploration des inégalités de parcours résidentiels. En lien avec la question précédemment posée sur une crise possible des parcours résidentiels ascendants, la mobilisation de données longitudinales permettrait de tester des hypothèses de diversification ou blocage des parcours résidentiels, et plus généralement d'envisager une histoire générationnelle des positions résidentielles.

La question spatiale, traitée de manière indirecte dans notre thèse, mériterait une attention spécifique. Pour l'analyse spatiale des marchés du logement, un élément de connaissance important est la question des rendements locatifs. La prise en compte frontale des rendements locatifs a été évitée dans cette thèse par manque de données localisées sur les prix et les loyers. Cependant, ces éléments nous semblent fondamentaux pour identifier les dynamiques à l'œuvre au sein des marchés locaux, et constituent des questions de recherche à part entière.

De même, la mesure de la consommation de logement a été faite dans notre thèse soit par l'intermédiaire de la surface, soit par la mesure synthétique du service logement. Une désagrégation de la consommation synthétique, séparant notamment les caractéristiques intrinsèques (surface, confort, etc.) des aménités (et donc la localisation), permettrait une analyse plus fine des positions résidentielles ainsi que la mesure des niveaux de demande de ces caractéristiques désagrégées (à la manière de Cavailhès (2005)).

### **(c) Et ensuite ? Politiques publiques et prospective**

Les éléments présentés ouvrent des questions de politique publique et de prospective autour du marché du logement dans les métropoles françaises.

Comme évoqué précédemment, la crise du logement est avant tout une crise du logement abordable. Les raisons sont multiples pour expliquer le manque d'offre de logements accessibles aux ménages au regard de leurs revenus.

Cependant faut-il construire plus de logements ? Nombreux sont les auteurs à critiquer un nécessaire « choc d'offre » pour faire baisser les prix du logement (Driant, 2015 ; Cornuel, 2017 ; Davy et Trouillart, 2018), arguant que la construction neuve ne représente qu'un pourcentage minime de l'offre annuellement mise sur le marché par les mouvements résidentiels, et que les variations du stock sont trop faibles pour être une source de changement des prix (Friggit, 2015). Pour autant, le diagnostic d'un déficit quantitatif de logements spécifique à l'Île-de-France semble néanmoins partagé (Jacquot, 2011 ; Driant, 2013b). Si la région a connu une reprise de la construction en 2017 avec 70 000 constructions neuves, atteignant ainsi les objectifs quantitatifs du schéma régional de l'habitat et de l'hébergement (SRHH, 2017), ces objectifs quantitatifs n'ont de sens que s'ils correspondent à des niveaux de prix abordables et à des constructions en zones déficitaires.

Ces objectifs de construction sont en partie basés sur la méthode du « point mort », qui calcule le nombre de logements nécessaires pour accueillir avec les taux d'occupation actuels les ménages prochainement créés (Driant, 2013b). Nos résultats montrent cependant un hiatus entre les besoins affichés en logement et l'espace habitable total disponible, même dans une zone tendue comme la métropole francilienne. Le surplus d'espace habitable est en effet en partie capté par les petits ménages de plus de 50 ans habitant de grands logements. Une réponse à ce qui pourrait être vu comme un problème d'allocation des logements est cependant des plus incertaine au regard des expériences à l'étranger qui montrent l'absurdité d'une politique culpabilisant les petits ménages habitant un grand logement (voir l'évocation de la controverse australienne sur le « *mismatch* » dans la discussion du chapitre 2). De plus dans les cas des ménages retraités habitant en pavillon, les travaux sur l'autonomie des personnes âgées constatent le souhait unanime et affirmé du vieillir sur place tant que cela est possible (Berger et al., 2010 ; Lord, 2010 ; Auger, 2016) ; choix justifié par de nombreuses raisons sociologiques, psychologiques et économiques. En outre, les ménages qui déménagent à la retraite, s'ils ajustent en général l'espace de leur logement, augmentent parfois leur consommation de service logement (Gobillon et Wolff, 2011). Une véritable réflexion collective sur l'évolution de nos manières d'habiter au cours de la vie, au regard d'une crise écologique en partie liée à l'urbanisation, et au coût environnemental élevé du secteur de la construction (Deshayes, 2012), nous semble néanmoins souhaitable.

Au-delà du manque de logements accessibles en zones tendues, c'est la baisse de la mobilité résidentielle et donc de la fluidité des parcours qui peut également être pointée. Nos analyses viennent confirmer le diagnostic partagé que la mobilité résidentielle est en grande partie bloquée par les coûts du logement, particulièrement en Île-de-France (Bidoux et al., 2018). De plus comme le suggère notre revue de littérature (Chapitre 3), les coûts de transaction sont un des freins à la mobilité des propriétaires occupants. Pour reprendre Jacquot (2011), des mesures

de politique économique ciblées dans le secteur de l'habitat privé, à savoir la taxation du stock et non des flux à travers la baisse des droits de mutation à titre onéreux (DMTO), et l'équité de traitement fiscal entre propriétaires bailleurs et propriétaires occupants, seraient des pistes intéressantes.

Au-delà de ces éléments de discussion sur la situation actuelle, le prolongement de nos travaux vers des enjeux de diagnostic et de prospective nous semble prometteur. Un diagnostic des besoins à venir pourrait consister à prolonger les tendances identifiées au chapitre 1 en termes d'appariement des ménages et des logements, en fonction de différents scénarios d'évolution du parc. Nous avons montré une inflexion des parcours résidentiels depuis le recensement 1990 dans les grandes métropoles françaises. La remontée de la part des petits logements et des appartements dans la métropole est vraisemblablement amenée à perdurer et il sera intéressant d'en étudier les effets à venir sur les modes d'occupation du parc et sur les inégalités de consommation de logement. Nous avons priorisé dans cette thèse les travaux sur la région Île-de-France mais au regard des données de recensement de la population utilisées, ce type d'analyse pourra être généralisé au territoire national, voire à d'autres pays compte tenu de la disponibilité répandue internationalement des données de type recensement.

Au-delà, il est possible d'envisager des projections mettant en jeu des mécanismes plus complexes d'appariement, prenant en compte les profils socio-résidentiels des secteurs d'habitat (Lévy et al., 2017), ou bien les éléments économiques introduits aux chapitres 3 et 4 tels que les revenus et les prix. Ces derniers pourraient contribuer à une modélisation fine des appariements au sein du marché du logement, et participer ainsi à l'enrichissement des modèles intégrés usage du sol-transport (LUTI) utilisant une approche désagrégée, par exemple UrbanSim (Waddell et al., 2003) ou ILUTE (Salvini et Miller, 2005).



# Bibliographie

- Accardo, J., Bugeja, F., 2009. Le poids des dépenses de logement depuis 20 ans. Cinquante ans de consommation en France, INSEE.
- Accardo, J., Chevalier, P., Forgeot, G., Friez, A., Guédès, D., Lenglard, F., Passeron, V., 2007. La mesure du pouvoir d'achat et sa perception par les ménages. Insee, L'Économie française. Comptes et dossiers 2007, 59-88.
- Accardo, J., Kranklader, E., 2013. Entre 2005 et 2011, les taux d'efforts des locataires se sont accrus, ceux des propriétaires sont restés stables. France, portrait social, Insee Références - Edition 2013 69-77.
- Allègre, G., Antonin, C., Sterdyniak, H., Touzé, V., 2016. Quelles réformes de l'imposition sur le capital pour les hauts revenus, policy brief. OFCE, Sciences Po.
- Alonso, W., 1964. Location and land use. Toward a general theory of land rent.
- Antipa, P., Lecat, R., 2013. « Bulle immobilière » et politique d'octroi de crédits: Enseignements d'un modèle structurel du marché français de l'immobilier résidentiel. Revue de l'OFCE 128, 163.
- Arnault, S., Crusson, L., 2012. La part du logement dans le budget des ménages en 2010. Insee Première.
- Arnold, C., Boussard, J., 2017. L'accès à la propriété en recul depuis la crise de 2008, in: Les conditions de logement en France, édition 2017, Insee Références. INSEE, p. 41-53.
- Arrondel, L., Lefebvre, B., 2001. Consumption and Investment Motives in Housing Wealth Accumulation: A French Study. Journal of Urban Economics 50, 112-137.
- Artus, P., Bozio, A., García-Peñalosa, C., 2013. Fiscalité des revenus du capital. Les notes du conseil d'analyse économique 9.
- Atkinson, A.B., 1999. The distribution of income in the UK and OECD countries in the twentieth century. Oxford Review of Economic Policy 15, 56-75.

- Atkinson, A.B., 1970. On the measurement of inequality. *Journal of Economic Theory* 2, 244-263.
- Auger, F., 2016. L'aménagement de l'habitat chez des couples de nouveaux retraités Baby-Boomers : vivre le présent, anticiper l'avenir ? Université Charles de Gaulle - Lille III.
- Authier, J.-Y., Bidet, J., Collet, A., Gilbert, P., Steinmetz, H., 2010. État des lieux sur les trajectoires résidentielles (Rapport PUCA No. 1255).
- Authier, J.-Y., Lévy, J.-P., 2009. Rester ou partir. La construction sociale des choix résidentiels des habitants des quartiers anciens centraux, en France.
- Baccaïni, B., 2001. Les migrations internes en France de 1990 à 1999 : l'appel de l'Ouest. *Economie et Statistique* 344, 39-79.
- Baccaïni, B., Sémécurbe, F., 2009. La croissance périurbaine depuis 45 ans : extension et densification. Insee Première.
- Baer, W.C., 1976. The Evolution of Housing Indicators and Housing Standards: Some Lessons for the Future. *Public Policy* 24, 361-393.
- Bajari, P., Benkard, C.L., Krainer, J., 2005. House prices and consumer welfare. *Journal of Urban Economics* 58, 474-487.
- Barry, H., Douchet, A., Fourny, I., Lescieux, A., Salingue, J., 2010. Le logement intergénérationnel: évaluation de l'offre et de la demande potentielle Rôle des politiques publiques (Dossiers d'études No. 132). CAF.
- Batten, D.C., 1999. The Mismatch Argument: The Construction of a Housing Orthodoxy in Australia. *Urban Studies* 36, 137-151.
- Baudry, M., Guengant, A., Larribeau, S., Leprince, M., 2009. Formation des prix immobiliers et consentements à payer pour une amélioration de l'environnement urbain : l'exemple rennais. *Revue d'Économie Régionale & Urbaine* avril, 369-411.
- Becker, H.S., 1985. *Outsiders. Etudes de sociologie de la déviance*. Editions Métailié.
- Benito, A., 2006. The down-payment constraint and UK housing market: Does the theory fit the facts? *Journal of Housing Economics* 15, 1-20.
- Benton, R.A., Keister, L.A., Lee, H.Y., 2017. Real Estate Holdings Among the Super-Rich in the USA, in: Forrest, R., Koh, S.Y., Wissink, B. (Éd.), *Cities and the Super-Rich*. Palgrave Macmillan US, New York, p. 41-62.

- Berger, M., 2010. Les choix résidentiels des Franciliens : l'attraction des pavillons ne se dément pas, in: *Élire domicile : La construction sociale des choix résidentiels*. Presses Universitaires de Lyon, p. 295-313.
- Berger, M., 2004. *Les périurbains de Paris : De la ville dense à la métropole éclatée ?*, Anthropologie. CNRS Éditions, Paris.
- Berger, M., Rougé, L., Thomann, S., Thouzellier, C., 2010. Vieillir en pavillon : mobilités et ancrages des personnes âgées dans les espaces périurbains d'aires métropolitaines (Toulouse, Paris, Marseille). *Espace populations sociétés*. Space populations societies 53-67.
- Bertaux-Wiame, I., 1995. Familial et résidentiel : un couple indissociable. *Sociologie et sociétés* 27, 163.
- Bessone, A.-J., Heitz, B., Boissinot, J., 2005. *Marché immobilier : voit-on une bulle ?* Insee.
- Bidoux, P.-E., Louchart, P., Beaufile, S., Chometon, E., Losier, J., 2018. Les tensions sur le marché immobilier freinent les déménagements en Île-de-France. *Insee Analyse Ile-de-France*.
- Boehm, T.P., Schlottmann, A.M., 2004. The dynamics of race, income, and homeownership. *Journal of Urban Economics* 55, 113-130.
- Bonnet, C., Garbinti, B., Grobon, S., 2018. Rising inequalities in access to home ownership among young households in France, 1973-2013. *Economie et Statistique* 500, 117-138.
- Bonnet, C., Gobillon, L., Laferrère, A., 2010. The effect of widowhood on housing and location choices. *Journal of Housing Economics* 19, 94-108.
- Bonvalet, C., 2010. Les logiques des choix résidentiels des Franciliens, in: Authier, J.-Y., Lévy, J.-P. (Éd.), *Élire domicile : La construction sociale des choix résidentiels*, Sociologie. Presses universitaires de Lyon, Lyon, p. 55-76.
- Bonvalet, C., 2006. Trajectoires résidentielles des Franciliens de 50 à 70 ans. Note rapide *Population et modes de vie*, IAURIF, Paris p1-4.
- Bonvalet, C., Bringé, A., 2013. Les effets de la politique du logement sur l'évolution du taux de propriétaires en France. *Revue européenne des sciences sociales*. *European Journal of Social Sciences* 153-177.
- Bonvalet, C., Bringé, A., 2010. Les trajectoires socio-spatiales des Franciliens depuis leur départ de chez les parents. *Temporalités*.



- Bonvalet, C., Brun, J., 2002. Etat des lieux des recherches sur la mobilité résidentielle en France, in: Dureau, F., Lévy, J.-P. (Éd.), *L'accès à la ville. Les mobilités spatiales en questions*. L'Harmattan, Paris, p. 15-64.
- Bonvalet, C., Dureau, F., 2000. Les modes d'habiter : des choix sous contraintes, in: Dureau, F., Dupont, V., Lelièvre, E., Lévy, J.P., Lulle, T. (Éd.), *Métropoles en mouvement : une comparaison internationale*, Villes. Anthropos, Paris, p. 131-153.
- Bonvalet, C., Fribourg, A.-M., 1990. Stratégies résidentielles : actes du séminaire organisé par Catherine Bonvalet et Anne-Marie Fribourg, Paris, 1988, Congrès et colloques. INED-Plan Construction et Architecture-METLM, Paris.
- Bonvalet, C., Tugault, Y., 1984. Taille des logements et âge du chef de ménage en Ile-de-France. *Population (French Edition)* 39, 1064-1069.
- Börsch-Supan, A., 1990. Panel data analysis of housing choices. *Regional Science and Urban Economics* 20, 65-82.
- Börsch-Supan, A., Pollakowski, H.O., 1990. Estimating housing consumption adjustments from panel data. *Journal of Urban Economics* 27, 131-150.
- Bosvieux, J., 2005. Accession à la propriété : des acquéreurs plus nombreux mais prudents. *Economie et Statistique* 381, 41-61.
- Bourassa, S.C., 1996. Measuring the Affordability of Home-ownership. *Urban Studies* 33, 1867-1877.
- Bourassa, S.C., 1995. A Model of Housing Tenure Choice in Australia. *Journal of Urban Economics* 37, 161-175.
- Bourassa, S.C., Hoesli, M., 2010. Why Do the Swiss Rent? *J Real Estate Finan Econ* 40, 286-309.
- Bourdieu, P., 2000. *Les Structures sociales de l'économie*, Liber. Seuil, Paris.
- Bourdieu, P., Bouhedja, S., Christin, R., Givry, C., 1990. Un placement de père de famille [La maison individuelle : spécificité du produit et logique du champ de production]. *Actes de la Recherche en Sciences Sociales* 81, 6-33.
- Bourdieu, P., Saint Martin, M. de, 1990. Le sens de la propriété. *Actes de la Recherche en Sciences Sociales* 81, 52-64.

- Bourguignon, F., Fournier, M., Gurgand, M., 2007. Selection bias corrections based on the multinomial logit model: Monte Carlo comparisons. *Journal of Economic Surveys* 21, 174-205.
- Bracke, P., 2013. House Prices and Rents: Micro Evidence from a Matched Dataset in Central London (SERC Discussion Paper No. 0127). Spatial Economics Research Centre, LSE.
- Bradshaw, J., Middleton, S., Davis, A., Oldfield, N., Smith, N., Cusworth, L., Williams, J., 2008. A minimum income standard for Britain: What people think, (Joseph Rowntree Foundation). Joseph Rowntree Foundation.
- Bretagnolle, A., 1996. Étude des indices de concentration d'une population. *Espace géographique* 25, 145-157.
- Breton, D., 2006. Mise en couple et fécondité, aspects démographiques. *Informations sociales* n° 132, 14-25.
- Briant, P., 2010a. L'accession à la propriété dans les années 2000. *Insee Première* 1291.
- Briant, P., 2010b. Les inégalités face au coût du logement se sont creusées entre 1996 et 2006. France, portrait social, Insee Références - Edition 2010.
- Briant, P., Rougerie, C., 2008. Les logements sont plus confortables qu'il y a vingt ans et pèsent davantage sur le revenu des ménages. France, portrait social 103-116.
- Briggs, D.C., 2004. Causal Inference and the Heckman Model. *Journal of Educational and Behavioral Statistics* 29, 397-420.
- Brown, J.N., Rosen, H.S., 1982. On the Estimation of Structural Hedonic Price Models. *Econometrica* 50, 765-768.
- Brown, Rayna, Brown, Rob, O'Connor, I., Schwann, G., Scott, C., 2011. The Other Side of Housing Affordability: The User Cost of Housing in Australia. *Economic Record* 87, 558-574.
- Brueckner, J.K., 1986. The downpayment constraint and housing tenure choice: A simplified exposition. *Regional Science and Urban Economics* 16, 519-525.
- Brun, J., Bonvalet, C., 2002. Approches quantitatives ou qualitatives de la mobilité résidentielle : éléments de bilan et perspectives. *Espace Populations Sociétés* 20, 63-72.
- Bugeja, F., 2011. Les inégalités d'accès à la propriété et leurs déterminants institutionnels: Étude comparative entre la France et le Royaume-Uni (1980-2005). *Revue française de sociologie* 52, 37.

- Bugeja-Bloch, F., 2013. Logement, la spirale des inégalités: une nouvelle dimension de la fracture sociale et générationnelle. PUF.
- Cailly, L., 2007. Capital spatial, stratégies résidentielles et processus d'individualisation. *Annales de géographie* 169-187.
- Cailly, L., 2004. Pratiques spatiales, identités sociales et processus d'individualisation. Etude sur la constitution des identités spatiales individuelles au sein des classes moyennes salariées du secteur public hospitalier dans une ville intermédiaire : l'exemple de Tours (Thèse de doctorat). Université François Rabelais - Tours.
- Callen, D., 2011. La " fabrique péri-urbaine ", système d'acteurs et production des ensembles pavillonnaires dans la Grande Couronne francilienne. Université Panthéon-Sorbonne - Paris I.
- Carliner, G., 1973. Income Elasticity of Housing Demand. *The Review of Economics and Statistics* 55, 528.
- Carter, S., 2011. Housing tenure choice and the dual income household. *Journal of Housing Economics* 20, 159-170.
- Cavailhès, J., 2005. Le prix des attributs du logement. *Economie et statistique* 381, 91-123.
- Chamberlain, G., 1980. Analysis of Covariance with Qualitative Data. *The Review of Economic Studies* 47, 225-238.
- Chanfreau, J., Burchardt, T., 2008. Equivalence scales: rationales, uses and assumptions. Scottish Government, Edinburgh.
- Cheshire, P., Sheppard, S., 1998. Estimating the Demand for Housing, Land, and Neighbourhood Characteristics. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 60, 357-382.
- Clarenc, P., Côte, J.-F., David, A., Friggit, J., Gallot, P., Gregoir, S., Laferrère, A., Nobre, A., Rougerie, C., Tauzin, N., 2014. Les indices Notaires-Insee des prix des logements anciens. *Méthodologie* v3. Insee Méthodes.
- Clark, W.A.V., Huang, Y., 2003. The Life Course and Residential Mobility in British Housing Markets. *Environ Plan A* 35, 323-339.
- Clément, C., Bonvalet, C., 2005. Familles recomposées et ancrage résidentiel. *Espaces et sociétés* n° 120-121, 79-97.

- Clément, C., Bonvalet, C., Ogg, J., 2011. Les baby-boomers et leurs parents : une analyse des relations intergénérationnelles. *Revue des politiques sociales et familiales* 105, 5-15.
- Collet, A., 2008. Les « gentrificateurs » du Bas Montreuil : vie résidentielle et vie professionnelle. *Espaces et sociétés* 125-141.
- Combessie, J.-C., 2011. Analyse critique d'une histoire des traitements statistiques des inégalités de destin: Le cas de l'évolution des chances d'accès à l'enseignement supérieur. *Actes de la recherche en sciences sociales* 188, 4.
- Compte du logement, 2017. *Compte du logement 2017 : Rapport de la commission des comptes du logement*. Commissariat général au développement durable, Ministère de la transition écologique et solidaire.
- Cornélis, E., Barthelemy, J., Pauly, X., Walle, F., 2012. Modélisation de la mobilité résidentielle en vue d'une micro-simulation des évolutions de population. *Les cahiers scientifiques du transport* 62, 65-84.
- Cornuel, D., 2017. *Marché du logement et aides publiques*. Editions L'Harmattan, Paris.
- Couet, C., 2006. L'échantillon démographique permanent de l'Insee. *Courrier des statistiques* 117-119, 10.
- Coulombel, N., 2017. Prudential measures in housing access: Should one include transport costs in the front-end ratio? *Journal of Transport and Land Use* 10, 627-654.
- Coulombel, N., 2010. Toward a better representation of housing demand : on the role of monetary and non-monetary costs in household residential strategies. *Paris Est*.
- Courgeau, D., 2000. Le départ de chez les parents : une analyse démographique sur le long terme. *Economie et Statistique* 337, 37-60.
- Courson, J.-P., de Saboulin, M., 1985. Ménages et familles : vers de nouveaux modes de vie ? *Economie et Statistique* 175, 3-20.
- Cox, D.R., 1972. Regression Models and Life-Tables. *Journal of the Royal Statistical Society. Series B (Methodological)* 34, 187-220.
- Cusin, F., 2013. Les prix immobiliers dans les métropoles françaises: Un révélateur de la pénurie de logements ? *Revue de l'OFCE* 128, 123.
- Cusin, F., 2012. Le logement, facteur de sécurisation pour des classes moyennes fragilisées ? *Espaces et sociétés* 148-149, 17.

- Cusin, F., Lefebvre, H., Sigaud, T., 2016. La question périurbaine: Enquête sur la croissance et la diversité des espaces périphériques. *Revue française de sociologie* 57, 641-679.
- Cusset, P.-Y., 2016. Quelle fiscalité pour le logement ?, France Stratégie « Projet 2017/2027 ».
- Cutarello, P., Godard, F., 1982. Familles mobilisées. Accession à la propriété du logement et notion de l'effort des ménages. Plan Construction et Architecture, Paris.
- Daguet, F., 2012. De plus en plus de couples dans lesquels l'homme est plus jeune que la femme. Insee Première.
- Daguet, F., 2007. Enquêtes annuelles de recensement de 2004 à 2006. Seul un tiers des ménages compte plus de deux personnes. Insee Première.
- Dagum, C., 1998. A New Approach to the Decomposition of the Gini Income Inequality Ratio, in: Slottje, D.J., Raj, B. (Éd.), *Income Inequality, Poverty, and Economic Welfare*. Physica-Verlag HD, Heidelberg, p. 47-63.
- Dagum, C., 1977. New model of personal income-distribution-specification and estimation. *Economie appliquée* 30, 413-437.
- Dahl, G.B., 2002. Mobility and the Return to Education: Testing a Roy Model with Multiple Markets. *Econometrica* 70, 2367-2420.
- Daubresse, M., 2003. La reprise de l'accession à la propriété. Insee Première.
- Davy, A.-C., Trouillart, E., 2018. Mythes et réalités du « choc d'offre » sur la relance du logement. *Chronique de la réforme du logement n° 1* - Institut Paris Région.
- de Coninck, F., 1990. Passage à l'âge adulte et mobilité spatiale. *Eur J Population* 6, 377-397.
- de Saint Pol, T., Deney, A., Monso, O., 2004. Ménage et chef de ménage : deux notions bien ancrées. *Travail, genre et sociétés* 11, 63-78.
- Deaton, A., Muellbauer, J., 1980. An almost ideal demand system. *The American economic review* 312-326.
- Debrand, T., Taffin, C., 2005. Les facteurs structurels et conjoncturels de la mobilité résidentielle depuis 20 ans. *Economie et statistique* 381, 125-146.
- Debroux, J., 2013. S'assurer une position résidentielle en zone périurbaine : des pratiques résidentielles marquées par l'origine, la trajectoire sociale et les perspectives de mobilité professionnelle. *Regards Sociologiques*.

- Deshayes, P., 2012. Le secteur du bâtiment face aux enjeux du développement durable : logiques d'innovation et/ou problématiques du changement. *Innovations* n°37, 219-236.
- Desrosières, A., Thévenot, L., Goy, A., 1983. L'identité sociale dans le travail statistique : la nouvelle nomenclature des professions et catégories socioprofessionnelles. *Economie et Statistique* 152, 55-81.
- Devolder, P., Fox, M., Vaguener, F., 2015. *Mathématiques financières*. Pearson.
- Díaz, A., Luengo-Prado, M.J., 2008. On the user cost and homeownership. *Review of Economic Dynamics* 11, 584-613.
- Doling, J., 1976. The Family Life Cycle and Housing Choice. *Urban Studies* 13, 55-58.
- Dorling, D., 2015. *All that is solid: how the great housing disaster defines our times, and what we can do about it*. Penguin.
- Dougherty, A., Van Order, R., 1982. Inflation, Housing Costs, and the Consumer Price Index. *The American Economic Review* 72, 154-164.
- Driant, J.-C., 2015. La crise du logement vient-elle d'un déficit de constructions ? *L'Economie politique* n° 65, 23-33.
- Driant, J.-C., 2013a. Crise du logement ? Quelles crises ? *Savoir/Agir* n° 24, 19-25.
- Driant, J.-C., 2013b. 70 000 logements par an : un objectif ir/réaliste ?, in: Guelton Sonia : *Le Foncier en Ile-de-France. Retour sur 10 idées reçues*. ADEF.
- Driant, J.-C., 2009. *Les politiques du logement en France*. La Documentation Française.
- Driant, J.-C., 2007. *Espaces ruraux et parcours résidentiel des ménages : un éclairage statistique*. Pour 40-47.
- Driant, J.-C., Jacquot, A., 2005. Loyers imputés et inégalités de niveau de vie. *Economie et statistique* 381, 177-206.
- Dubin, J.A., McFadden, D.L., 1984. An Econometric Analysis of Residential Electric Appliance Holdings and Consumption. *Econometrica* 52, 345.
- Dubujet, F., 1999. *Les déménagements forment la jeunesse*. Insee Première 1-4.
- Duca, J.V., Muellbauer, J., Murphy, A., 2011. House Prices and Credit Constraints: Making Sense of the US Experience. *The Economic Journal* 121, 533-551.

- Duca, J.V., Rosenthal, S.S., 1994. Borrowing constraints and access to owner-occupied housing. *Regional Science and Urban Economics* 24, 301-322.
- Duncan, O.D., 1957. The measurement of population distribution. *Population Studies* 11, 27-45.
- Dureau, F., 2002. Les systèmes résidentiels : concepts et applications, in: Lévy, J.P. (Éd.), *L'accès à la ville : les mobilités spatiales en questions*, Habitat et Sociétés. L'Harmattan, Paris, p. 355-382.
- Dwyer, R.E., 2009. The McMansionization of America? Income stratification and the standard of living in housing, 1960–2000. *Research in Social Stratification and Mobility* 27, 285-300.
- Dynarski, M., Sheffrin, S.M., 1985. Housing Purchases and Transitory Income: A Study with Panel Data. *The Review of Economics and Statistics* 67, 195.
- Éltető, Ö., Frigyes, E., 1968. New Income Inequality Measures as Efficient Tools for Causal Analysis and Planning. *Econometrica* 36, 383-396.
- Engelhardt, G.V., 1996. Consumption, Down Payments, and Liquidity Constraints. *Journal of Money, Credit and Banking* 28, 255-271.
- Engelhardt, G.V., Mayer, C.J., 1998. Intergenerational Transfers, Borrowing Constraints, and Saving Behavior: Evidence from the Housing Market. *Journal of Urban Economics* 44, 135-157.
- Ermisch, J.F., Findlay, J., Gibb, K., 1996. The Price Elasticity of Housing Demand in Britain: Issues of Sample Selection. *Journal of Housing Economics* 5, 64-86.
- Fack, G., 2009. L'évolution des inégalités entre ménages face aux dépenses de logement (1988 - 2006) 155, 70-79.
- Fack, G., 2005. Pourquoi les ménages pauvres paient-ils des loyers de plus en plus élevés ? : L'incidence des aides au logement en France (1973-2002). *Economie et statistique* 381, 17-40.
- Fagnani, J., 1990. De l'utilisation du concept de stratégie en géographie sociale : quelques éléments de réflexion. *Strates. Matériaux pour la recherche en sciences sociales*.
- Flavin, M., Yamashita, T., 2002. Owner-occupied housing and the composition of the household portfolio. *American Economic Review* 345-362.

- Fol, S., 2013. La politique de la ville, un outil pour lutter contre la ségrégation ? *L'Information géographique* 77, 6-28.
- Follain, J.R., 1982. Does Inflation Affect Real Behavior: The Case of Housing. *Southern Economic Journal* 48, 570-582.
- Fondation Abbé Pierre, 2018. L'état du mal-logement en France : 23ème rapport annuel.
- Foye, C., 2016. The Relationship Between Size of Living Space and Subjective Well-Being. *Journal of Happiness Studies*.
- Friggit, J., 2017. Prix de l'immobiliser d'habitation sur le long terme (Document de travail).
- Friggit, J., 2015. L'élasticité du prix des logements par rapport à leur nombre (Note de travail). CGEDD.
- Fritsch, B., 2007. Tramway et prix des logements à Nantes. *LEspace géographique* Tome 36, 97-113.
- Frosini, B.V., 2012. Approximation and decomposition of Gini, Pietra–Ricci and Theil inequality measures. *Empirical Economics* 43, 175-197.
- Frosini, B.V., 2007. Inequality measures for histograms.
- Fujita, M., 1989. *Urban Economic Theory: Land Use and City Size*. Cambridge University Press.
- Gajdos, T., 2001. Les fondements axiomatiques de la mesure des inégalités. *Revue d'économie politique* 111, 683.
- Gastwirth, J.L., 1974. Large Sample Theory of Some Measures of Income Inequality. *Econometrica* 42, 191.
- Ghekière, L., 2008. Le développement du logement social dans l'Union européenne. *Revue des politiques sociales et familiales* 94, 21-34.
- Gilbert, P., 2013. Devenir propriétaire en cité HLM. *Politix* 79-104.
- Gimat, M., Gloor, M., 2016. La vente de logements sociaux à des particuliers. *Revue d'Economie Regionale Urbaine* Juin, 527-556.
- Glachant, M., Bureau, B., 2010. Évaluation de l'impact des politiques « Quartiers verts » et « Quartiers tranquilles » sur les prix de l'immobilier à Paris. *Économie & prévision* 192, 27-44.



- Gobillon, L., 2008. Une synthèse de la littérature sur la consommation de logement des ménages (Document de travail). INED.
- Gobillon, L., 2001. Emploi, logement et mobilité résidentielle. *Economie et statistique* N° 349-350, P. 77-98.
- Gobillon, L., le Blanc, D., 2008. Economic effects of upfront subsidies to ownership: The case of the Prêt à Taux Zéro in France. *Journal of Housing Economics* 17, 1-33.
- Gobillon, L., le Blanc, D., 2005. Quelques effets économiques du prêt à taux zéro. *Economie et statistique* 381, 63-89.
- Gobillon, L., Wolff, F.-C., 2011. Housing and Location Choices of Retiring Households: Evidence from France. *Urban Studies* 48, 331-347.
- Gobillon, Le Blanc, 2004. L'impact des contraintes d'emprunt sur la mobilité résidentielle et les choix entre location et propriété. *Annales d'Économie et de Statistique* 15.
- Goffette-Nagot, F., Sidibé, M., 2014. Logement social et accession à la propriété. *Economie & prévision* n° 200-201, 141-159.
- Goodman, A.C., 2002. Estimating Equilibrium Housing Demand for "Stayers". *Journal of Urban Economics* 51, 1-24.
- Goodman, A.C., 1988. An econometric model of housing price, permanent income, tenure choice, and housing demand. *Journal of Urban Economics* 23, 327-353.
- Goyon, M., Ortar, N., 2009. Désir de maison à l'aune du parcours résidentiel. Quelle promotion sociale dans le périurbain ? *Articulo - Journal of Urban Research*.
- Grafmeyer, Y., 2010. Approches sociologiques des choix résidentiels, in: Authier, J.-Y., Bonvalet, C., Lévy, J.-P. (Éd.), *Élire domicile : La construction sociale des choix résidentiels*, Sociologie. Presses universitaires de Lyon, Lyon, p. 35-52.
- Graham, E., Sabater, A., 2015. Population change and housing across the lifecycle: demographic perspectives, methodological challenges and emerging issues (ESRC Centre for Population Change Working Paper No. 64).
- Green, R.K., Hendershott, P.H., 2001. Home-ownership and Unemployment in the US. *Urban Studies* 38, 1509-1520.
- Grégoir, S., Hutin, M., Maury, T.-P., Prandi, G., 2010. Quels sont les rendements de l'immobilier résidentiel en Île-de-France? EDHEC Business school, Position paper.

- Groux, G., Lévy, C., 1993. *La possession ouvrière. Du taudis à la propriété, XIXe-XXe siècle.* Editions de l'Atelier, Paris.
- Gruber, J.W., Martin, R., 2003. Precautionary savings and the wealth distribution with illiquid durables (International Finance Discussion Paper No. 773). Board of Governors of the Federal Reserve System (U.S.).
- Hagenaars, A.J., De Vos, K., Asghar Zaidi, M., others, 1994. Poverty statistics in the late 1980s: Research based on micro-data.
- Hall, R.E., Jorgenson, D.W., 1967. Tax Policy and Investment Behavior. *The American Economic Review* 57, 391-414.
- Hamnett, C., 1991. A Nation of Inheritors? Housing Inheritance, Wealth and Inequality in Britain. *Journal of Social Policy* 20, 509.
- Hanushek, E.A., Quigley, J.M., 1980. What is the Price Elasticity of Housing Demand? *The Review of Economics and Statistics* 62, 449-454.
- Harding, J.P., Rosenthal, S.S., Sirmans, C.F., 2003. Estimating Bargaining Power in the Market for Existing Homes. *Review of Economics and Statistics* 85, 178-188.
- Harmon, O.R., 1988. The income elasticity of demand for single-family owner-occupied housing: An empirical reconciliation. *Journal of Urban Economics* 24, 173-185.
- Harrington, P., 1962. *The other America*, Macmillan. ed. New York.
- Haurin, D., Hendershott, P., Wachter, S., 1996. Borrowing Constraints and the Tenure Choice of Young Households (No. w5630). National Bureau of Economic Research, Cambridge, MA.
- Haurin, D.R., Gill, H.L., 2002. The Impact of Transaction Costs and the Expected Length of Stay on Homeownership. *Journal of Urban Economics* 51, 563-584.
- Haurin, D.R., Hendershott, P.H., Kim, D., 1994. Housing Decisions of American Youth. *Journal of Urban Economics* 35, 28-45.
- Heckman, J.J., 1976. The Common Structure of Statistical Models of Truncation, Sample Selection and Limited Dependent Variables and a Simple Estimator for Such Models. *Annals of Economic and Social Measurement*, Volume 5, number 4 475-492.
- Hendershott, P.H., Slemrod, J., 1982. Taxes and the User Cost of Capital for Owner-Occupied Housing. *Real Estate Economics* 10, 375-393.

- Henderson, J.V., Ioannides, Y.M., 1987. Owner occupancy: Investment vs consumption demand. *Journal of Urban Economics* 21, 228-241.
- Henderson, J.V., Ioannides, Y.M., 1986. Tenure Choice and the Demand for Housing. *Economica* 53, 231-246.
- Heylen, K., Haffner, M., 2012. The Effect of Housing Expenses and Subsidies on the Income Distribution in Flanders and the Netherlands. *Housing Studies* 27, 1142-1161.
- Hills, J., Brewer, M., Jenkins, S., Lister, R., Lupton, R., Machin, S., Mills, C., Modood, T., Rees, T.L., Riddell, S., 2010. An anatomy of economic inequality in the UK: report of the National Equality Panel, Government Equalities Office. ed. London.
- Himmelberg, C., Mayer, C., Sinai, T., 2005. Assessing High House Prices: Bubbles, Fundamentals and Misperceptions. *Journal of Economic Perspectives* 19, 67-92.
- Holmans, A., 2005. Inequalities in rooms and space, in: *The great divide: An analysis of housing inequality*. Shelter, London.
- Homocianu, G.M., 2009. Modélisation de l'interaction transport-urbanisme : choix résidentiels des ménages dans l'aire urbaine de Lyon (Thèse de doctorat). Université Lumière - Lyon II.
- Hourriez, J.-M., Olier, L., 1998. Niveau de vie et taille du ménage : estimations d'une échelle d'équivalence. *Economie et statistique* 308, 65-94.
- Huang, Y., Jiang, L., 2009. Housing Inequality in Transitional Beijing. *International Journal of Urban and Regional Research* 33, 936-956.
- Ihlanfeldt, K.R., 1982. Income elasticities of demand for rental housing: Additional evidence. *Urban Studies* 19, 65-69.
- Ioannides, Y.M., Kan, K., 1996. Structural Estimation of Residential Mobility and Housing Tenure Choice. *Journal of Regional Science* 36, 335-363.
- Jacquot, A., 2011. Doit-on et peut-on produire davantage de logements ? Regards croisés sur l'économie 9, 150.
- Jacquot, A., 2006a. Des ménages toujours plus petits. Projection de ménages pour la France métropolitaine à l'horizon 2030. Insee Première.
- Jacquot, A., 2006b. Cinquante ans d'évolution des conditions de logement des ménages. *Données sociales, la société française (édition 2006)*, INSEE Références 467-473.

- Johnston, R., Owen, D., Manley, D., Harris, R., 2016. House price increases and higher density housing occupation: the response of non-white households in London, 2001–2011. *International Journal of Housing Policy* 16, 357-375.
- Kain, J.F., Quigley, J.M., 1972. Housing market discrimination, home-ownership, and savings behavior. *The American Economic Review* 263–277.
- Kan, K., 2000. Dynamic Modeling of Housing Tenure Choice. *Journal of Urban Economics* 48, 46-69.
- Kaza, N., Riley, S.F., Quercia, R.G., Tian, C.Y., 2016. Location Efficiency and Mortgage Risks for Low-Income Households. *Housing Policy Debate* 26, 750-765.
- Kim, Y., 2008. Rent-Price Ratios and the Earnings Yield on Housing (mimeo). University of Southern California.
- King, M.A., 1980. An econometric model of tenure choice and demand for housing as a joint decision. *Journal of Public Economics* 14, 137-159.
- Kirszbaum, T., Epstein, R., 2010. Synthèse de travaux universitaires et d'évaluation de la politique de la ville (Rapport). Comité d'évaluation et de contrôle des politiques publiques de l'Assemblée nationale.
- Kondor, Y., 1971. An Old-New Measure of Income Inequality. *Econometrica* 39, 1041-42.
- Laferrère, A., 2008. L'impact du vieillissement de la population sur les marchés immobiliers. Recherches et prévisions.
- Laidler, D., 1969. Income tax incentives for owner-occupied housing. The taxation of income from capital 50–76.
- Lalliard, A., 2017. Détecter autrement les tensions sur le marché immobilier résidentiel. *Bulletin de la Banque de France* 15-23.
- Lambert, A., 2015. « Tous propriétaires ! ». L'envers du décor pavillonnaire, coll. « liber ». Seuil.
- Lambert, A., 2012. Des « pionniers » prisonniers : immobilité résidentielle et déclassement social des pavillonnaires en ville nouvelle. *Espaces et sociétés* 148-149, 53.
- Landis, J.D., Elmer, V., Zook, M., 2002. New economy housing markets: Fast and furious—but different? *Housing Policy Debate* 13, 233-274.
- Lanzaro, M., 2016. Profils, parcours et conditions de vie à l'issue d'épisode(s) sans domicile. Post-enquête qualitative à l'enquête nationale logement - INSEE 2013.

- Le Jeannic, T., 1997. Trente ans de périurbanisation : extension et dilution des villes. *Economie et statistique* 307, 21-41.
- Le Roux, G., Imbert, C., Bringé, A., Bonvalet, C., 2018. Transformation sociale de Paris et de ses banlieues au cours du XXe siècle : une approche longitudinale et générationnelle de la ségrégation urbaine. Ined éditions, Paris, France.
- Lechene, V., 1993. Une revue de la littérature sur les échelles d'équivalence. *Économie & prévision* 110, 169-182.
- Lee, L.-F., 1983. Generalized Econometric Models with Selectivity. *Econometrica* 51, 507.
- Lee, L.-F., 1982. Some Approaches to the Correction of Selectivity Bias. *The Review of Economic Studies* 49, 355.
- Lees, J., 2014. Les copropriétés dégradées de l'après-guerre à Marseille : un nouvel habitat social de fait. *Espaces et sociétés* 69-84.
- Lelévrier, C., 2007. Mobilités et ancrages des familles en Île-de-France. *Informations sociales* 98-109.
- Lerman, D.L., Lerman, R.I., 1986. Imputed Income from Owner-Occupied Housing and Income Inequality. *Urban Studies* 23, 323-331.
- Lerman, R.I., Yitzhaki, S., 1984. A note on the calculation and interpretation of the Gini index. *Economics Letters* 15, 363-368.
- Levasseur, S., 2013. Éléments de réflexion sur le foncier et sa contribution au prix de l'immobilier. *Revue de l'OFCE N° 128*, 365-394.
- Lévy, J.-P., 2005. Change in the Social Hierarchy of French Urban Housing between 1978 and 1996. *International Journal of Urban and Regional Research* 29, 581-607.
- Lévy, J.-P., 2003. Peuplement et trajectoires dans l'espace résidentiel: Le cas de la Seine-Saint-Denis. *Population (French Edition)* 58, 365.
- Lévy, J.-P., 1998. Dynamiques du peuplement résidentiel. *Sociétés contemporaines* 29, 43-72.
- Lévy, J.-P., Boisard, O., Salingue, J., 2017. The ASHA model: An alternative to the Markovian approach to housing vacancy chains: An application to the study of population in Lille (Nord, France). *Urban Studies* 54, 2448-2471.
- Li, S., 2012. Housing inequalities under market deepening: the case of Guangzhou, China. *Environment and Planning A* 44, 2852-2866.

- Li, S., Yi, Z., 2007. The Road to Homeownership Under Market Transition: Beijing, 1980-2001. *Urban Affairs Review* 42, 342-368.
- Lindh, T., Malmberg, B., 2008. Demography and housing demand—what can we learn from residential construction data? *Journal of Population Economics* 21, 521-539.
- Linneman, P., Megbolugbe, I.F., Wachter, S.M., Cho, M., 1997. Do Borrowing Constraints Change U.S. Homeownership Rates? *Journal of Housing Economics* 6, 318-333.
- Linneman, P., Wachter, S., 1989. The Impacts of Borrowing Constraints on Homeownership. *Real Estate Economics* 17, 389-402.
- Logan, J.R., Bian, Y., Bian, F., 1999. Housing inequality in urban China in the 1990s. *International Journal of Urban and Regional Research* 23, 7-25.
- Lord, S., 2010. Vieillir en banlieue pavillonnaire au Québec : entre choix et contraintes, in: Authier, J.-Y., Bonvalet, C., Lévy, J.-P. (Éd.), *Élire domicile : La construction sociale des choix résidentiels*, Sociologie. Presses universitaires de Lyon, Lyon, p. 249-270.
- Louvot, C., 1989. La croissance du nombre de ménages soutiendra la construction neuve jusqu'au milieu des années 90. *Economie et statistique* 225, 19-29.
- Madoré, F., 1999. Acquisition de logements anciens en milieu urbain et mobilité résidentielle. *Espace Populations Sociétés* 17, 233-244.
- Magnan, H., Plateau, C., 2004. Acheter ou louer son logement ? Notes de synthèse du Service Economique et Statistique P. 3-12.
- Maher, C., 1995. Housing Need and Residential Mobility: The Mismatch Debate in Perspective. *Urban Policy and Research* 13, 7-19.
- Maison, D., 1994. Pionniers de l'accession. *Les Annales de la Recherche Urbaine* 65, 47-54.
- Marchand, O., Skhiri, E., 1995. Prix hédoniques et estimation d'un modèle structurel d'offre et de demande de caractéristiques [Une application au marché de la location de logements en France ]: Une application au marché de la location de logements en France. *Économie & prévision* 121, 127-140.
- Mayo, S.K., 1981. Theory and estimation in the economics of housing demand. *Journal of Urban Economics* 10, 95-116.
- McFadden, D.L., 1973. Conditional Logit Analysis of Qualitative Choice Behavior, in: Zarembka, P. (Éd.), *Frontiers in Econometrics*. Wiley, New York.

- Meron, M., Courgeau, D., 2004. Home ownership and social inequality in France, in: Kurtz, K., Blossfeld, H.-P. (Éd.), Home ownership and social inequality in comparative perspective. Stanford, p. 61-78.
- Mignot, J.-F., 2010. L'écart d'âge entre conjoints. *Revue française de sociologie* Vol. 51, 281-320.
- Miot, Y., 2012. La ségrégation socio-spatiale dans la métropole lilloise et à Roubaix : l'apport des mobilités résidentielles. *Géographie, économie, société* 14, 171-195.
- Mirouse, B., 2015. Toulouse, terre d'accueil des étudiants en Midi-Pyrénées. *Insee Flash Midi-Pyrénées*.
- Morrow-Jones, H.A., Wenning, M.V., 2005. The Housing Ladder, the Housing Life-cycle and the Housing Life-course: Upward and Downward Movement among Repeat Home-buyers in a US Metropolitan Housing Market. *Urban Studies* 42, 1739-1754.
- Mulder, C.H., 2006. Population and housing: A two-sided relationship. *Demographic Research* 15, 401-412.
- Musiedlak, Y., Vignolles, B., 2015. Les marchés immobiliers dans l'ancien durant les années 2000 : des dynamiques locales fortement différenciées. *Le point sur, Commissariat Général au Développement Durable*.
- Mussard, S., Terraza, M., Seyte, F., 2003. Decomposition of Gini and the generalized entropy inequality measures. *Economics Bulletin* 4, 1-6.
- Omalek, L., 2003. Le logement: une dépense importante pour les ménages franciliens modestes. *A la page. Lettre mensuelle d'information de l'INSEE Île-de-France* (230) 1-4.
- ONPES, 2015. Les budgets de référence : une méthode d'évaluation des besoins pour une participation effective à la vie sociale, *Rapport ONPES 2014-2015*.
- Orcutt, G.H., 1957. A New Type of Socio-Economic System. *The Review of Economics and Statistics* 39, 116-123.
- Ortalo-Magné, F., Rady, S., 2006. Housing Market Dynamics: On the Contribution of Income Shocks and Credit Constraints. *Rev Econ Stud* 73, 459-485.
- Oswald, A.J., 1996. A Conjecture on the Explanation for High Unemployment in the Industrialized Nations: Part I. (Working Paper No. 475). University of Warwick.
- Palmquist, R.B., 1984. Estimating the Demand for the Characteristics of Housing. *The Review of Economics and Statistics* 66, 394-404.

- Pietra, G., 1915. Delle relazioni tra gli indici di variabilità (I, II). Atti del Reale Istituto Veneto di Scienze, Lettere ed Arti().
- Piketty, T., 2014. *Capital in the Twenty-first Century*, The Belknap Press of Harvard University Press. ed. London.
- Pirus, C., 2011. Le taux d'effort des ménages en matière de logement: élevé pour les ménages modestes et les locataires du secteur privé. Les revenus et le patrimoine de ménages, édition 2011 41-58.
- Poterba, J.M., 1984. Tax Subsidies to Owner-Occupied Housing: An Asset-Market Approach. *The Quarterly Journal of Economics* 99, 729.
- Poulhès, M., 2018. Comparer le poids du logement en France et en Allemagne : le taux d'effort moyen ne suffit pas.
- Prais, S.J., Houthakker, H.S., 1955. The analysis of family budgets, with an application to two British Surveys conducted in 1937-39 and their detailed results. *The analysis of family budgets, with an application to two British Surveys conducted in 1937-39 and their detailed results.*
- Préteceille, E., 2003. La division sociale de l'espace francilien (Research Report). Observatoire Sociologique du Changement - Sciences Po & CNRS.
- Prioux, F., Mazuy, M., Barbieri, M., 2010. L'évolution démographique récente en France : les adultes vivent moins souvent en couple. *Population* Vol. 65, 421-474.
- Quigley, J.M., Raphael, S., 2004. Is Housing Unaffordable? Why Isn't It More Affordable? *Journal of Economic Perspectives* 18, 191-214.
- Rapaport, C., 1997. Housing Demand and Community Choice: An Empirical Analysis. *Journal of Urban Economics* 42, 243-260.
- Reid, M.G., 1962. *Housing and income*. University of Chicago Press.
- Rérat, P., Piguet, E., Besson, R., Söderström, O., 2008. Les âges de la ville : mobilité résidentielle, parcours de vie et attractivité des villes suisses. *Geographica Helvetica* 63, 261-271.
- Ricci, U., 1916. L'indice di variabilità e la curva dei redditi. *Athenaeum*.
- Ricroch, L., Roumier, B., 2011. Depuis 11 ans, moins de tâches ménagères, plus d'Internet. *Insee Première*.
- Robinson, R., O'Sullivan, T., Grand, J.L., 1985. Inequality and Housing. *Urban Stud* 22, 249-256.



- Robst, J., Deitz, R., McGoldrick, K., 1999. Income variability, uncertainty and housing tenure choice. *Regional Science and Urban Economics* 29, 219-229.
- Rogers, A., 1988. Age Patterns of Elderly Migration: An International Comparison. *Demography* 25, 355-370.
- Rosen, H.S., 1979. Housing decisions and the U.S. income tax: An econometric analysis. *Journal of Public Economics* 11, 1-23.
- Rosen, S., 1974. Hedonic Prices and Implicit Markets: Product Differentiation in Pure Competition. *Journal of Political Economy* 82, 34-55.
- Rosenbluth, G., 1951. Note on Mr. Schutz's Measure of Income Inequality. *The American Economic Review* 41, 935-937.
- Rossi, P.H., 1955. *Why families move: A study in the social psychology of urban residential mobility*. Free Press.
- Salvini, P., Miller, E.J., 2005. ILUTE: An Operational Prototype of a Comprehensive Microsimulation Model of Urban Systems. *Netw Spat Econ* 5, 217-234.
- Saunders, P., Siminski, P., 2005. Home ownership and inequality: imputed rent and income distribution in Australia. *Economic Papers: A journal of applied economics and policy* 24, 346-367.
- Schultz, T.W., 1960. Capital Formation by Education. *Journal of Political Economy* 68, 571-583.
- Schutz, R.R., 1951. On the Measurement of Income Inequality. *The American Economic Review* 41, 107-122.
- Sinai, T., Souleles, N.S., 2005. Owner-Occupied Housing as a Hedge Against Rent Risk. *The Quarterly Journal of Economics* 120, 763-789.
- Soaita, A.M., 2014. Overcrowding and « underoccupancy » in Romania: a case study of housing inequality. *Environment and Planning A* 46, 203-221.
- Spielauer, M., 2009. Qu'est-ce qu'une microsimulation dynamique en sciences sociales? Statistics Canada, Modeling Division.
- SRHH, 2017. Schéma régional de l'habitat et de l'hébergement (SRHH).
- Steinmetz, H., 2013. Les Chalandonnettes. *Politix* 101, 21-48.

- Stephens, M., Fitzpatrick, S., Elsinga, M., van Steen, G., Chzhen, Y., 2010. Study on Housing Exclusion: Welfare Policies, Labour Market and Housing Provision. European Commission, Brussels.
- Stone, M.E., 2006. What is housing affordability? The case for the residual income approach. *Housing Policy Debate* 17, 151-184.
- Taffin, C., 1987. L'accession à tout prix. *Economie et Statistique* 202, 5-15.
- Taltavull de la Paz, P., Juárez Tárrega, F., 2012. Housing Affordability. A Literature Review. *Revista Galega de Economía* 21.
- Tan, S., Wang, S., Cheng, C., 2016. Change of Housing Inequality in Urban China and Its Decomposition: 1989–2011. *Social Indicators Research* 129, 29-45.
- Thibault, F., Collinet, P., 2014. Faire face aux dépenses de logement : impact des aides versées par les Caf. *Informations sociales* 82-91.
- Timbeau, X., 2013. Les bulles « robustes »: Pourquoi il faut construire des logements en région parisienne. *Revue de l'OFCE* 128, 277.
- Townsend, P., 1979. *Poverty in the United Kingdom: A survey of household resources and standards of living*, Penguin. ed. Harmondsworth.
- Trabut, L., Lelièvre, E., Bailly, E., 2015. Famille et recensement font-ils bon ménage ? *Population* 70, 637.
- Travers, M., Nassiri, A., Appéré, G., Bonnieux, F., 2008. Évaluation des bénéfices environnementaux par la méthode des prix hédonistes : une application au cas du littoral. *Economie prevision* n° 185, 47-62.
- Tunstall, B., 2015. Relative housing space inequality in England and Wales, and its recent rapid resurgence. *International Journal of Housing Policy* 15, 105-126.
- Van Ommeren, J.N., Van der Vlist, A.J., 2016. Households' willingness to pay for public housing. *Journal of Urban Economics* 92, 91-105.
- Verbrugge, R., 2008. The Puzzling Divergence Of Rents And User Costs, 1980-2004. *Review of Income and Wealth* 54, 671-699.
- Villaume, S., 2016. Naissances, séparations et changements de logement. *Revue française des affaires sociales* 29-64.

- Villeneuve-Gokalp, C., 1997. Le départ de chez les parents : définitions d'un processus complexe. *Economie et statistique* 304, 149-162.
- Vorms, B., Maury, N., 2010. Sécuriser la colocation. ANIL Habitat Actualité.
- Waddell, P., Borning, A., Noth, M., Freier, N., Becke, M., Ulfarsson, G., 2003. Microsimulation of urban development and location choices: Design and implementation of UrbanSim. *Networks and Spatial Economics* 3, 43-67.
- Whitehead, C.M.E., 1999. Chapter 40 Urban housing markets: Theory and policy, in: *Handbook of Regional and Urban Economics*. Elsevier, p. 1559-1594.
- Widmer, E., Ritschard, G., 2013. Tous égaux devant la pluralisation des parcours de vie? Déstandardisation des trajectoires familiales et professionnelles et insertions sociales, in: Gaudet, S., Burlone, N., Lévesque, M. (Éd.), *Repenser la famille et ses transitions. Repenser les politiques publiques*. Presses de l'Université de Laval, Laval, Canada, p. 79-110.
- Wilhelm, F., 2005. L'évolution actuelle du crédit à l'habitat en France est-elle soutenable? *Bulletin de la Banque de France* 140, 37-51.
- Wu, Z., Salomon, R., Martin, X., 2017. Complex Strategic Choices: A New Approach and Application to Foreign Firm Agglomeration: Foreign Firm Agglomeration Patterns. *Global Strategy Journal* 7, 286-311.
- Yitzhaki, S., 1979. Relative Deprivation and the Gini Coefficient. *The Quarterly Journal of Economics* 93, 321.
- Zabel, J.E., 2004. The demand for housing services. *Journal of Housing Economics* 13, 16-35.
- Zhang, Y., Chen, J., 2014. The changing prevalence of housing overcrowding in post-reform China: The case of Shanghai, 2000-2010. *Habitat International* 42, 214-223.
- Zorn, P.M., 1988. An analysis of household mobility and tenure choice: An empirical study of Korea. *Journal of Urban Economics* 24, 113-128.

# Table des matières

Sommaire .....	5
Introduction générale.....	7
1 Le marché du logement, une problématique d'aménagement .....	7
2 Mobilité résidentielle : définition des concepts-clés .....	8
2.1 Du cycle de vie familial au parcours résidentiel.....	8
2.1.1 Le cycle de vie familial : une approche normative décrivant de grandes régularités 9	
2.1.2 Parcours résidentiels, entre ajustements et stratégies .....	9
2.2 Des parcours structurés par les événements biographiques .....	10
2.2.1 Le rôle statistique de l'âge .....	10
2.2.2 Événements familiaux et professionnels.....	11
2.3 Position résidentielle et parcours résidentiel ascendant .....	13
2.3.1 Position résidentielle .....	13
2.3.2 Parcours ascendant.....	15
3 Positionnement théorique .....	18
3.1 Position résidentielle et parcours ascendant : des notions théoriques caractérisables quantitativement.....	18
3.2 L'économie comme support théorique.....	19
3.3 Problématique .....	20
3.4 Méthodologie et cadre disciplinaire .....	21

4	Présentation des chapitres.....	22
	Chapitre 1 – Ménages et logements : quarante ans d’histoire conjointe en Île-de-France au prisme de la démographie .....	25
1	Introduction .....	25
2	Une taille des ménages qui se stabilise en Île-de-France suite à une forte baisse.....	29
2.1	Une forte augmentation des petits ménages.....	30
2.2	Un effet tendanciel, peu lié au vieillissement de la population.....	31
2.3	L’explication par les modes de vie : célibat, monoparentalité, baisse de la fécondité	35
2.4	Une stabilisation de la taille des ménages chez les générations récentes.....	37
3	Une taille des logements qui se stabilise également, après une forte hausse portée par la diffusion du logement individuel en accession .....	39
3.1	Une augmentation des maisons et des grands logements.....	39
3.2	Une croissance du parc portée largement par la grande couronne.....	41
3.3	Progression de la propriété : un lien fort avec la taille et le type de logement .....	43
4	Quels ménages dans quels logements ? Une analyse par pseudo-cohortes .....	46
4.1	Confort surfacique : après une longue période de hausse, une stabilisation chez les générations récentes .....	47
4.2	Une croissance de la propriété occupante et de la maison individuelle qui s’essouffle	49
4.3	Cycle de vie et localisation : une migration progressive vers la grande couronne au fil de l’âge.....	50
4.4	La position idéal-typique de la génération du baby-boom.....	52
4.5	Au-delà des parcours moyens : sur-occupation et sous-occupation des logements	54
5	Discussion et conclusion.....	58
5.1	Synthèse et discussion des principaux résultats .....	58

5.1.1	Des évolutions démographiques à l'opposé de celles du parc .....	58
5.1.2	Une croissance importante du confort surfacique .....	60
5.1.3	Une stabilisation des trajectoires démographiques et résidentielles pour les générations récentes .....	61
5.1.4	Des résultats spécifiques à l'Île-de-France ? Comparaison avec quatre métropoles régionales.....	64
5.2	Limites et perspectives .....	66
5.2.1	Limites.....	66
5.2.2	Perspectives.....	67
5.3	Conclusion .....	68
Chapitre 2 - Les inégalités de consommation de logement sur le long terme : le cas du <i>confort surfacique</i> .....		
		69
1	Introduction .....	69
2	Bibliographie .....	71
2.1	Les indicateurs d'inégalité dans le cas du revenu .....	71
2.1.1	L'indice de Gini .....	72
2.1.2	L'indice de concentration de Hoover.....	72
2.1.3	L'indice de Theil.....	74
2.1.4	L'indice d'Atkinson.....	75
2.1.5	Le coefficient de variation .....	75
2.1.6	L'indice d'entropie généralisée.....	76
2.2	Les inégalités de consommation de logement .....	77
2.2.1	Travaux britanniques.....	78
2.2.2	Autres cas étrangers.....	79
2.2.3	Les sources de la hausse britannique.....	81

2.3	Positionnement du travail.....	83
3	Méthodologie .....	84
3.1	Spécificités liées au marché du logement.....	85
3.1.1	Échelles d'équivalence : des Unités de Consommation aux Unités de Consommation Logement .....	85
3.1.2	Les ménages et les logements ne se découpent pas .....	88
3.2	Procédure d'analyse.....	90
3.2.1	Données et mesure du confort surfacique.....	90
3.2.2	Indicateur d'inégalité.....	94
3.2.3	Modèle de régression de Poisson .....	97
4	Résultats .....	99
4.1	Résultats globaux.....	99
4.1.1	Des inégalités de confort surfacique en hausse.....	99
4.1.2	Une forte variabilité intra-classes ( $H k$ ) .....	100
4.2	Résultats inter-classes .....	102
4.2.1	Résultats sur les surplus ( $sk$ ).....	102
4.2.2	Analyses des surplus contrôlés d'autres variables ( $sk C$ ).....	108
4.3	Modèles de régression .....	111
4.3.1	Résultats centraux .....	111
4.3.2	Précisions autour de la régression .....	113
4.3.3	Modèle avec cohortes .....	115
5	Analyse de sensibilité et résultats supplémentaires .....	117
5.1	Des résultats sur les inégalités robustes à la définition du confort surfacique retenue 117	
5.2	Comparaison avec l'indice de Gini.....	120

5.3	Régression linéaire à partir des enquêtes Logement .....	121
5.3.1	Cohérence des résultats.....	121
5.3.2	Modèle sur la surface habitable : des résultats très proches et des inégalités plus élevées pour les PCS et les statuts d'occupation et moins élevées pour l'âge.....	122
6	Discussion.....	123
6.1	Le double effet des inégalités socio-économiques et de la progression dans le cycle de vie	123
6.2	Retours sur la mesure des inégalités de consommation de logement .....	127
6.2.1	Mesurer des inégalités de consommation .....	127
6.2.2	Consommation de logement et localisation .....	128
6.3	Quel lien avec les politiques publiques ? Vieillesse et crise du logement.....	129
7	Conclusion.....	131
Chapitre 3 - les évolutions du coût du logement (1973-2013).....		135
1	Introduction .....	135
2	Bibliographie : les mesures du coût du logement.....	136
2.1	Les indicateurs de dépense .....	137
2.1.1	Dépenses et taux d'effort : des indicateurs largement utilisés.....	137
2.1.2	Un indicateur associé : l'indice de taux d'effort .....	139
2.2	Le coût de la propriété : le coût d'usage .....	141
2.2.1	Introduction.....	141
2.2.2	Raffinements de base.....	144
2.2.3	Raffinements avancés .....	148
2.2.4	Éléments de discussion.....	153
2.3	Intégrer la dimension temporelle : du coût d'usage à la rentabilité.....	155
2.4	Synthèse des différentes mesures de coût .....	158



3	Méthodologie .....	159
3.1	Données .....	159
3.2	Champ d'analyse.....	160
3.3	Mesure des dépenses et des indices de prix .....	161
3.3.1	Dépenses et taux d'effort.....	161
3.3.2	Indices de prix pour la propriété occupante.....	162
3.3.3	Taux d'intérêt immobilier et durées d'emprunt.....	163
3.3.4	Indice des loyers .....	163
3.4	Calcul des indices .....	164
3.4.1	Indice de taux d'effort.....	164
3.4.2	Indice de coût d'usage .....	164
3.4.3	Rentabilité ex post de l'accession.....	166
4	Résultats .....	167
4.1	Évolutions du coût du logement depuis 1973.....	167
4.1.1	Contexte : indices de prix et conditions de financement.....	167
4.1.2	Indice de taux d'effort.....	169
4.1.3	Indices de coût d'usage.....	170
4.1.4	La rentabilité ex post confirme le coût d'usage.....	173
4.1.5	Le coût d'usage comme dépense implicite .....	175
4.2	Dépenses de logement.....	177
4.2.1	Des dépenses nettes en progression constante, et plus élevées en Île-de-France.....	177
4.2.2	Des taux d'effort nets plus resserrés et progressant moins rapidement.....	180
4.2.3	Analyse du rôle du revenu dans les taux d'effort.....	181
5	Discussion et conclusion.....	188

5.1.1	Indice de coût et dépenses .....	188
5.1.2	Le rôle du revenu et des effets de structure.....	190
Chapitre 4 - Les choix de logement des ménages locataires du parc privé (1980-2013) .....		193
1	Introduction .....	193
1.1	Contexte et objectifs : quels choix des ménages face à la hausse des coûts ?.....	193
1.2	Demande de logement : un court état de l'art .....	194
1.3	Mesurer les choix des ménages par le modèle .....	196
2	Le modèle économétrique .....	196
2.1	Le modèle général.....	196
2.1.1	Modèle de transition .....	197
2.1.2	Fonction de demande .....	197
2.2	Précautions économétriques.....	198
2.2.1	Le biais de sélection.....	198
2.2.2	Répétitions et attrition .....	200
3	Données.....	201
3.1	Champ de l'étude et échantillon .....	202
3.2	Mesure de la consommation de logement .....	204
3.3	Variables explicatives .....	204
3.3.1	Précisions sur les variables sociodémographiques.....	204
3.3.2	Précisions sur les variables de prix.....	205
4	Résultats .....	207
4.1	Analyses descriptives.....	207
4.1.1	Un échantillon reflétant la précarisation des locataires du parc privé.....	207
4.1.2	Une baisse de la mobilité résidentielle et de l'accession.....	209

4.1.3	Surface et service logement.....	210
4.2	Modèle de transition .....	211
4.2.1	Un rôle marqué du revenu et du coût de l'accession .....	212
4.2.2	La mobilité diminue avec l'âge tandis que les petits ménages vont vers le locatif privé .....	214
4.2.3	Un cas précis en guise de synthèse .....	215
4.3	Modèle de demande .....	216
4.3.1	Demande de service logement .....	216
4.3.2	Demande de surface .....	220
5	Évolutions des comportements au cours du temps.....	223
5.1	La réduction de la fenêtre temporelle : analyse sur la période 1997-2013 .....	223
5.1.1	Modèle de transition .....	223
5.1.2	Modèle de demande .....	226
5.2	Stabilité des élasticités-prix et -revenu au cours du temps .....	228
5.2.1	Modèle de transition .....	228
5.2.2	Modèle de demande .....	229
5.3	Une augmentation des inégalités d'accès à la propriété confirmée .....	230
5.4	Simulation : l'effet de la hausse des prix.....	231
6	Analyse de sensibilité.....	234
6.1	Modèle sur toutes les années avec l'échantillon complet .....	234
6.2	Sensibilité à l'indice de prix .....	235
6.3	Anticipations des accédants.....	236
6.4	Restriction de l'échantillon à l'Île-de-France .....	237
6.4.1	Modèle de transition .....	237
6.4.2	Modèle de demande .....	238

7	Discussion et conclusion.....	241
7.1	Contraintes économiques et ajustements résidentiels .....	241
7.1.1	Le rôle des contraintes économiques dans la mobilité résidentielle et la demande de service logement.....	241
7.1.2	Le rôle de l'âge et de la structure familiale .....	245
7.2	Retours sur la méthodologie .....	246
7.2.1	Éléments généraux.....	246
7.2.2	L'importance de la correction du biais .....	247
7.3	Limites et perspectives .....	247
7.3.1	Le rôle des contraintes de crédit .....	247
7.3.2	Limites du service logement .....	248
7.3.3	Endogénéité .....	249
7.3.4	Hétéroscédasticité .....	249
7.3.5	Permanence des préférences et forme fonctionnelle .....	250
7.3.6	Vers une modélisation dynamique de la mobilité résidentielle .....	250
7.4	Conclusion .....	251
	Conclusion générale .....	253
	Bibliographie.....	261
	Table des matières.....	283
	Table des figures .....	295
	Table des tableaux .....	303
A.	Annexes du chapitre 1 .....	311
1	Figures et tableaux .....	311
2	Comparaison de l'Île-de-France avec les quatre autres plus grandes aires urbaines françaises.....	320

2.1	Une croissance démographique stabilisée depuis 1990 entre ville-centre, banlieue et périurbain.....	321
2.2	Des évolutions des ménages dans la moyenne nationale .....	322
2.3	La hausse de la taille des logements portée par les maisons individuelles .....	323
2.4	Une forte hausse du confort surfacique.....	324
2.5	La propriété occupante marque le pas depuis 1990 .....	325
2.6	La fin de la progression pour les générations récentes .....	328
2.6.1	Depuis 1990 une baisse de la propriété, de la taille des logements et de la maison individuelle pour les plus jeunes, mais pas du confort surfacique.....	328
2.6.2	Une approche par les générations : l'exemple de l'accession dans l'aire urbaine toulousaine .....	330
B.	Annexes du chapitre 2.....	333
1	Résultats (Indices d'inégalités).....	333
2	Résultats (Régressions) .....	335
3	Inégalités intra- et inter-classes.....	341
3.1	Indice de Hoover .....	341
3.2	Coefficient de variation .....	342
C.	Annexes du chapitre 3.....	343
1	Pourquoi devenir propriétaire ? .....	343
2	Écriture de la rentabilité de l'accession face à la location .....	346
3	Régressions hédoniques pour les indices de prix et de loyers.....	347
3.1	Méthode .....	347
3.2	Indices des prix et des loyers.....	349
4	Écritures individualisées .....	352
4.1	Taux d'effort.....	352

4.2	Coût d'usage.....	352
4.3	Taux d'intérêt immobilier calculé sur les enquêtes Logement.....	353
5	Les secteurs locatifs et les variables de dépenses au sein des enquêtes Logement .....	354
5.1	Les différents statuts locatifs.....	354
5.2	Dépenses nettes et brutes .....	356
6	Indices : résultats.....	359
7	Dépenses : résultats.....	360
D.	Annexes du chapitre 4.....	365
1	Construction de l'échantillon .....	365
1.1	Définition de l'échantillon .....	365
1.2	Correction apportée aux ménages déménageant les années d'enquête.....	365
2	Construction du revenu permanent et transitoire.....	367
3	Le modèle Logit Multinomial .....	368
3.1	Description .....	368
3.2	Écriture des élasticités dans le cas du modèle Logit Multinomial .....	368
3.2.1	Élasticité-prix .....	368
3.2.2	Élasticité-revenu .....	369
4	Biais de sélection et corrections possibles .....	370
4.1	Correction de Dubin-McFadden.....	370
4.2	Correction de Dahl .....	372
5	Tableaux de statistiques descriptives .....	373
6	Spécifications alternatives .....	374
6.1	Taille du ménage et situation familiale (modèle de transition) .....	374
6.2	Quintiles de niveaux de vie (modèle de transition).....	376

6.3	Taille du ménage et situation familiale (modèle de demande).....	376
6.4	Autres spécifications alternatives .....	378
7	Analyse de sensibilité.....	380
7.1	Modèle sur l'échantillon complet, incluant toutes les années .....	380
7.2	Modèles avec prix exogènes (i) .....	382
7.3	Modèle de demande de surface sur Île-de-France, avec toutes les années.....	384
8	Simulation .....	385

# Table des figures

Figure 0.1 – Schéma récapitulatif de l’approche économique, intégrant le concept de position résidentielle.....	20
Figure 1.1 - Évolution du nombre de ménages par taille en Île-de-France .....	30
Figure 1.2 – Évolution de la taille des ménages en Île-de-France. ....	32
Figure 1.3 – Pyramides des âges (% , Île-de-France).....	33
Figure 1.4 – Évolution de la taille moyenne du ménage selon la génération et l’âge de la P.R. en Île-de-France.....	38
Figure 1.5 Évolution du nombre de logements par nombre de pièces, Île-de-France.....	41
Figure 1.6 – Évolution du nombre de résidences principales par zone administrative .....	42
Figure 1.7 - Corrélation entre statut d’occupation et type de logement (V de Cramer) .....	45
Figure 1.8 – Taux de propriétaires en fonction de la couronne d’habitation, du type et de la taille de logement (Île-de-France, 2012).....	46
Figure 1.9 - Nombre de pièces de la résidence principale, par génération et âge de la P.R., Île-de-France.....	48
Figure 1.10 - Évolution du confort surfacique, par génération et âge de la P.R., Île-de-France..	49
Figure 1.11 - Évolution de la part de propriétaires, par génération et âge de la P.R., Île-de-France .....	50
Figure 1.12 - Probabilité de présence en grande couronne francilienne par tranche d’âge de la P.R. ....	51
Figure 1.13 – Probabilité de présence en grande couronne francilienne en fonction de l’âge de la P.R et de la génération.....	52



Figure 1.14 - Évolutions des tailles de ménages, de logements, et de pièces par personnes pour les baby-boomers d'Île-de-France .....	53
Figure 1.15 - Évolution du taux de propriétaires, de ménages habitant en grande couronne, et en maison pour les baby-boomers d'Île-de-France .....	54
Figure 1.16 - Définitions utilisées de la sur- et sous-occupation.....	55
Figure 1.17 - Évolutions de la sur et sous-occupation (en %).....	56
Figure 1.18 - Sur et sous-occupation en fonction de l'âge de la P.R. (2012) .....	57
Figure 1.19 - Probabilité d'être un petit ménage dans un grand logement, en fonction de l'âge de la P.R et de la génération.....	58
Figure 2.1 - Lien entre Indices de Gini et Hoover .....	74
Figure 2.2 - Distribution des surfaces déclarées en Île-de-France en 2013.....	91
Figure 2.3 - Distribution du nombre de pièces des résidences principales et loi de Poisson associée .....	98
Figure 2.4 - Évolution des inégalités de confort surfacique (indice $H$ ) .....	100
Figure 2.5 - Inégalité intra-classes ( $H k$ ) .....	101
Figure 2.6 - Les inégalités intra-classes ( $H k$ ), personne de référence ayant moins de 55 ans .	102
Figure 2.7 Évolution des surplus par âges.....	103
Figure 2.8 - Évolution des surplus par âge (1990 et 2012) .....	103
Figure 2.9 - Évolution des surplus par PCS.....	105
Figure 2.10 - Évolution des surplus par statuts d'occupation.....	106
Figure 2.11 - Évolution des surplus par génération .....	107
Figure 2.12 - Surplus par âge d'une sélection de générations .....	107
Figure 2.13 - Différence entre les surplus $s_{\text{âge}}$ et $s_{\text{âge}} _{\text{commune}}$ .....	108
Figure 2.14 - Différence entre les surplus $s_{\text{PCS}} _{\text{commune}}$ et $s_{\text{PCS}}$ .....	109
Figure 2.15 - Surplus des PCS contrôlés par l'âge .....	110
Figure 2.16 - Surplus des statuts d'occupation, contrôlés par PCS, âge et localisation .....	111

Figure 2.17 - Paramètres du modèle de régression (modèle a) expliquant le nombre de pièces du logement .....	112
Figure 2.18 - Paramètres d'âge de la régression (modèle b), avec segmentation par année de recensement.....	113
Figure 2.19 - Paramètres de la régression, modèle (h) .....	115
Figure 2.20 – Exponentielle des paramètres ( $e\beta$ ) de générations du modèle (j) .....	117
Figure 2.21 - Valeur de l'indice de Hoover pour différentes mesures alternatives du confort surfacique.....	119
Figure 2.22 - Comparaison des indices de Gini et de Hoover (situation observée et allocation aléatoire) .....	121
Figure 2.23 - Comparaison de deux régressions de Poisson sur les recensements et les enquêtes Logement .....	122
Figure 2.24 - Comparaison des paramètres des régressions de la surface ou du nombre de pièces (enquêtes Logement).....	123
Figure 2.25 - Parcours moyen constaté.....	126
Figure 2.26 – Projection des tailles moyennes des logements (Pièces) et des ménages (UCL) aux différents âges d'une sélection de cohortes.....	127
Figure 3.1 - Indices de prix et des loyers en France métro. et en Île-de-France .....	167
Figure 3.2 - Taux d'intérêt et inflation .....	168
Figure 3.3 - Durées d'emprunt des accédants à la propriété, France métropolitaine .....	168
Figure 3.4 – Indices de taux d'effort des propriétaires récents (en € 2013).....	169
Figure 3.5 - Capital empruntable à annuité donnée ( $K/M$ ) et indice des prix d'achat ramené aux revenus ( $Ip/Y$ ).....	170
Figure 3.6 – Indice de coût d'usage sans gain de capital ( $\pi = 0$ ).....	171
Figure 3.7 – Comparaison des indices de prix entre statuts d'occupation. ....	172
Figure 3.8 – Indices de coûts d'usage avec intégration des gains de capital (Île-de-France) .....	173

Figure 3.9 – Capital comparé des propriétaires et locataires après 5 ans (France métropolitaine)	174
Figure 3.10 - Indice $I\omega_5$ de rentabilité de l'accession à 5 ans par rapport à la location	175
Figure 3.11 – Distribution des coûts d'usage sans gain de capital (France métropolitaine)	176
Figure 3.12 - Rapport des dépenses nettes entre IdF et Hors IdF	179
Figure 3.13 – Médianes des taux d'effort nets	181
Figure 3.14- Revenus des ménages (en € 2013)	183
Figure 3.15 - Dépenses moyennes de logement par quintiles de revenus (France métropolitaine)	185
Figure 3.16 - Taux d'effort nets par quintiles de revenus	186
Figure 3.17 - Écarts de taux d'effort moyens entre accédants et locataires récents du parc privé, par quintiles de revenus (France métro.)	187
Figure 3.18 - Écarts de taux d'effort moyens entre locataires et accédants récents, par quintiles de revenus regroupés (Île-de-France)	188
Figure 3.19 - Évolution des dépenses observées vs théoriques des accédants récents en Île-de-France	189
Figure 4.1 - Médianes de service logement (à g.) et de surface (à d.) pour les locataires mobiles et les accédants	210
Figure 4.2 – Modèle (b) : Impact de la taille du ménage (UCL) sur la probabilité de déménagement	215
Figure 4.3 - Intervalles de prédiction des consommations issues des modèles de demande	234
Figure A.1 - Évolution du nombre de ménages par taille. France Métropolitaine	311
Figure A.2 – Évolution de la répartition des ménages par taille, Île-de-France	312
Figure A.3 – Évolution de la répartition des ménages par taille, France métropolitaine	312
Figure A.4 – Part des ménages d'une personne, IdF	312
Figure A.5 – Part des ménages d'une personne, FM	312

Figure A.6 - Distribution (uniquement entre 18 et 45 ans) des âges de P.R ayant un premier enfant dans l'année de ses 1 an, France métropolitaine.....	313
Figure A.7 - Évolution de la taille des logements par cohorte en fonction de l'âge de la P.R., Île-de-France. ....	316
Figure A.8 - Évolution de la taille des logements par cohorte en fonction de l'âge de la P.R., France métropolitaine. ....	316
Figure A.9 - Évolution de la part de propriétaires, par générations, France métropolitaine ....	317
Figure A.10 - Évolution de la part de l'habitat individuel par cohorte en fonction de l'âge de la P.R., Île-de-France. ....	317
Figure A.11 - Taille moyenne des ménages à âge donné dans les aires urbaines de Marseille, Lyon et Toulouse, 1982 et 2012 .....	318
Figure A.12 - Pyramide des âges dans les aires urbaines de Marseille, Lyon et Toulouse, 2012. ....	318
Figure A.13 - Âge de la P.R. et sur-/sous-occupation (1968).....	319
Figure A.14 - Situation d'occupation des logements par couronne d'Île-de-France, 2012 .....	319
Figure A.15 - Augmentation de la population dans les grandes aires urbaines (périmètre 2010) .....	321
Figure A.16 - Nombre moyen de personnes par ménage dans les grandes aires urbaines .....	323
Figure A.17 - Nombre moyens de pièces des résidences principales dans les grandes aires urbaines.....	323
Figure A.18 - Hausse de la taille des logements entre 1968 et 2012 (en %), par couronnes des grandes aires urbaines.....	324
Figure A.19 - Évolution du nombre de pièces par personne dans les grandes aires urbaines ...	325
Figure A.20 - Évolution de la propriété occupante dans les grandes aires urbaines .....	326
Figure A.21 - Évolution de la propriété occupante par couronnes des aires urbaines et type de logement .....	327
Figure A.22 - Évolution du nombre moyen de pièces, du confort surfacique, du pourcentage de propriété occupante et de logement individuel, entre 1990 et 2012, par tranches d'âge [entre 25 et 70 ans] dans les grandes aires urbaines.....	329

Figure A.23 - Progression de la part de propriétaires, par générations (sélection), aire urbaine de Toulouse.....	331
Figure B.1 – Evolution des surplus par PCS pour les ménages dont la personne de référence a moins de 55 ans.....	333
Figure B.2 - Évolution des surplus par âges corrigés par localisation (commune) ( <i>sâge commune</i> ) .....	333
Figure B.3 - Surplus des PCS, à commune donnée ( <i>sPCS Commune</i> ) .....	334
Figure B.4 – Indices de Hoover des variables ménage et logement prises séparément.....	334
Figure B.5 – Modèles (c) et (d).....	335
Figure B.6 – Modèles (e) et (f) (avec localisation).....	335
Figure B.7 - Modèle (i), prenant en compte la génération, mais avec PCS et statut d'occupation .....	336
Figure C.1 – Indices de prix.....	350
Figure C.2 – Indices de loyers.....	350
Figure C.3 - Comparaison de l'indice hédonique avec l'indice de Friggitt pour l'Île-de-France..	351
Figure C.4 - Taux d'intérêt d'après Wilhelm (2005) et les accédants récents de l'enquête Logement .....	353
Figure C.5 - Loyers au m <sup>2</sup> moyens rencontrés dans les différents statuts locatifs .....	355
Figure C.6 - Relation entre les différentes mesures de charges financières.....	356
Figure C.7 - Détermination de CFN <sub>2</sub> .....	358
Figure C.8 - Comparaison des différents indices de taux d'effort.....	359
Figure C.9 – Indices de coûts d'usage avec intégration des gains de capital (France métropolitaine).....	359
Figure C.10 - Dépenses nettes.....	360
Figure C.11 - Revenus des ménages par statuts d'occupation (en € 2013).....	361
Figure C.12 - Distribution des quintiles de revenu par statut d'occupation (France métropolitaine).....	362

Figure C.13 - Distribution des quintiles de revenu par statuts d'occupation (Île-de-France) ...	363
Figure C.14 - Dépenses moyennes de logement par quintiles de revenus des locataires du parc social (France métropolitaine).....	363
Figure C.15 - Taux d'effort bruts par quintiles de revenus des locataires du parc privé (France métropolitaine).....	364
Figure D.1 Représentation graphique des paramètres d'âge et de revenu du modèle (f) .....	376



# Table des tableaux

Tableau 1.1 – Population et ménages : évolutions comparées en Île-de-France et en France métropolitaine .....	30
Tableau 1.2 – Fécondité chez les ménages entre 35 et 45 ans. ....	36
Tableau 1.3 – Évolution de la part de familles monoparentales .....	36
Tableau 1.4 – Évolution de la taille moyenne des logements (nombre de pièces) .....	39
Tableau 1.5 – Évolution de la part des maisons dans le parc immobilier .....	40
Tableau 1.6 – Évolution de la taille moyenne des logements (nombre de pièces) .....	40
Tableau 1.7 – Type et taille moyenne des logements selon la position régionale, Île-de-France.	43
Tableau 1.8 – Évolution du pourcentage de propriétaires occupants .....	44
Tableau 1.9 – Nombre moyen de pièces d’habitation par personne du ménage – France métropolitaine et Île-de-France .....	47
Tableau 1.10 – Relations comptables entre les évolutions du parc de logements et des ménages .....	60
Tableau 1.11 – Pourcentage de résidences principales occupées par des P.R. de 60 ans et plus...	61
Tableau 2.1 – Notations utilisées dans cette section .....	72
Tableau 2.2 – Résumé des différentes échelles d’équivalence définies .....	94
Tableau 2.3 – Notations utilisées dans cette section .....	95
Tableau 2.4 – Extrait de la régression (g) : paramètres associés au statut d’occupation .....	114
Tableau 2.5 – Combinaisons étudiées pour le confort surfacique .....	118
Tableau 2.6 – Coefficients de variation en Île-de-France .....	119



Tableau 2.7 – Augmentation des indices de Hoover entre 1990 et 2012 .....	120
Tableau 3.1 – Tableau de synthèse des différents indicateurs.....	159
Tableau 3.2 - Nombre de ménages enquêtés dans les enquêtes Logement .....	160
Tableau 3.3 - Échantillon retenu .....	161
Tableau 3.4 – Influence de l’individualisation des paramètres sur la variabilité intra-annuelle des coûts d’usage.....	177
Tableau 3.5 - Évolution des dépenses moyennes mensuelles de logement entre 1973 et 2013..	178
Tableau 4.1 – Liens entre une hausse de prix et les arbitrages des ménages dans le modèle économétrique.....	196
Tableau 4.2 - Échantillon utilisé (en nombre de ménages) .....	203
Tableau 4.3 - Probabilités de rentrée exceptionnelle d’argent au cours des 4 dernières années .....	205
Tableau 4.4 - Revenus de l’échantillon .....	208
Tableau 4.5 – Répartition des niveaux de diplôme au sein de l’échantillon et de la population générale (en %).....	209
Tableau 4.6 - Répartition des choix des ménages de l’échantillon (en %).....	209
Tableau 4.7 - Rapport des consommations de logement entre les primo-accédants et l’ensemble des propriétaires récents. ....	211
Tableau 4.8 - Résultats du modèle de transition.....	212
Tableau 4.9 – Probabilités de mobilité dans l’année 2012 d’un couple francilien sans enfants, dont la P.R. a entre 30 et 35 ans. ....	216
Tableau 4.10 - Modèles de demande .....	217
Tableau 4.11 - Modèles de demande alternatifs : paramètres de revenu .....	218
Tableau 4.12 - Modèles de demande alternatifs : paramètres d’âge de la P.R. ....	219
Tableau 4.13 – Modèles de demande de surface .....	221
Tableau 4.14 - Modèle de demande alternatif : paramètres de revenu.....	222

Tableau 4.15 - Modèles de demande alternatifs : paramètres de taille de ménage (UCL).....	223
Tableau 4.16 – Modèle de transition sur période récente .....	225
Tableau 4.17 – Modèle de demande sur la période 1997-2013 .....	227
Tableau 4.18 – Modèle de transition avec interactions sur les variables de prix et de revenu. .	229
Tableau 4.19 - Modèle de demande avec interactions sur les variables de prix et de revenu....	230
Tableau 4.20 - Modèle de transition (extraits) intégrant un croisement entre terciles de revenus et période. ....	231
Tableau 4.21 - Probabilités moyennes prédites sur l'échantillon des ménages (2011-2012). ....	232
Tableau 4.22 - Moyenne des dépenses prédites (charge financière brute) en euros de 2013 (locatif privé et accession) .....	233
Tableau 4.23 - Moyenne des consommations de service logement prédites .....	233
Tableau 4.24 - Modèle de transition avec coût d'usage incluant les anticipations.....	236
Tableau 4.25 - Modèle de demande des accédants avec coût d'usage incluant les anticipations .....	237
Tableau 4.26 – Modèle de transition sur l'Île-de-France .....	238
Tableau 4.27 – Modèle de demande sur l'Île-de-France .....	240
Tableau A.1 – Taille moyenne maximum et âge correspondant - Île-de-France.....	311
Tableau A.2 - Pourcentage et taille moyenne des ménages « complexes », Île-de-France.....	312
Tableau A.3 – Estimation de l'âge moyen de la P.R. lors de l'arrivée du premier enfant, France métro. et Île-de-France.....	313
Tableau A.4 – Lien à la P.R. chez les 18-24 ans.....	314
Tableau A.5 - Évolution du nombre de maisons et appartements en FM et IdF, en milliers....	314
Tableau A.6 – Évolution du nombre de logements par nombre de pièces, France métropolitaine .....	314
Tableau A.7 - Répartition des résidences principales de la grande couronne francilienne.....	314
Tableau A.8 – Évolution du pourcentage de propriétaires occupants en Île-de-France.....	315

Tableau A.9 - Lien entre propriété et maison individuelle en 2012 .....	315
Tableau A.10 - Pourcentage de propriétaire en fonction du type de logement et de la couronne d'habitation en 2012, Île-de-France.....	315
Tableau A.11 - Répartition des résidences principales dans les grandes aires urbaines.....	322
Tableau A.12 - Part de maisons au sein du parc de résidences principales dans les grandes aires urbaines.....	324
Tableau B.1 - Tableau des paramètres des régressions sur les recensements de la population (1968-2012) .....	337
Tableau B.2 - Tableau des paramètres des régressions sur les enquêtes Logement (1973-2013) .....	340
Tableau C.1 - Répartition en pourcentage des différents types de statuts locatifs .....	354
Tableau C.2 - Lien entre les variables de charge financière du logement .....	356
Tableau C.3 - Détermination de CFB.....	357
Tableau C.4 - Détermination de CFN .....	357
Tableau C.5 - Répartition des taux d'effort par classes .....	360
Tableau D.1 - Variables et modalités repérant les locataires du parc privé quatre ans avant l'enquête.....	365
Tableau D.2 - Dates des enquêtes Logement .....	366
Tableau D.3 - Répartition moyenne des déménagements selon les mois de l'année .....	366
Tableau D.4 - Âge moyen de la P.R. de l'échantillon par rapport à la population totale .....	373
Tableau D.5 - Choix de transitions résidentielles en fonction de l'âge de la P.R. (en %) .....	373
Tableau D.6 - Choix de transitions résidentielles en 2013 en fonction de la situation familiale (en %) .....	373
Tableau D.7 - Quintiles de revenu et choix de transitions résidentielles en 2013 (en %).....	373
Tableau D.8- Modèles de transition (extraits) intégrant des spécifications alternatives de composition du ménage.....	375

Tableau D.9 - Modèles de demande (extraits) intégrant des spécifications alternatives de composition du ménage.....	378
Tableau D.10 – Modèle de demande (extraits) mesurant le revenu en niveau de vie.....	378
Tableau D.11 - Modèle de transition (extraits) sur l'échantillon complet pour la période récente .....	378
Tableau D.12 - Modèle de transition (extraits) intégrant un croisement entre terciles de revenus et période .....	379
Tableau D.13 – Comparaison des modèles de transition (ensemble des années contre restriction à N-1) .....	380
Tableau D.14 – Modèle de demande sur l'ensemble des années à disposition .....	381
Tableau D.15 - Modèle de transition avec indices de prix exogènes (période récente) .....	382
Tableau D.16 - Modèle de demande avec indices de prix exogènes (période récente).....	383
Tableau D.17 – Modèle de demande de surface sur l'Île-de-France.....	384
Tableau D.18 - Probabilités moyennes prédites sur l'échantillon des ménages ayant déménagé vers le locatif privé ou la propriété en 2011-2012.....	385



# Annexes



# A. Annexes du chapitre 1

## 1 Figures et tableaux

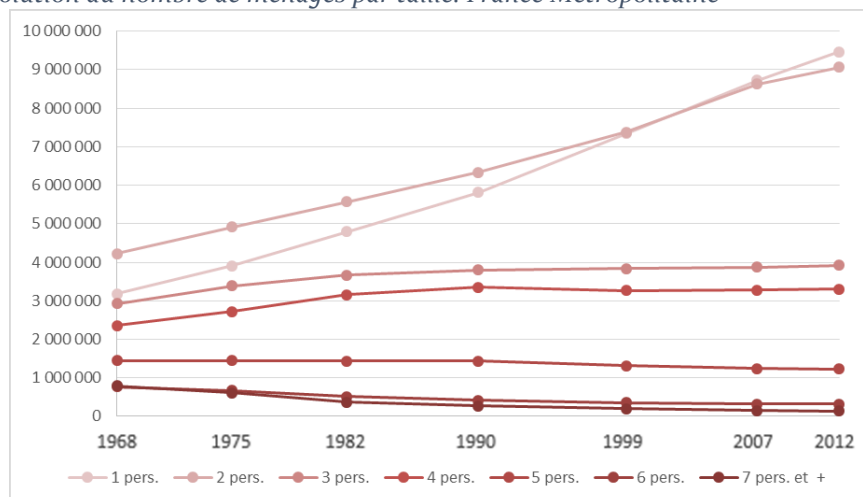
Tableau A.1 – Taille moyenne maximum et âge correspondant - Île-de-France

	1968	1975	1982	1990	1999	2007	2012
Taille moy. max.	3,71	3,56	3,38	3,27	3,18	3,14	3,10
Mode	42	43	43	43	43	44	46

Champ : ménages ordinaires, Île-de-France

Source : recensements de la population 1968-2012, Insee ; calculs de l'auteur

Figure A.1 – Évolution du nombre de ménages par taille. France Métropolitaine

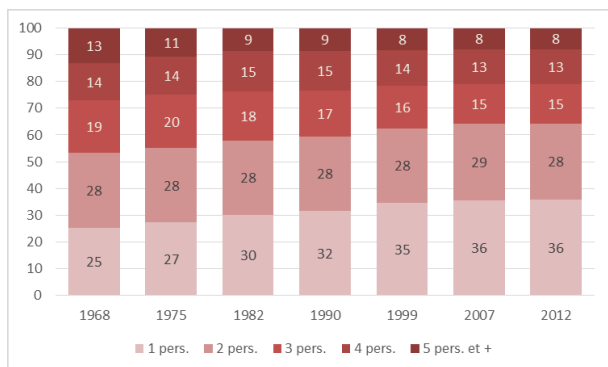


Champ : ménages ordinaires

Source : recensements de la population 1968-2012, Insee ; calculs et réalisation de l'auteur



Figure A.2 – Évolution de la répartition des ménages par taille, Île-de-France



Champ : ménages ordinaires

Source : recensements de la population 1968-2012, Insee ; calculs et réalisation de l'auteur

Figure A.3 – Évolution de la répartition des ménages par taille, France métropolitaine

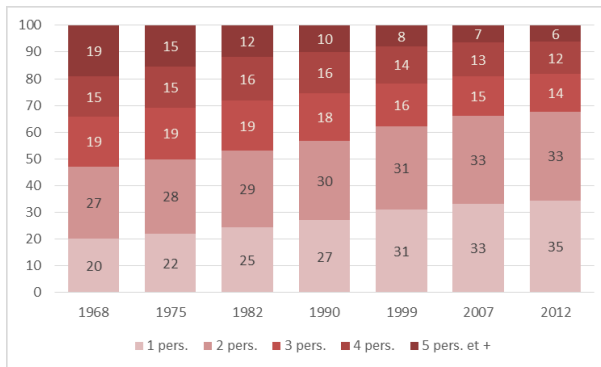
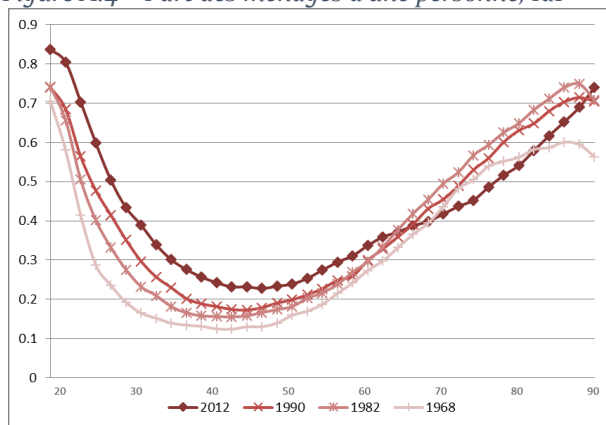


Figure A.4 – Part des ménages d'une personne, IdF



Champ : ménages ordinaires

Source : recensements de la population 1968-2012, Insee ; calculs et réalisation de l'auteur

Figure A.5 – Part des ménages d'une personne, FM

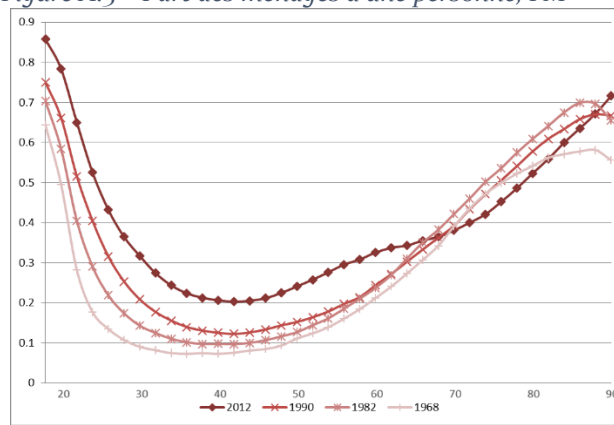


Tableau A.2 - Pourcentage et taille moyenne des ménages « complexes », Île-de-France

	Pourcentage							Taille moyenne	
	1968	1975	1982	1990	1999	2007	2012	1968	2012
Ménage complexe	10,2%	7,6%	6,6%	5,5%	5,2%	5,9%	6,3%	3,3	3,3
dont: plusieurs générations	1,99%	1,42%	1,08%	0,88%	0,79%	0,68%	0,70%	5,0	4,8
colocations	3,29%	2,94%	2,21%	2,22%	2,10%	3,27%	3,47%	2,6	2,5

Champ : ménages ordinaires

Source : recensements de la population 1968-2012, Insee ; calculs de l'auteur

Tableau A.3 – Estimation de l'âge moyen de la P.R. lors de l'arrivée du premier enfant, France métro. et Île-de-France.

	1968	1975	1982	1990	1999	2007	2012
France	26,5	26,1	27,1	28,6	30,0	30,7	30,8
Île-de-France	27,0	27,0	28,1	29,4	30,8	31,7	32,1

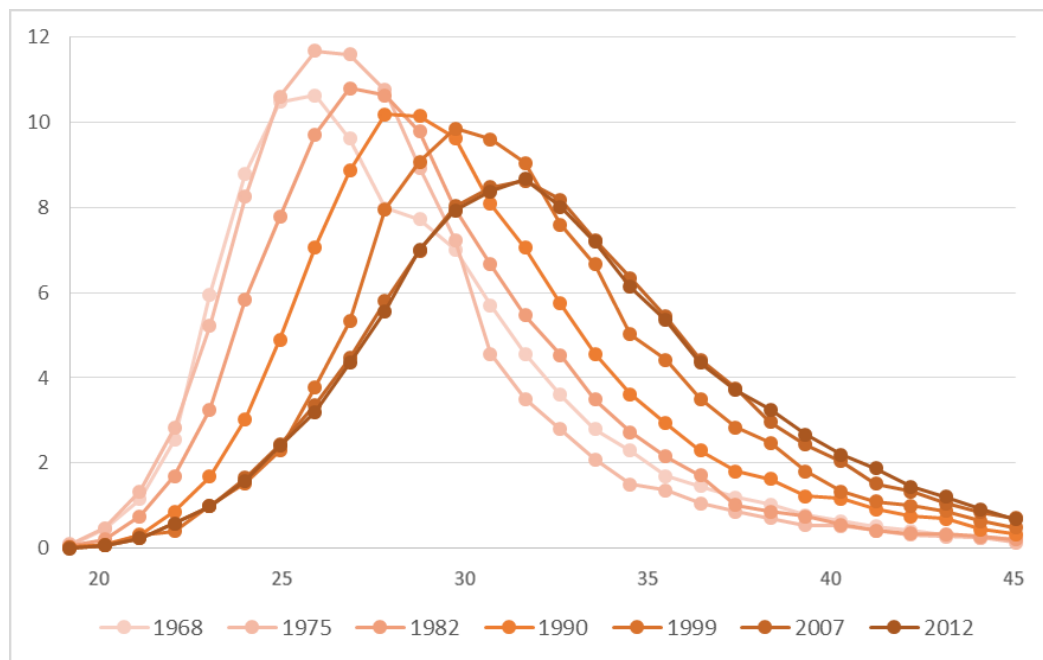
Note : Le recul de l'âge au premier enfant est ici estimé par l'âge moyen des P.R. dont le ménage accueille un seul enfant d'un an. Nous retranchons alors un an à l'âge calculé pour obtenir l'âge moyen de la P.R. au premier enfant.

Champ : ménages ordinaires accueillant un seul enfant d'un an.

Source : recensements de la population 1968-2012, Insee ; calculs de l'auteur

L'écart entre la France et l'Île-de-France (+0,9 ans en 1975 contre +1,3 ans en 2012) est probablement attribuable à un effet du marché du travail. La structure de celui-ci en termes de catégories socioprofessionnelles joue également mais pas complètement. Ainsi en Île-de-France en 2012 l'âge moyen au premier enfant des ouvriers, PCS la plus précoce, est de 31,0 ans (contre 33,1 ans pour les cadres et PIS), ce qui est supérieur à la moyenne nationale globale. Le rajeunissement mesuré entre 1968 et 1975 en France peut être imputé à un effet de structure de la population sur le recensement 1968. Celui-ci connaît en effet une faible proportion de P.R. entre 25 et 29 ans, conséquence des années de guerre (Figure A.6 ci-dessous).

Figure A.6 - Distribution (uniquement entre 18 et 45 ans) des âges de P.R. ayant un premier enfant dans l'année de ses 1 an, France métropolitaine.



Champ : ménages ordinaires accueillant un seul enfant d'un an.

Source : recensements de la population 1968-2012, Insee ; calculs et réalisation de l'auteur

Tableau A.4 - Lien à la P.R. chez les 18-24 ans.

	France		Île-de-France	
	P.R.	Enfant de la P.R.	P.R.	Enfant de la P.R.
1968	14%	61%	19%	53%
1975	19%	55%	24%	48%
1982	16%	64%	19%	59%
1990	15%	69%	15%	68%
1999	18%	69%	15%	72%
2007	20%	64%	14%	71%
2012	22%	63%	15%	71%

Champ : population des ménages ordinaires, individus âgés de 18 et 24 ans

Source : recensements de la population 1968-2012, Insee ; calculs de l'auteur

Tableau A.5 - Évolution du nombre de maisons et appartements en FM et IdF, en milliers

		1968	1990	2012	1968-1990	1990-2012	1968-2012
France métro.	Maison	7 935	11 968	15 522	+51%	+30%	+96%
	Appart.	7 760	8 824	11 669	+14%	+32%	+50%
IdF	Maison	710	1 133	1 381	+60%	+22%	+94%
	Appart.	2 560	2 952	3 551	+15%	+20%	+39%

Champ : résidences principales

Source : recensements de la population 1968-2012, Insee ; calculs de l'auteur

Tableau A.6 - Évolution du nombre de logements par nombre de pièces, France métropolitaine

	Stock (millions)		Évolution			Part de maisons en 2012
	1968	2012	Δ1968 - 1990	Δ 1990 - 2012	Δ 1968 - 2012	
1 pièce	1,8	1,6	-29%	+21%	-14%	4%
2 pièces	3,2	3,4	-14%	+24%	+7%	13%
3 pièces	4,3	5,7	+18%	+14%	+35%	33%
4 pièces	3,5	6,9	+72%	+16%	+98%	64%
5 pièces	1,7	5,3	+133%	+36%	+217%	85%
6 pièces et +	1,2	4,4	+100%	+83%	+266%	95%

Champ : résidences principales

Source : recensements de la population 1968-2012, Insee ; calculs de l'auteur

Tableau A.7 - Répartition des résidences principales de la grande couronne francilienne

	Résidences principales (milliers)		Évolution		
	1968	2012	Δ1968-1990	Δ1990-2012	Δ1968-2012
Agglomération 2010	643	1 525	+85	+28%	+137%
Hors agglomération 2010	209	481	+82	+27%	+130%

Champ : ménages ordinaires, départements de grande couronne d'Île-de-France

Source : recensements de la population 1968-2012, Insee ; calculs de l'auteur

Tableau A.8 - Évolution du pourcentage de propriétaires occupants en Île-de-France

	Taux	Évolution	
	2012	Δ1968-1990	Δ1990-2012
Paris	33.1%	+6,5 p%	+4,8 p%
Petite couronne	42.9%	+6,0 p%	+4,0 p%
Banlieue extérieure	57.1%	+7,8 p%	+3,3 p%
Périurbain	70.2%	+21,2 p%	+2,5 p%

Champ : résidences principales

Source : recensements de la population 1968, 1990, 2012, Insee ; calculs de l'auteur

Tableau A.9 - Lien entre propriété et maison individuelle en 2012

	IdF	FM
Probabilité d'être propriétaire quand habitant une maison	88%	82%
Probabilité d'être propriétaire quand habitant un appartement	33%	27%
Probabilité d'habiter une maison quand propriétaire	51%	80%
Probabilité d'habiter une maison quand locataire	6%	24%

Champ : ménages ordinaires

Source : recensements de la population 2012, Insee ; calculs de l'auteur

Tableau A.10 - Pourcentage de propriétaire en fonction du type de logement et de la couronne d'habitation en 2012, Île-de-France

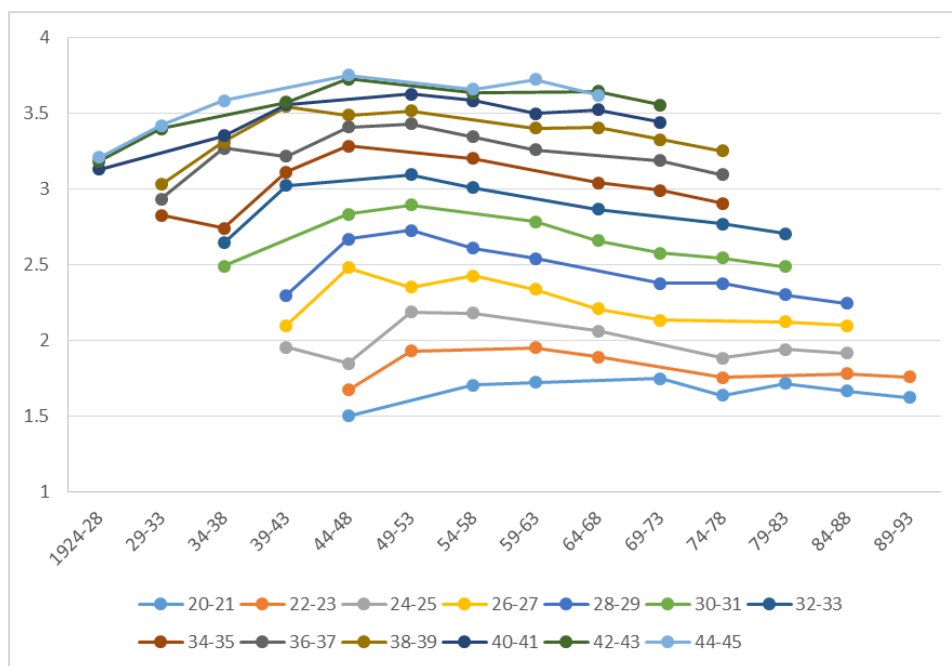
	Maison indiv.	Appartement
Paris	66,1% <sup>166</sup>	33,7%
Petite couronne	87,2%	32,4%
Banlieue ext.	89,2%	33,6%
PU (hors Provins)	88,8%	21,1%

Champ : ménages ordinaires, Île-de-France

Source : recensements de la population 2012, Insee ; calculs de l'auteur

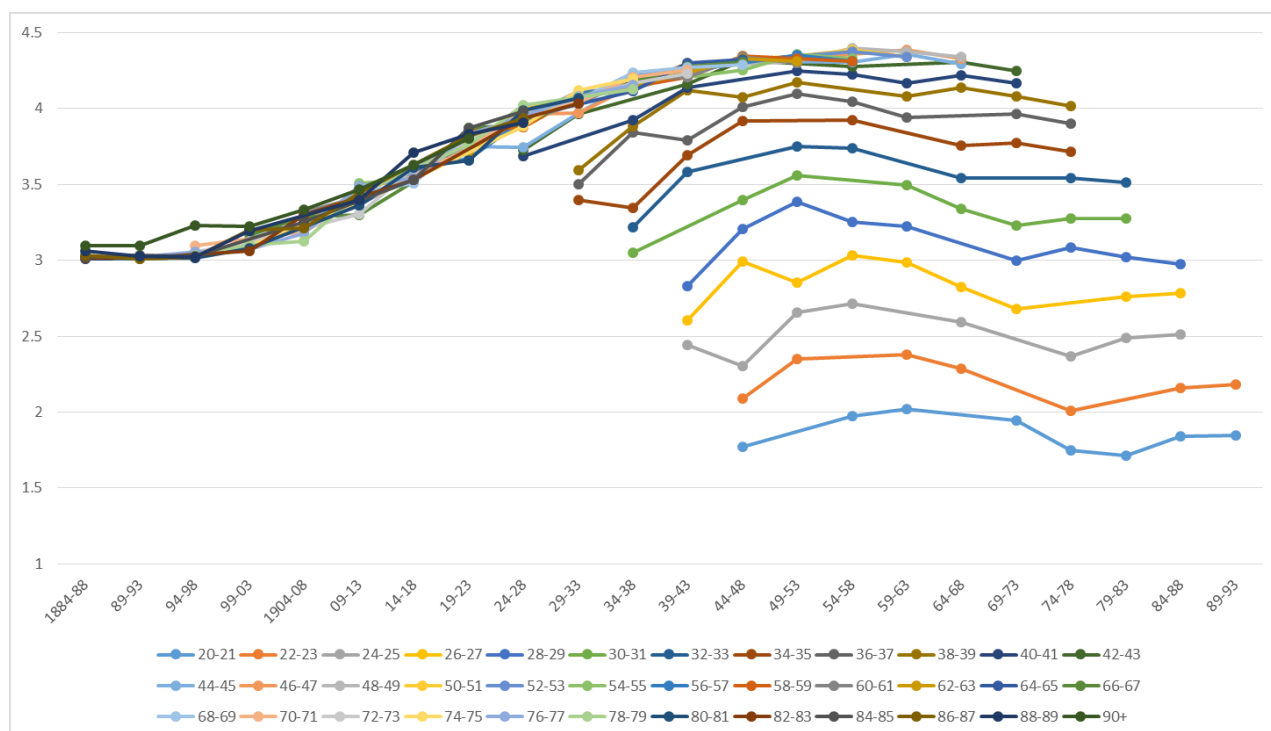
<sup>166</sup> Les maisons représentent 0,93 % du parc parisien en 2012.

Figure A.7 - Évolution de la taille des logements par cohorte en fonction de l'âge de la P.R., Île-de-France.



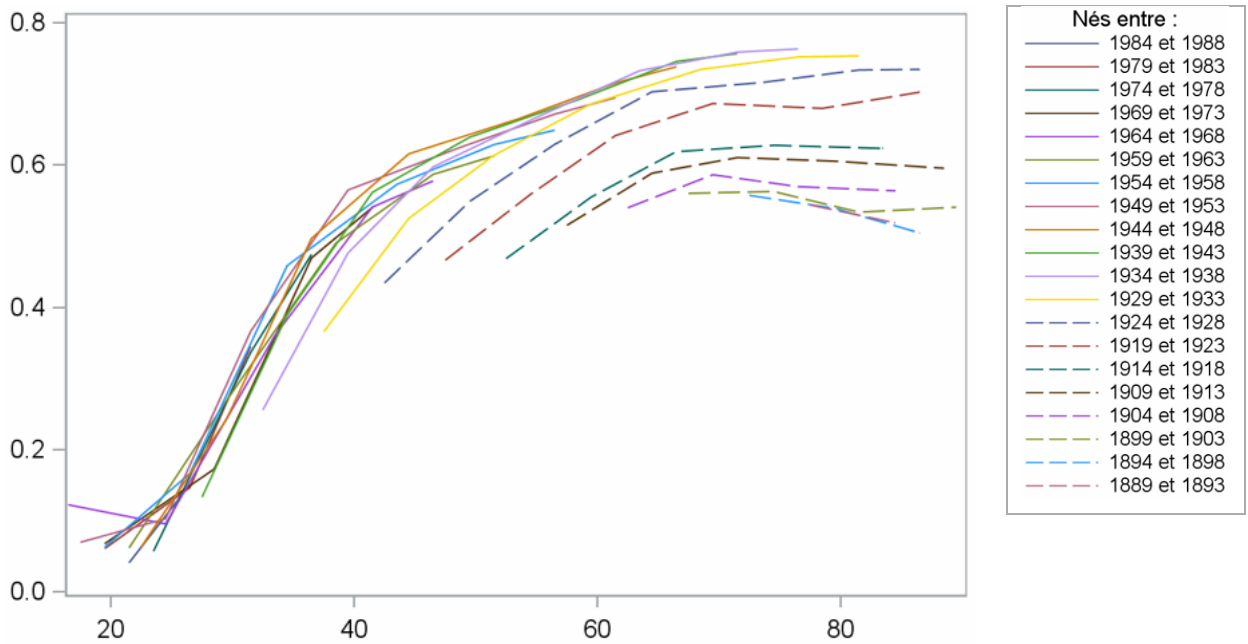
Champ : ménages ordinaires dont la P.R. a moins de 45 ans, Île-de-France  
 Source : recensements de la population 1968-2012, Insee ; calculs et réalisation de l'auteur

Figure A.8 - Évolution de la taille des logements par cohorte en fonction de l'âge de la P.R., France métropolitaine.



Champ : ménages ordinaires  
 Source : recensements de la population 1968-2012, Insee ; calculs et réalisation de l'auteur

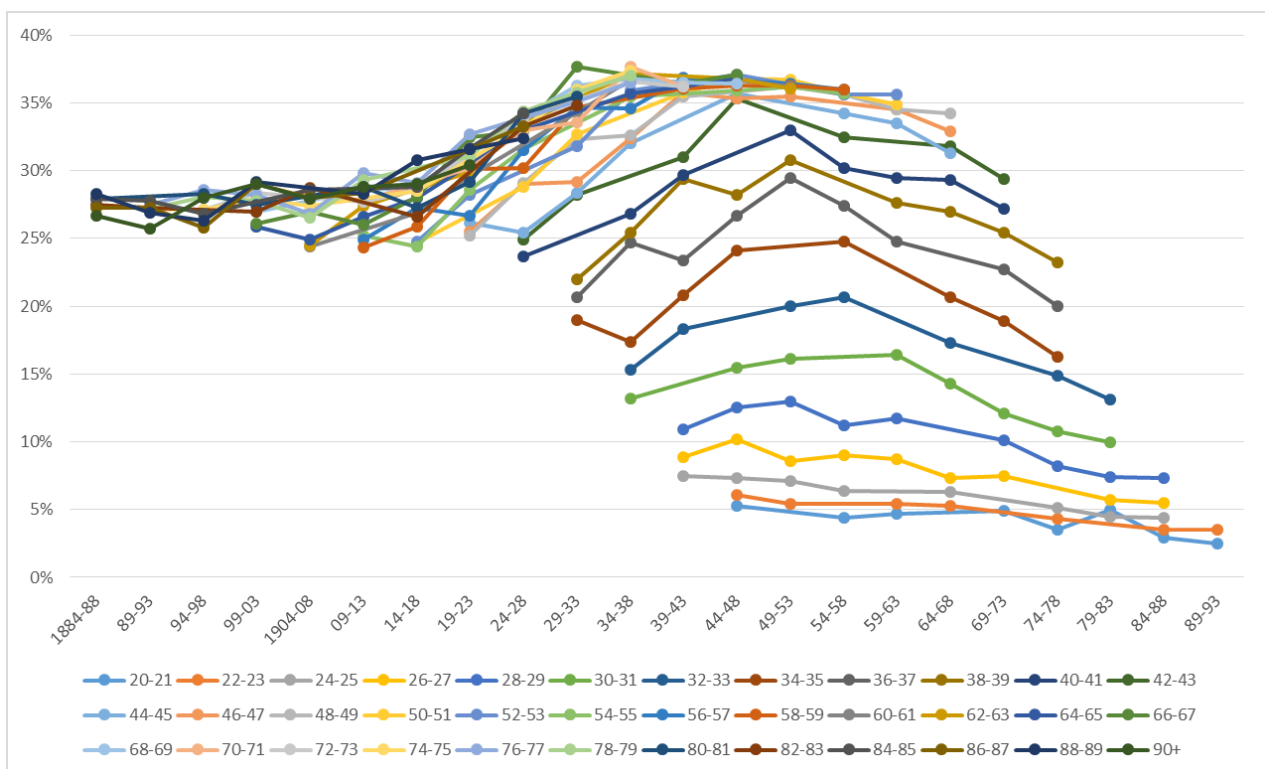
Figure A.9 - Évolution de la part de propriétaires, par générations, France métropolitaine



Champ : ménages ordinaires

Source : recensements de la population 1968-2012, Insee ; calculs et réalisation de l'auteur

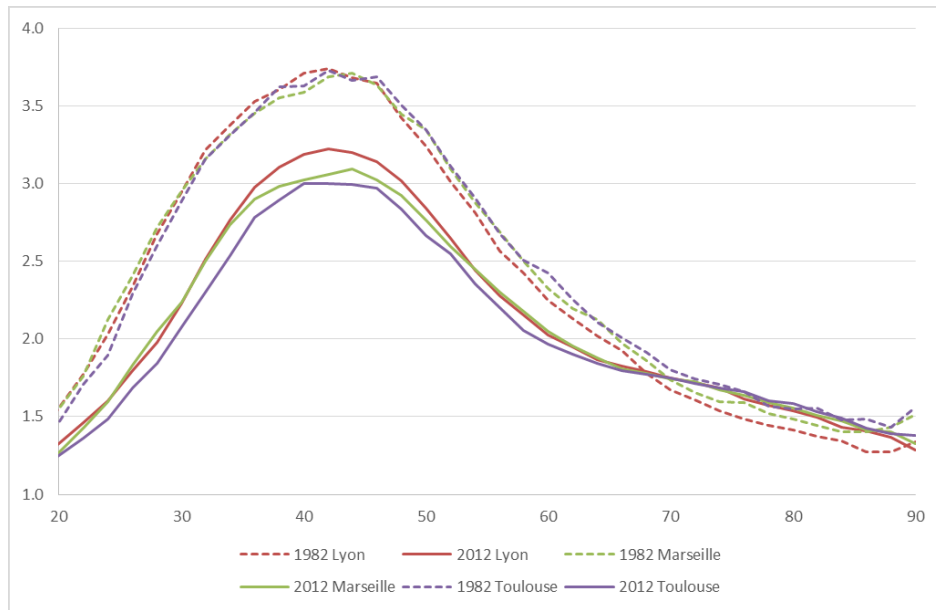
Figure A.10 - Évolution de la part de l'habitat individuel par cohorte en fonction de l'âge de la P.R., Île-de-France.



Champ : ménages ordinaires

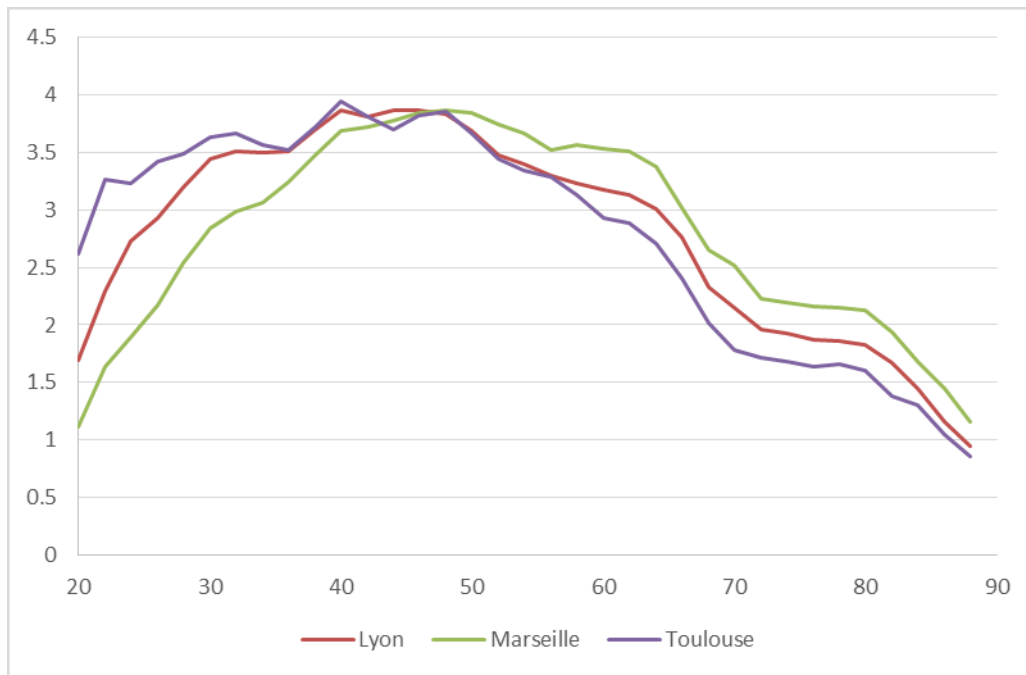
Source : recensements de la population 1968-2012, Insee ; calculs et réalisation de l'auteur

Figure A.11 - Taille moyenne des ménages à âge donné dans les aires urbaines de Marseille, Lyon et Toulouse, 1982 et 2012



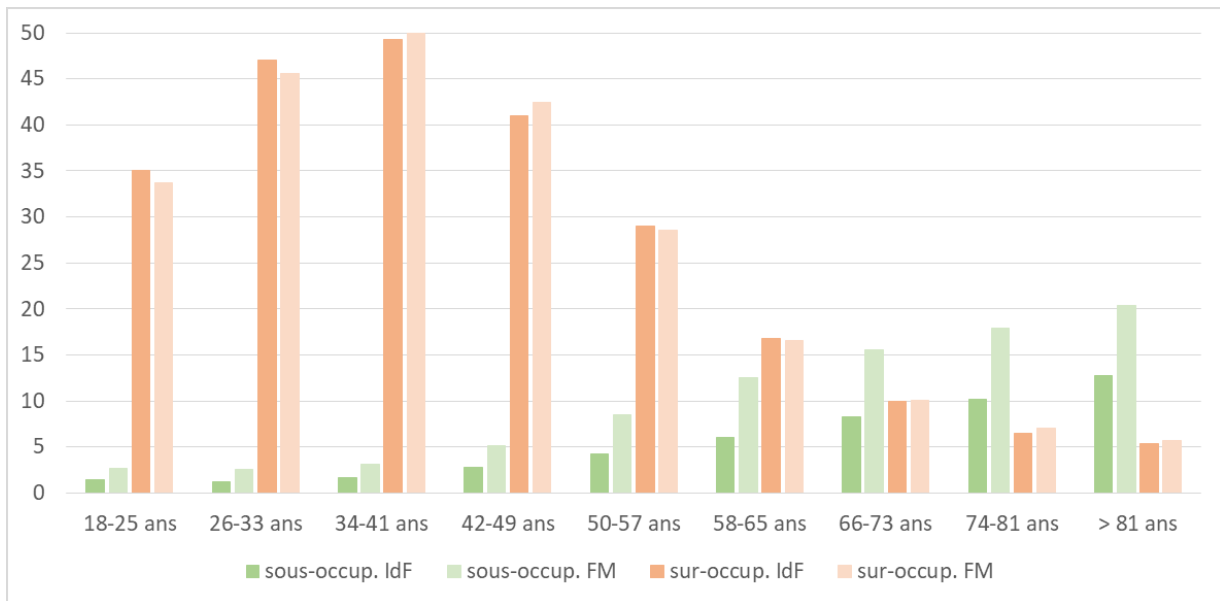
Champ : ménages ordinaires, aires urbaines 2010 de Marseille, Lyon et Toulouse  
 Source : recensements de la population 1982 et 2012, Insee ; calculs et réalisation de l'auteur

Figure A.12 - Pyramide des âges dans les aires urbaines de Marseille, Lyon et Toulouse, 2012



Champ : ménages ordinaires, aires urbaines 2010 de Marseille, Lyon et Toulouse  
 Source : recensement de la population 2012, Insee ; calculs et réalisation de l'auteur

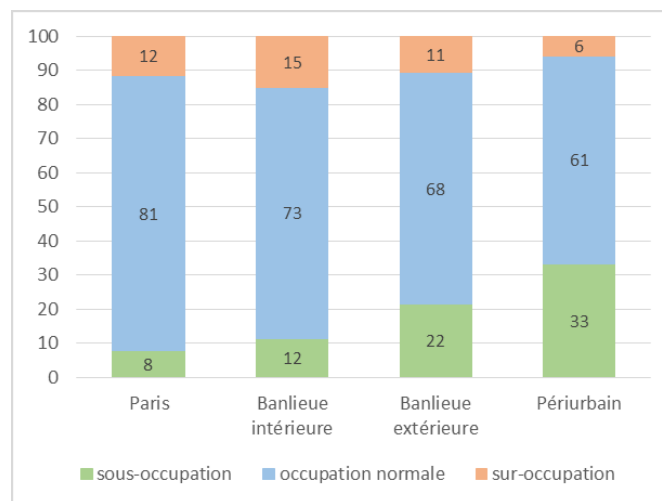
Figure A.13 – Âge de la P.R. et sur-/sous-occupation (1968)



Champ : ménages ordinaires

Source : recensement de la population 1968, Insee ; calculs et réalisation de l'auteur

Figure A.14 - Situation d'occupation des logements par couronne d'Île-de-France, 2012



Champ : ménages ordinaires, Île-de-France

Source : recensement de la population 2012, Insee ; calculs et réalisation de l'auteur



## 2 Comparaison de l'Île-de-France avec les quatre autres plus grandes aires urbaines françaises

Les phénomènes observés dans le cas de l'Île-de-France sont-ils propres à la région capitale ? Après une territorialisation de nos analyses dans un premier temps au niveau de la région Île-de-France et de la France métropolitaine (hors Corse), nous comparons les résultats obtenus sur l'Île-de-France avec ceux calculés sur les périmètres formés par les Aires Urbaines 2010 des 4 autres plus grandes aires urbaines françaises (voir encadré méthodologique n°3). De taille inférieure à l'aire urbaine de Paris, celles-ci, elles sont morphologiquement fortement différentes<sup>167</sup>, et mettent en évidence des processus de métropolisation similaires depuis 1968, constituant potentiellement autant de « zones tendues » dans leur partie centrale.

### Encadré méthodologique n°3 : Le choix des aires urbaines 2010

Le choix du zonage en aires urbaines 2010 de l'Insee est motivé par la volonté de mobiliser une aire fonctionnelle commune à toutes les métropoles étudiées. Le zonage en aires urbaines, à travers la notion de couronne périurbaine, permet de simuler la zone d'influence de l'agglomération. Dans la mesure où celle-ci constitue un grand pôle d'emploi unique, le marché du logement peut y apparaître comme unifié. Enfin, comme pour l'Île-de-France, nous distinguons au sein des 4 grandes aires urbaines les différentes couronnes (ville-centre, banlieue, périurbain). Dans cette comparaison nous continuons de privilégier la région Île-de-France plutôt que l'aire urbaine de Paris.

La stabilité de ce périmètre conduit à l'inclusion de zones pourtant déconnectées du marché du logement dans les décennies précédentes couvertes par la période d'étude, car situées à l'époque en zones strictement rurales ou appartenant à des unités urbaines non incluses dans la grande aire urbaine. Ces remarques peuvent néanmoins être faites pour tout périmètre géographique, pour peu qu'il soit stable. De plus les résultats sont affectés à la marge par ces choix compte tenu de l'importance démographique de l'agglomération centrale.

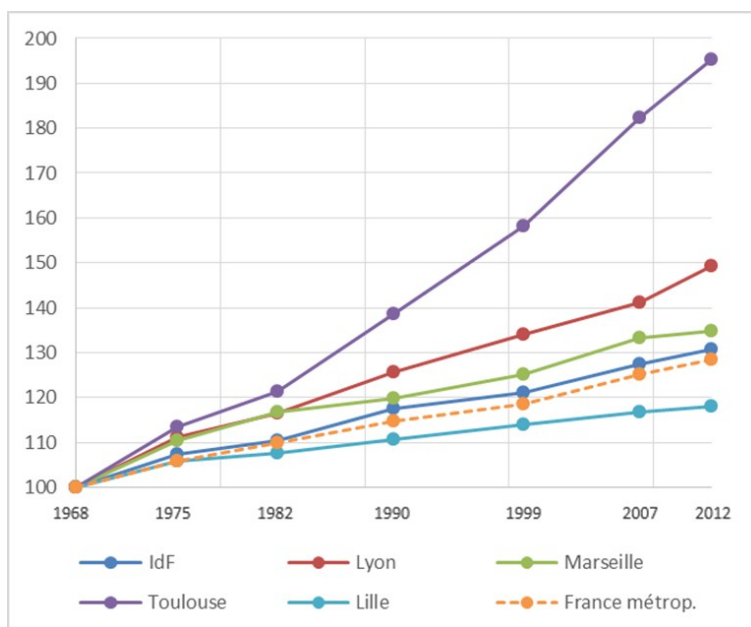
---

<sup>167</sup> Lille et Marseille-Aix sont des aires urbaines très polycentriques tandis que Lyon et Toulouse présentent un modèle beaucoup plus monocentrique.

## 2.1 Une croissance démographique stabilisée depuis 1990 entre ville-centre, banlieue et périurbain

Les différentes aires urbaines étudiées ici ont connu des expansions démographiques plus ou moins marquées depuis 1968, bien que toutes assez linéaires (Figure A.15). On note que quatre des cinq plus grandes aires urbaines françaises ont connu une dynamique démographique au-dessus de la moyenne nationale, ce qui est cohérent avec le processus de métropolisation. La zone la plus dynamique est l'aire urbaine toulousaine avec un doublement de sa population, suivie par l'aire urbaine lyonnaise avec 49% d'augmentation. L'Île-de-France et l'aire urbaine d'Aix-Marseille connaissent des évolutions dans la moyenne nationale, et l'aire urbaine de Lille connaît quant à elle une croissance démographique bien plus faible (+18%).

Figure A.15 - Augmentation de la population dans les grandes aires urbaines (périmètre 2010)



	Population des ménages ordinaires 2012 (milliers)	$\Delta$ 1968-2012
Île-de-France	11 660	+30%
Lyon	2 120	+48%
Marseille	1 678	+35%
Toulouse	1 228	+95%
Lille	1 148	+18%
France métrop.	61 907	+28%

Base 100 = 1968

Champ : ménages ordinaires

Source : recensements de la population 1968-2012, Insee ; calculs et réalisation de l'auteur

Un découpage des aires urbaines entre ville-centre, banlieue de l'agglomération et couronne périurbaine nous indique une répartition hétérogène du parc de logements selon l'aire urbaine considérée (Tableau A.11). L'Île-de-France et l'aire urbaine de Lille possèdent ainsi une banlieue très développée tandis que ce sont les villes-centre de Marseille et Toulouse qui accueillent la majorité des ménages de leur aire urbaine. On remarque cependant depuis 1990 une stabilité de la répartition des résidences principales au sein des différentes couronnes des aires urbaines étudiées (à l'exception de Marseille qui voit le poids de sa ville-centre baisser au profit du reste de son agglomération).

Tableau A.11 - Répartition des résidences principales dans les grandes aires urbaines

	Paris			Superf.	Lyon			Superf.	Marseille			Superf.
	1968	1990	2012	(km <sup>2</sup> )	1968	1990	2012	6 020	1968	1990	2012	3 170
Ville-centre	34%	25%	22%	1%	39%	28%	27%	1%	71%	56%	51%	8%
Banlieue	57%	63%	65%	16%	42%	49%	49%	19%	25%	38%	41%	47%
Périurbain	9%	12%	12%	83%	19%	23%	23%	80%	4%	7%	8%	45%
	100%	100%	100%	100%	100%	100%	100%	100%	100%	100%	100%	100%

Tableau A.11 (suite) - Répartition des résidences principales dans les grandes aires urbaines

	Toulouse			Superf.	Lille			Superf.
	1968	1990	2012	5 420	1968	1990	2012	970
Ville-centre	61%	47%	46%	2%	26%	22%	25%	4%
Banlieue	15%	30%	29%	13%	65%	68%	65%	44%
Périurbain	24%	23%	25%	85%	9%	10%	10%	52%
	100%	100%	100%	100%	100%	100%	100%	100%

Note : Le code couleur permet une lecture synthétique rapide : vert la part est basse, rouge elle est élevée.

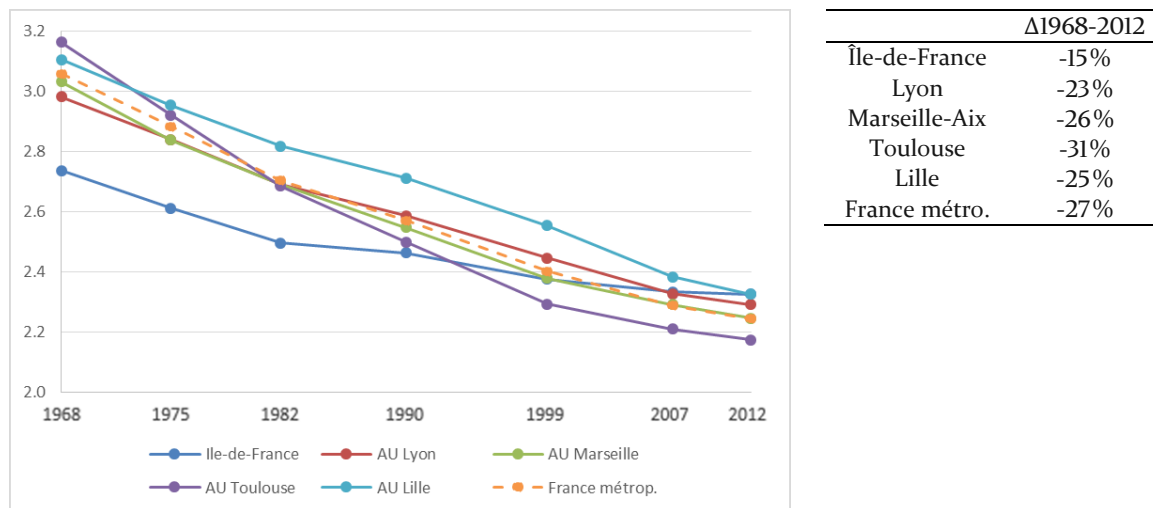
Champ : résidences principales

Source : recensements de la population 1968-2012, Insee ; calculs de l'auteur

## 2.2 Des évolutions des ménages dans la moyenne nationale

Comme vu en section 2, la taille des ménages franciliens est traditionnellement basse, mais elle a décliné beaucoup moins fortement que le reste de la France. Ainsi depuis 1999 la taille moyenne des ménages franciliens est même devenue plus élevée que la moyenne française. Contrairement à l'Île-de-France, les autres aires urbaines ont vu la taille moyenne de leurs ménages décroître dans les mêmes proportions que le reste de la France métropolitaine (environ -25%) (Figure A.16). Le cas toulousain est particulièrement marqué avec une baisse de -31% entre 1968 et 2012. On note qu'en 1982 les aires urbaines de Marseille, Lyon et Toulouse présentaient une taille moyenne des ménages très proches tandis qu'en 2012 Toulouse est situé un cran plus bas. Ce phénomène s'explique par la conjonction d'une pyramide des âges ayant évolué en faveur des ménages jeunes de moins de 30 ans à Toulouse, grande ville étudiante (Mirouse, 2015), et d'une plus faible taille des ménages à âge donné (Figure A.11 et Figure A.12).

Figure A.16 - Nombre moyen de personnes par ménage dans les grandes aires urbaines



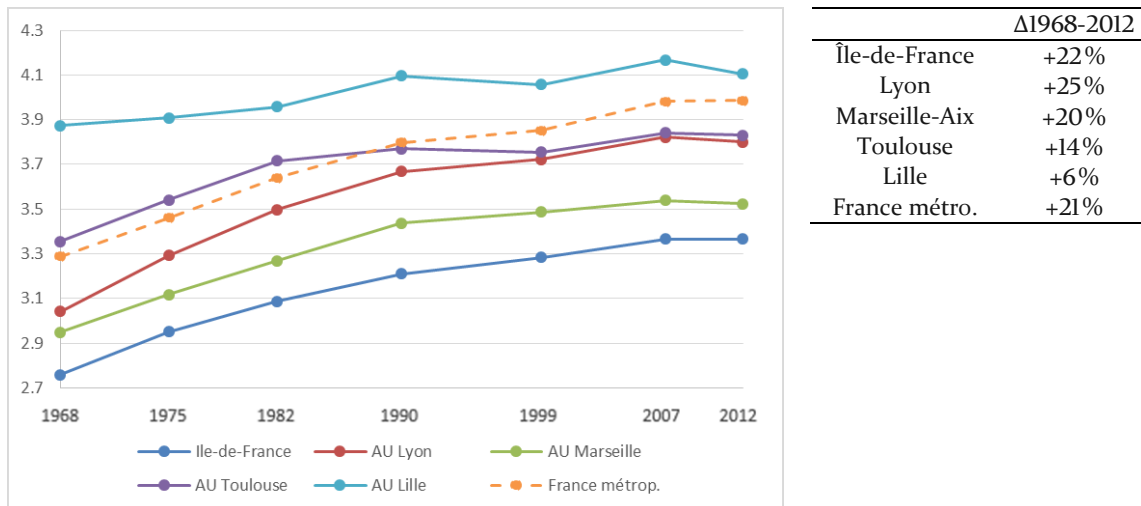
Champ : ménages ordinaires

Source : recensements de la population 1968-2012, Insee ; calculs et réalisation de l'auteur

### 2.3 La hausse de la taille des logements portée par les maisons individuelles

Tout comme en Île-de-France et au niveau national, la taille moyenne des logements dans les autres métropoles augmente fortement (Figure A.17).

Figure A.17 - Nombre moyens de pièces des résidences principales dans les grandes aires urbaines



Champ : résidences principales

Source : recensements de la population 1968-2012, Insee ; calculs et réalisation de l'auteur

Dans la plupart des aires étudiées la hausse de la taille des logements est supérieure à 20%, proche dans l'ordre de grandeur national. Seuls les logements lillois augmentent peu, à cause de leur taille historiquement élevée. Les spécificités propres à chaque métropole se retrouvent également dans la part des maisons individuelles dans le parc (Tableau A.12). Le parc de logements de l'aire urbaine lilloise est ainsi traditionnellement composé de maisons (68% en 1968).

Tableau A.12 - Part de maisons au sein du parc de résidences principales dans les grandes aires urbaines

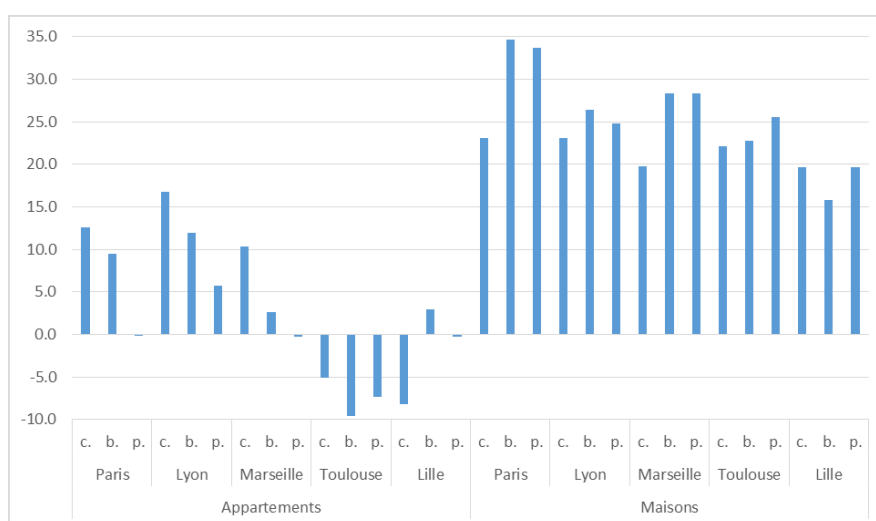
	France métro.	Île-de-France	AU Lyon	AU Marseille	AU Toulouse	AU Lille
1968	50,6%	21,7%	25,6%	22,0%	45,4%	67,9%
1990	57,6%	27,7%	37,7%	32,7%	54,6%	64,0%
2012	57,1%	28,0%	37,8%	36,2%	51,6%	57,6%

Champ : résidences principales

Source : recensements de la population 1968, 1990 et 2012, Insee ; calculs de l'auteur

L'observation des augmentations de taille des logements en segmentant par couronne de l'aire urbaine et type de logement nous indique que la hausse observée est, comme dans le cas francilien, principalement portée par les maisons individuelles (Figure A.18). Dans les aires urbaines de Toulouse et Lille, les appartements ont même tendance à diminuer de taille. La hausse de la taille des appartements est par contre relativement élevée dans les agglomérations parisiennes et lyonnaises, ainsi qu'à Marseille. Néanmoins, la plus forte hausse de taille enregistrée pour les appartements, à Lyon (+16,8%), dépasse de peu la plus faible hausse de taille de maisons individuelles, dans la banlieue lilloise (+15,8%).

Figure A.18 - Hausse de la taille des logements entre 1968 et 2012 (en %), par couronnes des grandes aires urbaines



Lecture : c. : ville-centre, b. : banlieue, p. : périurbain.

Champ : résidences principales

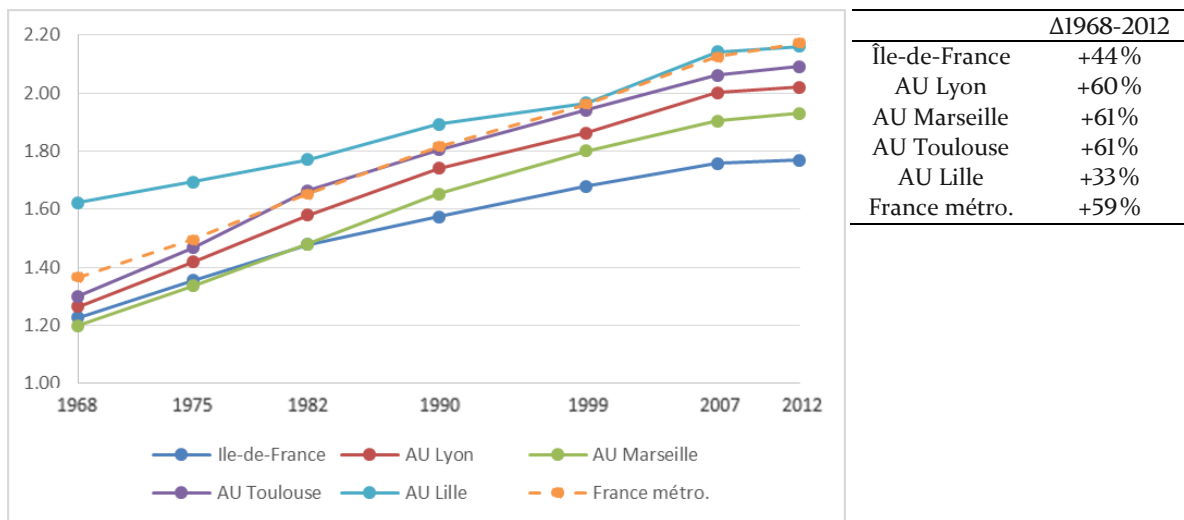
Source : recensements de la population 1968-2012, Insee ; calculs et réalisation de l'auteur

## 2.4 Une forte hausse du confort surfacique

La hausse de la taille des logements et la baisse de celle des ménages conduit, tout comme en Île-de-France, à une hausse généralisée du nombre de pièces disponibles par personne (Figure A.19). Les aires urbaines de Lyon, Marseille et Toulouse décrivent la même augmentation d'environ 60% de leur *confort surfacique*, tout comme la France métropolitaine. Les trois aires urbaines précitées connaissent également la même augmentation sur la période 1968-1990 (+38-39%) puis 1990-2012 (+16-17%), tandis que la France métropolitaine connaît une augmentation

moins infléchi après 1990 (+33% puis +20%). Au regard des autres aires urbaines, l'Île-de-France connaît une hausse plus mesurée de son confort surfacique, conséquence d'une baisse plus faible de la taille moyenne de ses ménages. Lille, avec son parc de logements originellement spacieux, fait figure d'exception avec une hausse de seulement 33% de son *confort surfacique*, rejoignant en 2012 la moyenne nationale.

Figure A.19 - Évolution du nombre de pièces par personne dans les grandes aires urbaines



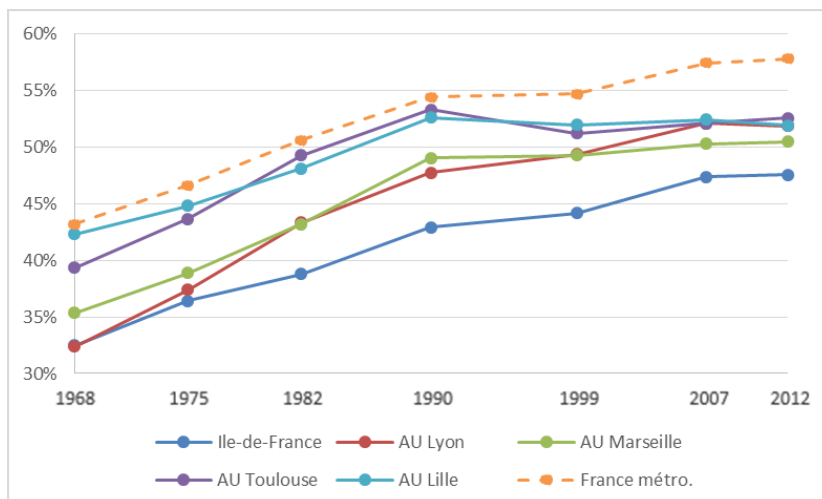
Champ : ménages ordinaires

Source : recensements de la population 1968-2012, Insee ; calculs et réalisation de l'auteur

## 2.5 La propriété occupante marque le pas depuis 1990

La propriété occupante a fortement progressé sur tout le territoire métropolitain ces 40 dernières années (cf. Tableau 1.8). Sans surprise elle augmente également sur les grandes aires urbaines considérées (Figure A.20). Cependant, la hausse du taux de propriétaires occupant est particulièrement concentrée sur la période 1968-1990 pour les aires urbaines de Marseille, Toulouse et Lille. Pour les deux dernières, le taux de propriétaires baisse même sur la période suivante.

Figure A.20 - Évolution de la propriété occupante dans les grandes aires urbaines



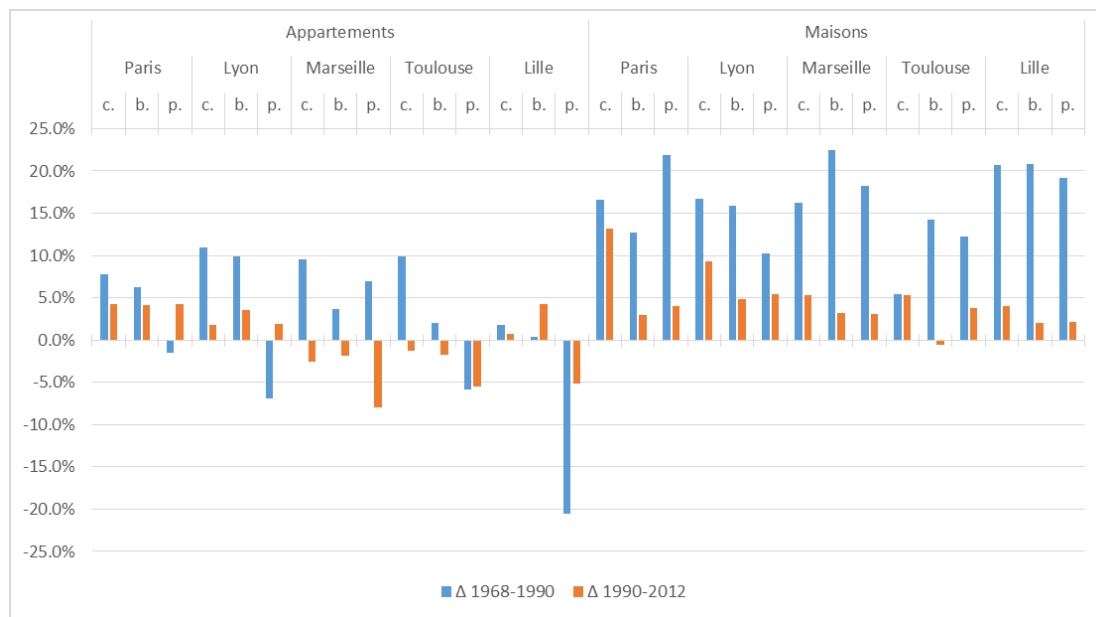
	Δ1968-1990	Δ1990-2012
Île-de-France	+10,4%	+4,6%
AU Lyon	+15,4%	+4,1%
AU Marseille	+13,6%	+1,5%
AU Toulouse	+13,9%	-0,7%
AU Lille	+10,3%	-0,7%
France métro.	+11,2%	+3,4%

Champ : ménages ordinaires

Source : recensements de la population 1968-2012, Insee ; calculs et réalisation de l'auteur

L'étude des fluctuations du taux de propriétaires occupants croisé avec la couronne et le type de logement indique que la diffusion de la propriété occupante au sein des maisons individuelles est un phénomène massif dans toutes les grandes aires urbaines sur la période 1968-1990 (Figure A.21). La commune de Toulouse est la seule à ne pas connaître une augmentation de son taux de propriétaires en maison individuelle supérieure à 10% entre 1968 et 1990. Mais ceux-ci sont déjà propriétaires à plus de 68% en 1968 alors que les autres villes-centre ne dépassent pas 60% de propriétaires parmi les habitants de maisons individuelles. Les appartements connaissent également une hausse de la propriété occupante sur la même période, mais ce sont surtout l'agglomération parisienne, et les villes-centre de Lyon, Marseille et Toulouse qui sont concernées. À l'opposée la future couronne périurbaine lilloise connaît une forte décroissance du taux de propriétaires en appartements, mais ce type de logement représente moins de 10% du parc.

Figure A.21 - Évolution de la propriété occupante par couronnes des aires urbaines et type de logement



Part des maisons individuelles par couronne des aires urbaines (2012)

Île-de-France			AU Lyon			AU Marseille			AU Toulouse			AU Lille		
c.	b.	p.	c.	b.	p.	c.	b.	p.	c.	b.	p.	c.	b.	p.
1%	31%	74%	3%	39%	75%	17%	53%	74%	23%	67%	86%	27%	65%	91%

c. : centre, b. : banlieue, p. : périurbain

Champ : ménages ordinaires

Source : recensements de la population 1968-2012, Insee ; calculs et réalisation de l'auteur

Sur la période suivante, les hausses de taux de propriétaires ne dépassent pas 5 %, à l'exception des maisons individuelles à Paris et Lyon. Mais celles-ci ne représentent que 1 % et 3 % de leur parc de logements communal. Enfin, le parc des appartements des couronnes périurbaines de Marseille, Toulouse et Lille connaît depuis 1990 une réorientation vers la location. Les appartements des couronnes périurbaines de Toulouse et Lille connaissent en 2012 les taux les plus bas de propriété occupante (10,5 % et 5,3 %).

La baisse du taux de propriétaire entre 1990 et 2012 dans les aires urbaines de Toulouse et Lille s'explique avant tout par un effet de structure qui voit la part des appartements augmenter (+3,7 % dans l'aire urbaine lilloise et +7,2 % dans l'aire urbaine toulousaine). Le pourcentage de propriétaires par type de logement progresse même, en dehors du cas des appartements toulousains qui s'orientent de manière plus marquée vers la location<sup>168</sup>.

<sup>168</sup> Ce n'est pas tant la répartition des statuts d'occupation des appartements à couronne donnée qui évolue, mais la part des appartements en banlieue toulousaine, plus souvent en location que ceux de la ville-centre, qui passe de 21 % à 33 % sur ces deux décennies.



## 2.6 La fin de la progression pour les générations récentes

### 2.6.1 *Depuis 1990 une baisse de la propriété, de la taille des logements et de la maison individuelle pour les plus jeunes, mais pas du confort surfacique*

L'approche comparative avec les grandes aires urbaines permet de confirmer le caractère relativement répandu des phénomènes observés sur l'Île-de-France. La ventilation par la position dans le cycle de vie, si elle décrit également des choses similaires au cas francilien, permet néanmoins de mettre à jour et préciser certaines observations.

Le principal phénomène est la baisse depuis 1990 de l'accès à la propriété en grand logement individuel pour les ménages les plus jeunes. On observe une décroissance de ces trois caractéristiques (taille, propriété, logement individuel) à partir de 1990 pour certaines classes d'âge, notamment les moins de 45 ans, sur toutes les zones considérées (Figure A.22). Cette décroissance n'apparaît cependant pas exactement aux mêmes classes d'âges selon les zones et les caractéristiques. La baisse de la taille des logements touche majoritairement les ménages les plus jeunes tandis que celle de la propriété occupante s'adresse à une frange beaucoup plus large. De fait, la baisse de la propriété s'étend en moyenne à tous les ménages de moins de 60 ans (sauf les AU de Lyon et Lille où la limite est plutôt à 50 ans).

Figure A.22 - Évolution du nombre moyen de pièces, du confort surfacique, du pourcentage de propriété occupante et de logement individuel, entre 1990 et 2012, par tranches d'âge [entre 25 et 70 ans] dans les grandes aires urbaines



Lecture : entre 1990 et 2012, le nombre de pièces moyen des ménages de 35-40 ans baisse de 5% dans l'AU de Lyon tandis que le confort surfacique augmente de 7%. Le taux de propriété occupante baisse de 3%, et le taux de logements individuels de 9% (ces deux dernières valeurs sont en différences de pourcentages). Les tranches d'âges sont plus désagrégées pour les périmètres franciliens et français car le nombre de ménages enquêtés est plus élevé.

Champ : ménages ordinaires dont la P.R. a entre 25 et 70 ans

Source : recensements de la population 1968-2012, Insee ; calculs et réalisation de l'auteur

La baisse du nombre de pièces intervient systématiquement avant la baisse de la probabilité d'habiter en maison individuelle. Dans l'ensemble des zones il existe donc une classe d'âge qui voit sa probabilité d'habiter en maison baisser mais la taille moyenne de son logement augmenter. Ainsi, les ménages entre 45 et 60 ans de l'aire urbaine de Toulouse ont vu leur nombre de pièces moyen continuer à augmenter entre 1990 et 2012 mais leur probabilité d'habiter dans un logement individuel baisser. Cet effet est dû au fait que les maisons augmentent fortement de taille, notamment dans ces tranches d'âge, compensant en moyenne leur baisse relative en volume ; ceci alors qu'au contraire les appartements voient leur taille stagner ou, dans le cas toulousain, baisser. Le triptyque propriété, maison et grand logement semble donc plus que jamais une réalité : les maisons sont de plus en plus souvent en propriété occupante et de plus en plus grandes par rapport aux appartements.

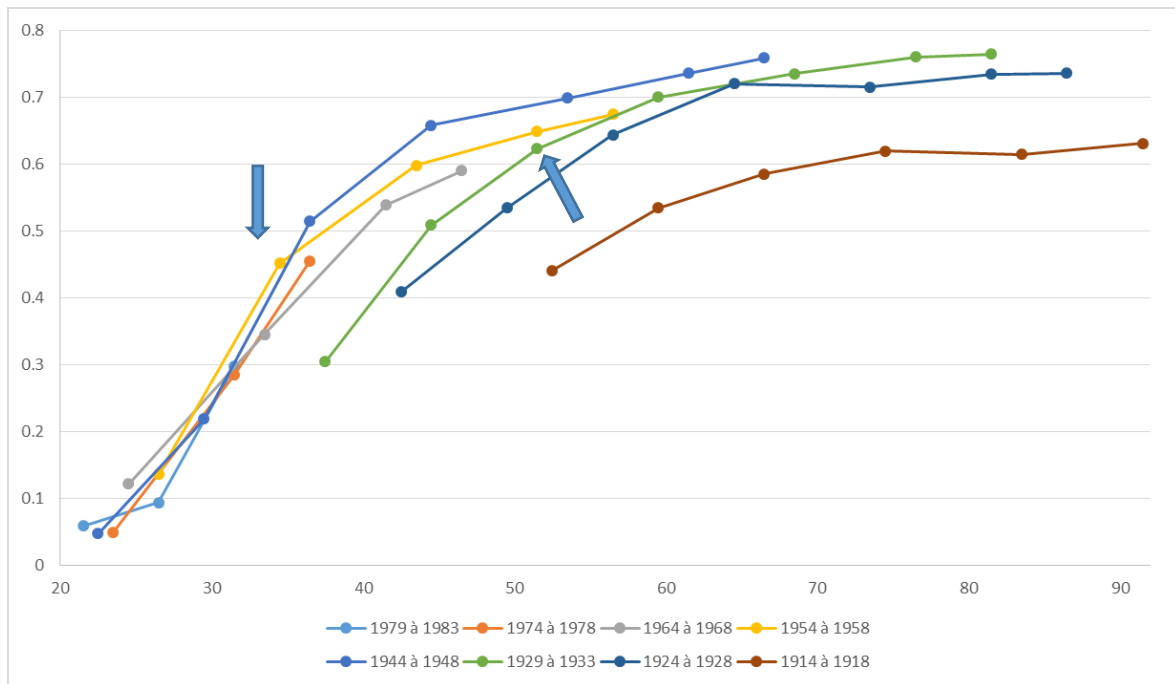
Enfin, cette baisse de l'accès aux grandes maisons individuelles ne s'accompagne cependant pas d'une baisse du confort surfacique. Ainsi dans toutes les aires urbaines étudiées et au niveau national le confort surfacique progresse d'au moins 5%, à l'exception des moins de 30 ans et des Franciliens de moins de 40 ans pour lesquels la hausse est plus faible (elle est même nulle pour les Franciliens de moins de 30 ans). Au contraire la progression du confort surfacique entre 1990 et 2012 est d'autant plus forte que les ménages sont âgés, elle est à son maximum pour les ménages de 55-60 ans (hors Île-de-France). La baisse de l'accès aux grands logements pour les tranches d'âge les plus jeunes est donc compensée par la baisse de la taille des ménages qui conduit à une hausse du confort surfacique pour toutes les catégories d'âge.

#### *2.6.2 Une approche par les générations : l'exemple de l'accession dans l'aire urbaine toulousaine*

Ces baisses de l'accès à la propriété et aux maisons individuelles depuis 1990 dans les grandes aires urbaines peuvent être lues sous l'angle des disparités générationnelles. Dans le cas de la propriété occupante cette inflexion de la progression se traduit par une plus faible croissance du taux de propriétaires au cours du cycle de vie pour les générations les plus récentes.

Ce phénomène moins visible dans le cas francilien (cf. sections 4.2 et 4.4), est bien plus marqué dans une aire urbaine comme Toulouse (Figure A.23). On y trouve une décroissance, bien visible à partir de 40 ans, de la probabilité d'être propriétaire occupant pour les générations récentes. L'inflexion de la propriété occupante à partir de 1990 touche donc les générations à des degrés divers en fonction de leur avancée dans le cycle de vie, et donc particulièrement les plus récentes.

Figure A.23 - Progression de la part de propriétaires, par générations (sélection), aire urbaine de Toulouse



Champ : ménages ordinaires, aire urbaine 2010 de Toulouse

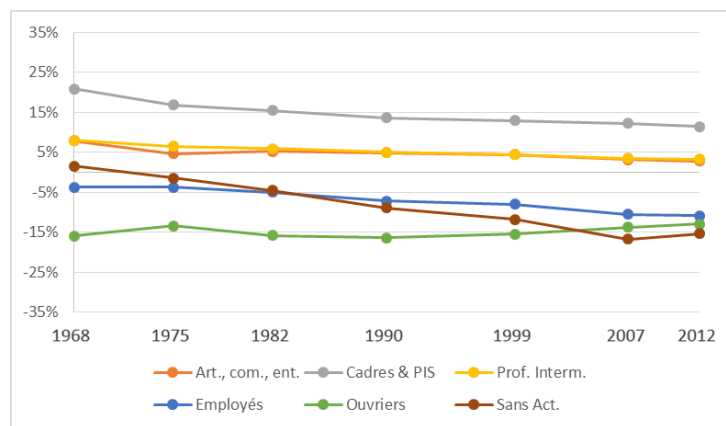
Source : recensements de la population 1968-2012, Insee ; calculs et réalisation de l'auteur



## B. Annexes du chapitre 2

### 1 Résultats (Indices d'inégalités)

Figure B.1 – Evolution des surplus par PCS pour les ménages dont la personne de référence a moins de 55 ans



Champ : ménages ordinaires dont la personne de référence a moins de 55 ans, Île-de-France  
 Source : recensements de la population 1968-2012, Insee ; calculs et réalisation de l'auteur

Entre 1982 et 2012 le surplus des ouvriers passe de -16,4% à -13,0% contre +13,6% à +11,4% pour les cadres. Pour cette population plus jeune on constate un surplus des inactifs plus faible dès 1968 et plus proche de celui des ouvriers.

Figure 2.7 (RAPPEL) - Évolution des surplus par âges  $s_{\text{âge}}$

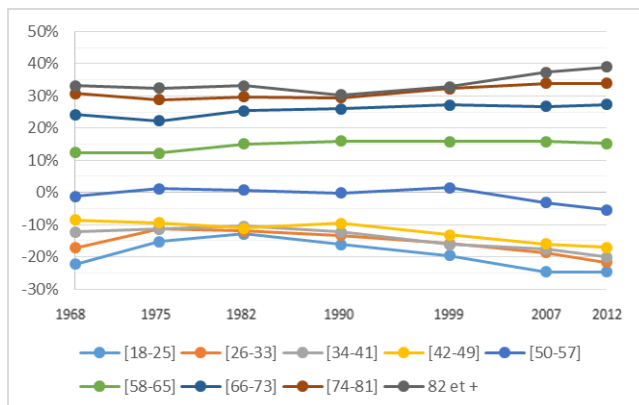
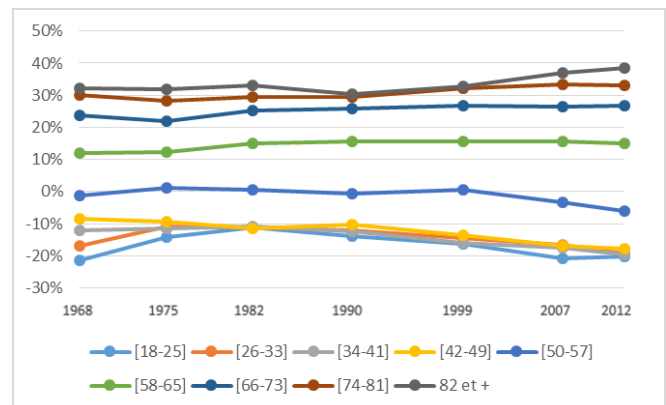


Figure B.2 - Évolution des surplus par âges corrigés par localisation (commune) ( $s_{\text{âge|commune}}$ )



Champ : ménages ordinaires, Île-de-France  
 Source : recensements de la population 1968-2012, Insee ; calculs et réalisation de l'auteur

Figure 2.9 (RAPPEL) - Évolution des surplus par PCS ( $S_{PCS}$ )

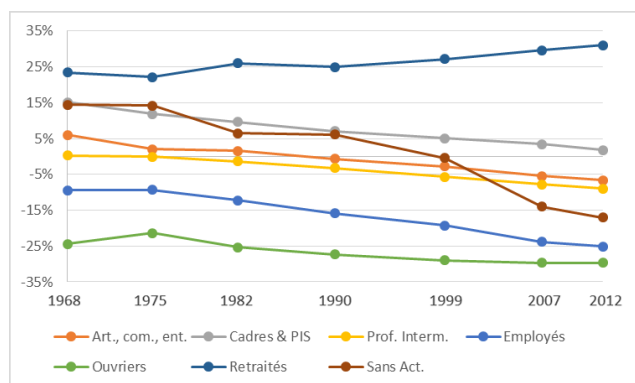
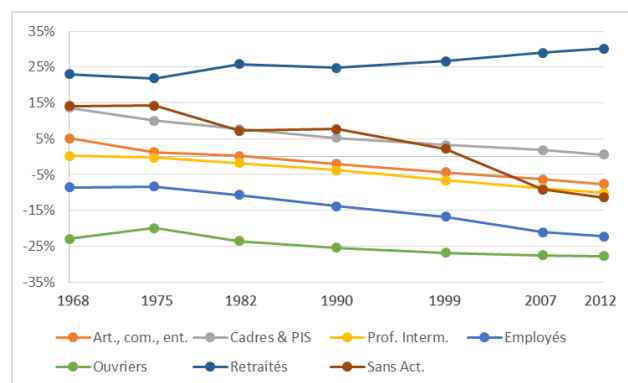


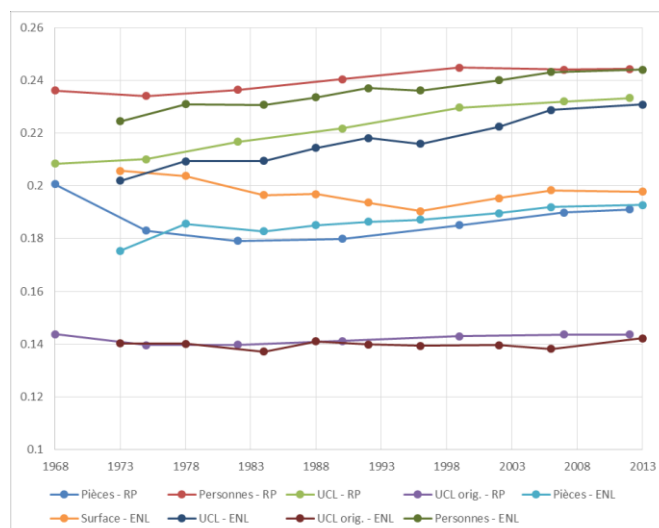
Figure B.3 - Surplus des PCS, à commune donnée ( $S_{PCS|Commune}$ )



Champ : ménages ordinaires, Île-de-France

Source : recensements de la population 1968-2012, Insee ; calculs et réalisation de l'auteur

Figure B.4 - Indices de Hoover des variables ménage et logement prises séparément



Champ : ménages ordinaires, Île-de-France

Source : recensements de la population 1968-2012, Insee ; calculs et réalisation de l'auteur

## 2 Résultats (Régressions)

Figure B.5 – Modèles (c) et (d)

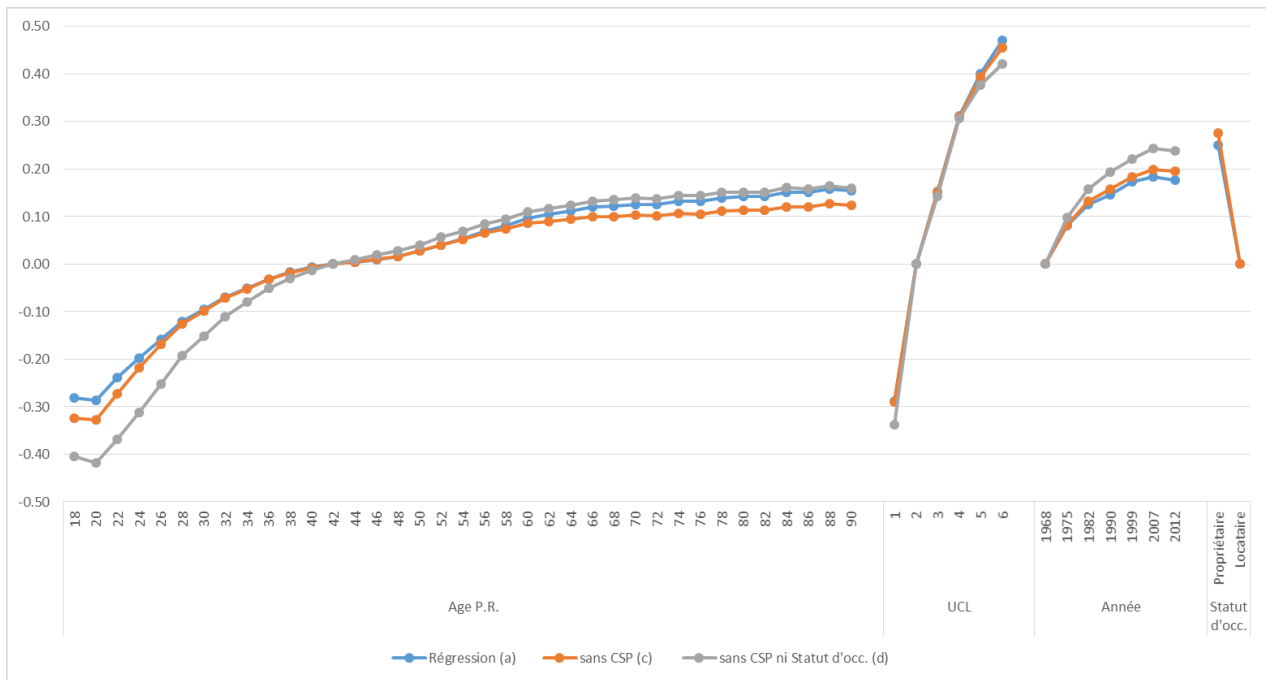


Figure B.6 – Modèles (e) et (f) (avec localisation)

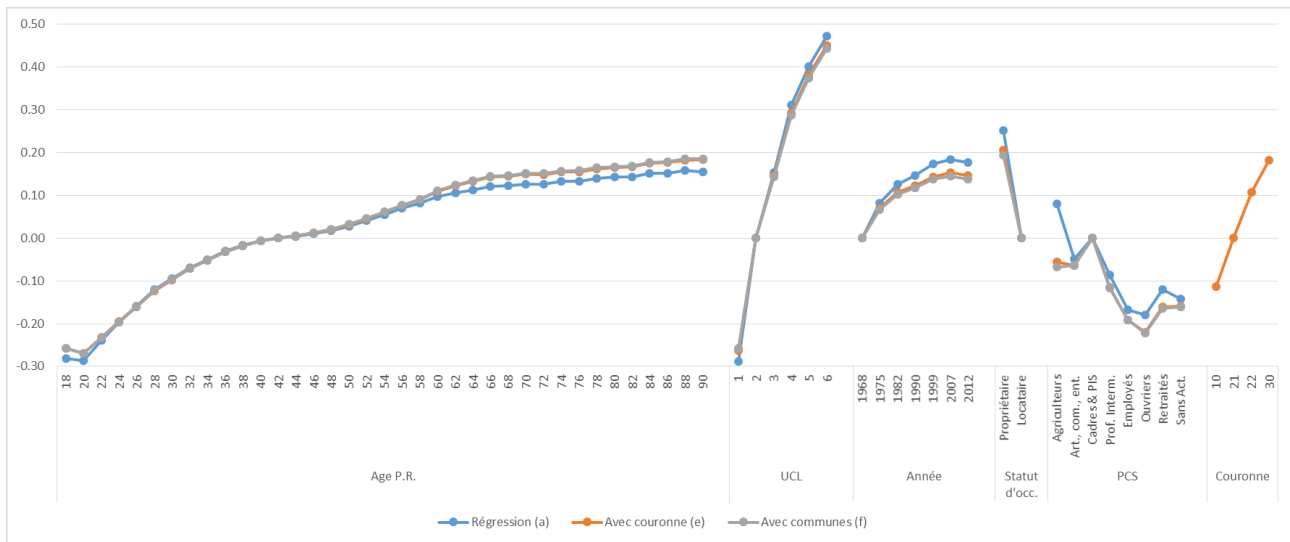




Figure B.7 - Modèle (i), prenant en compte la génération, mais avec PCS et statut d'occupation

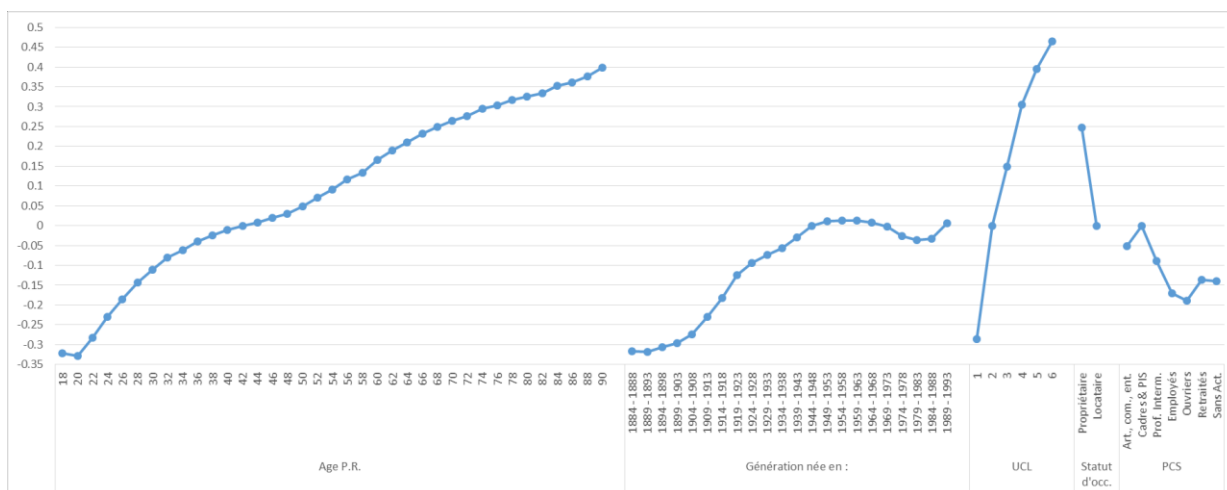


Tableau B.1 - Tableau des paramètres des régressions sur les recensements de la population (1968-2012)

	(a)	(c)	(d)	(e)	(f)	(g)	(h)	(i)	(j)
<b>Constante</b>	0,444	0,2823	0,4593	0,507	0,3354	1,0294	0,7591	0,6858	-1,108
<b>Age P.R.</b>									
18-	-0,281	-0,324	-0,405	-0,258	-0,258	-0,241	-0,465	-0,321	
20	-0,287	-0,327	-0,418	-0,270	-0,270	-0,261	-0,480	-0,328	
22	-0,238	-0,272	-0,369	-0,232	-0,232	-0,226	-0,435	-0,283	
24	-0,197	-0,218	-0,311	-0,196	-0,196	-0,199	-0,364	-0,230	
26	-0,159	-0,169	-0,252	-0,160	-0,161	-0,166	-0,296	-0,185	
28	-0,120	-0,126	-0,193	-0,123	-0,123	-0,132	-0,233	-0,144	
30	-0,095	-0,099	-0,151	-0,097	-0,097	-0,102	-0,183	-0,112	
32	-0,069	-0,071	-0,110	-0,072	-0,071	-0,075	-0,134	-0,081	
34	-0,050	-0,052	-0,079	-0,052	-0,052	-0,053	-0,100	-0,062	
36	-0,031	-0,032	-0,051	-0,033	-0,033	-0,034	-0,067	-0,040	
38	-0,017	-0,018	-0,029	-0,018	-0,018	-0,019	-0,041	-0,024	
40	-0,007	-0,007	-0,012	-0,007	-0,007	-0,007	-0,018	-0,011	
42 (réf.)	0	0	0	0	0	0	0	0	
44	0,004	0,005	0,009	0,005	0,006	0,004	0,017	0,008	
46	0,010	0,011	0,019	0,013	0,013	0,010	0,034	0,019	
48	0,017	0,017	0,028	0,020	0,020	0,018	0,049	0,030	
50	0,027	0,028	0,041	0,031	0,032	0,030	0,073	0,049	
52	0,041	0,041	0,057	0,045	0,045	0,043	0,101	0,071	
54	0,055	0,053	0,069	0,061	0,061	0,057	0,120	0,091	
56	0,070	0,066	0,084	0,077	0,077	0,074	0,148	0,117	
58	0,081	0,075	0,096	0,090	0,091	0,087	0,167	0,134	
60	0,097	0,087	0,111	0,109	0,110	0,105	0,198	0,166	
62	0,105	0,090	0,117	0,123	0,124	0,118	0,219	0,189	
64	0,112	0,094	0,124	0,132	0,134	0,128	0,241	0,210	
66	0,120	0,100	0,133	0,143	0,144	0,136	0,264	0,232	
68	0,122	0,100	0,136	0,144	0,146	0,133	0,286	0,250	
70	0,126	0,103	0,139	0,150	0,152	0,133	0,304	0,265	
72	0,126	0,101	0,138	0,149	0,151	0,131	0,316	0,276	
74	0,132	0,106	0,145	0,155	0,157	0,133	0,340	0,294	
76	0,133	0,106	0,144	0,155	0,158	0,129	0,351	0,303	
78	0,140	0,112	0,151	0,162	0,164	0,137	0,366	0,316	
80	0,142	0,114	0,152	0,165	0,167	0,136	0,377	0,326	
82	0,143	0,114	0,152	0,166	0,168	0,134	0,387	0,335	
84	0,151	0,121	0,161	0,175	0,177	0,140	0,411	0,352	
86	0,152	0,121	0,158	0,176	0,179	0,142	0,419	0,361	
88	0,158	0,127	0,164	0,182	0,185	0,144	0,436	0,376	
90+	0,155	0,123	0,159	0,183	0,186	0,144	0,463	0,398	

Tableau des paramètres des régressions sur les recensements de la population (1968-2012) [suite]

	(a)	(c)	(d)	(e)	(f)	(g)	(h)	(i)	(j)
<b>UCL</b>									
1	-0,289	-0,290	-0,337	-0,263	-0,258	-0,291	-0,332	-0,286	
2 (réf.)	0	0	0	0	0	0	0	0	
3	0,153	0,151	0,143	0,146	0,143	0,133	0,139	0,148	
4	0,311	0,309	0,306	0,293	0,287	0,274	0,301	0,306	
5	0,401	0,394	0,377	0,381	0,374	0,342	0,370	0,395	
6+	0,471	0,456	0,422	0,450	0,444	0,395	0,414	0,465	
<b>Année</b>									
1968 (réf.)	0	0	0	0	0				0
1975	0,081	0,082	0,098	0,070	0,067				0,053
1982	0,126	0,132	0,158	0,107	0,102	0			0,138
1990	0,147	0,158	0,194	0,122	0,117	0,019			0,187
1999	0,173	0,185	0,222	0,143	0,138	0,041			0,220
2007	0,183	0,200	0,243	0,153	0,144	0,051			0,250
2012	0,177	0,195	0,238	0,145	0,137	0,045			0,252
<b>Statut d'occ.</b>									
Propriétaire	0,251	0,275		0,205	0,194			0,248	0,290
Locataire (réf.)	0	0		0	0			0	0
<b>PCS</b>									
Agriculteurs	0,080			-0,056	-0,067	0,161		0,072	
Art., com., ent.	-0,049			-0,063	-0,064	-0,026		-0,052	
Cadres & PIS (réf.)	0			0	0	0		0	
Prof. Interm.	-0,086			-0,115	-0,117	-0,083		-0,089	
Employés	-0,168			-0,191	-0,192	-0,150		-0,171	
Ouvriers	-0,179			-0,220	-0,222	-0,154		-0,188	
Retraités	-0,120			-0,161	-0,164	-0,111		-0,137	
Sans Act.	-0,143			-0,160	-0,160	-0,145		-0,139	
<b>Couronne</b>									
Paris				-0,113					
Banlieue intérieure (réf.)				0					
Banlieue extérieure				0,108					
Périurbain				0,181					
Hors AU				0,182					
<b>Statut d'occ.</b>									
Loc. privé						-0,315			
Loc. sociale						-0,206			
Propriétaires (réf.)						0			

Tableau des paramètres des régressions sur les recensements de la population (1968-2012) [suite]

	(a)	(c)	(d)	(e)	(f)	(g)	(h)	(i)	(j)
<b>Génération</b>									
1884 - 1888							-0,413	-0,317	-0,075
1889 - 1893							-0,408	-0,318	-0,104
1894 - 1898							-0,387	-0,306	-0,114
1899 - 1903							-0,370	-0,297	-0,124
1904 - 1908							-0,344	-0,274	-0,125
1909 - 1913							-0,294	-0,230	-0,111
1914 - 1918							-0,242	-0,182	-0,093
1919 - 1923							-0,169	-0,124	-0,061
1924 - 1928							-0,128	-0,093	-0,052
1929 - 1933							-0,103	-0,074	-0,048
1934 - 1938							-0,079	-0,057	-0,040
1939 - 1943							-0,039	-0,029	-0,018
1944 - 1948							0	0	0
1949 - 1953							0,012	0,011	-0,004
1954 - 1958							0,013	0,013	-0,020
1959 - 1963							0,017	0,013	-0,037
1964 - 1968							0,016	0,009	-0,052
1969 - 1973							0,013	-0,003	-0,068
1974 - 1978							0,002	-0,026	-0,105
1979 - 1983							-0,004	-0,037	-0,132
1984 - 1988							0,000	-0,032	-0,159
1989 - 1993							0,037	0,007	-0,176
<b>UCL en continu (par année)</b>									
1968									0,173
1975									0,178
1982									0,159
1990									0,148
1999									0,144
2007									0,141
2012									0,143
âge									0,107
âge <sup>2</sup> /100									-0,270
âge <sup>3</sup> /10 000									0,309
âge <sup>4</sup> /10 <sup>6</sup>									-0,130
Param. d'échelle	0,826	0,837	0,883	0,806	0,800	0,768	0,879	0,823	0,838
N	7 451 207					5 898 328	7 451 207		
pseudo-R <sup>2</sup> de McFadden	0,131	0,126	0,104	0,141	0,144	0,131	0,106	0,132	0,119

Note : Les paramètres sont dans leur grande majorité très significatifs ( $p$ valeur < 0,0001), à l'exception de quelques paramètres grisés non significatifs au seuil 0,001. La régression (b) n'est pas retranscrite à cause du nombre trop grand de paramètres ( $R^2$  de McFadden = 0,133). De même les paramètres associés aux communes de la régression (f) ne sont pas retranscrits.

Tableau B.2 - Tableau des paramètres des régressions sur les enquêtes Logement (1973-2013)

	Pièces		Surface (log)		Pièces		Surface (log)	
<b>Constante</b>	1,076		4,113		<b>UCL</b>			
					1 (réf.)	0	0	
âge	0,010	n.s.	0,004	n.s.	2	0,291	0,324	***
âge <sup>2</sup> /100	-0,009	n.s.	0,001	n.s.	3	0,447	0,465	***
âge <sup>3</sup> /10000	0,006	n.s.	0,003	n.s.	4	0,600	0,620	***
					5	0,699	0,694	***
<b>Génération</b>					6	0,762	0,734	***
1884 - 88	-0,520	n.s.	-0,668	***	7	0,810	0,778	***
1889 - 93	-0,129	n.s.	-0,262	**	8	0,899	0,821	***
1994 - 98	-0,194	n.s.	-0,330	n.s.	9	0,863	0,806	***
1899 - 1903	-0,206	*	-0,299	n.s.				
1904 - 08	-0,178	*	-0,281	n.s.	<b>Année</b>			
1909 - 13	-0,119	n.s.	-0,209	n.s.	1984 (réf.)	0	0	
1914 - 18	-0,081	n.s.	-0,132	**	1988	0,016	0,008	n.s.
1919 - 23	-0,027	n.s.	-0,086	*	1992	0,010	0,020	n.s.
1924 - 28	-0,018	n.s.	-0,058	*	1996	0,031	0,035	*
1929 - 33	-0,013	n.s.	-0,048	*	2002	0,037	0,039	n.s.
1934 - 38	-0,004	n.s.	-0,029	n.s.	2006	0,053	0,044	n.s.
1939 - 43	0,000	n.s.	-0,010	n.s.	2013	0,048	0,016	n.s.
1944 - 48 (réf.)	0		0					
1949 - 53	-0,013	n.s.	-0,008	n.s.	<b>Statut d'occupation</b>			
1954 - 58	-0,027	n.s.	-0,017	n.s.	Propriétaire DCA	0,011	0,016	*
1959 - 63	-0,063	*	-0,045	*	Accédant (réf.)	0	0	
1964 - 68	-0,082	*	-0,060	*	Locataire parc privé	-0,325	-0,379	***
1969 - 73	-0,101	*	-0,071	*	Locataire parc social	-0,210	-0,166	***
1974 - 78	-0,165	**	-0,112	**	Sous-location, meublé	-0,611	-0,872	***
1979 - 83	-0,168	*	-0,090	n.s.	Logé gratuit	-0,191	-0,306	***
1984 - 88	-0,167	*	-0,112	n.s.				
1989 - 93	-0,060	n.s.	-0,066	n.s.	Terme d'échelle	0,810		***
					R <sup>2</sup> McFadden	0,140		
<b>PCS</b>					R <sup>2</sup>		0,469	
Agriculteurs	0,167	**	0,216	***	N	39 229	39 229	
Art., com., ent.	-0,038	**	-0,069	***				
Cadres & PIS (réf.)	0		0					
Prof. Interm.	-0,088	***	-0,127	***				
Employés	-0,165	***	-0,235	***				
Ouvriers	-0,192	***	-0,292	***				
Retraités	-0,102	***	-0,182	***				
Sans Act.	-0,110	***	-0,226	***				

Significativité : \*\*\* p < 0,001 | \*\* p < 0,01 | \* p < 0,05 | n.s. non significatif.

### 3 Inégalités intra- et inter-classes

#### 3.1 Indice de Hoover

Propriété 1 :

$$\sum_{k=1}^K |s_k|. H_k \leq 2P.H$$

Propriété 2 :

$$\sum_{k=1}^K (|s_k|. P_k + \phi_k) = 2P.H$$

avec

$$\phi_k = 2 \sum_{i=1}^{N^k} |p_i - n_i \bar{p}|. 1_{p_i > n_i \bar{p} > n_i \bar{p}^k \cup p_i < n_i \bar{p} \leq n_i \bar{p}^k}$$

Propriété 3 :

$$\sum_{k=1}^K (2.H_k + |s_k|). P_k = 2P.H + \Psi$$

avec

$$\begin{aligned} \Psi = \sum_{k=1}^K \psi_k &= 2 \sum_{k=1}^K \sum_{i \in I_k} |p_i - n_i \bar{p}_k|. 1_{n_i \bar{p} \geq p_i > n_i \bar{p}^k \cup n_i \bar{p} < p_i < n_i \bar{p}^k} \\ &\quad + |n_i \bar{p}_k - n_i \bar{p}|. 1_{p_i > n_i \bar{p} > n_i \bar{p}^k \cup p_i < n_i \bar{p} < n_i \bar{p}^k} \end{aligned}$$

Corollaire 1 :

$$\sum_{k=1}^K (2.H_k + |s_k|). P_k \geq 2P.H$$

Définition de la variance inter- et intra-classes :

On peut définir la variance inter-classes comme étant :

$$\frac{\sum_{k=1}^K |s_k|. P_k}{2P.H} = 1 - \frac{\Phi}{2P.H}$$

avec  $\Phi = \sum_{k=1}^K \phi_k$ .

Il s'agit du niveau de superposition des classes par rapport à la moyenne. C'est donc un *taux de séparation*. Il s'agit d'un pourcentage d'individus situés du « bon côté » de la moyenne  $\bar{p}$ .<sup>169</sup>

---

<sup>169</sup> C'est-à-dire tels que pour  $i \in I_k$ ,  $|\bar{p}_k - p_i| + |\bar{p}_k - \bar{p}| = |p_i - \bar{p}|$ .

On peut définir la variance intra-classes comme étant :

$$\frac{\sum_{k=1}^K H_k \cdot P_k}{P \cdot H} = \frac{H_{|K}}{H}$$

C'est un taux de redistribution non effectuée par la partition. Il peut être supérieur à 1, car certaines partitions peuvent augmenter l'inégalité générale (du fait que la moyenne ne minimise pas la distance de Hoover).

### 3.2 Coefficient de variation

La preuve repose sur :

$$\sum_{i=1}^n (y_i - \bar{y})^2 = \sum_{k=1}^K \left( \sum_{i \in I_k} (y_i - \bar{y}_k)^2 + N_k (\bar{y}_k - \bar{y})^2 \right)$$

avec

$$\begin{aligned} \sum_{i=1}^n (y_i - \bar{y})^2 &= N \bar{y}^2 V^2 \\ \sum_{k=1}^K (N_k (\bar{y}_k - \bar{y})^2) &= N \bar{y}^2 V_{|k}^2 \\ \sum_{i \in I_k} (y_i - \bar{y}_k)^2 &= N_k \bar{y}_k^2 V_k^2 \end{aligned}$$

## C. Annexes du chapitre 3

### 1 Pourquoi devenir propriétaire ?

Au regard de ce qui a été exposé précédemment, pourquoi être propriétaire plutôt que locataire ? Nous allons résumer au cours de cette discussion la série d'arguments expliquant pourquoi et pour qui au sein du marché immobilier libre français la propriété peut sembler préférable à la location.

Les économistes américains ont mis en évidence le traitement fiscal très favorable aux USA mais ceci reste vrai en France, du fait de la non-imposition des loyers imputés. De plus l'État français subventionne certains prêts en particulier les Prêts à Taux Zéro (PTZ), avec parfois remboursement différé, ce qui augmente l'avantage procuré par le prêt (dans ce cas  $r = 0$ ), ou encore permettait avant l'instauration du PTZ la déductibilité partielle des intérêts d'emprunts (désormais réservée à l'immobilier locatif).

Un autre avantage procuré par la propriété occupante consiste dans le non-paiement d'une prime de risque locatif. Cette prime de risque englobe les différents risques locatifs (vacance locative, dégradations, impayés). On peut lui imputer l'écart entre  $\rho$  (le rendement locatif brut) et le coût d'usage  $rP + \delta + p - \pi$  dans sa version simplifiée. Ainsi le propriétaire occupant étant son propre locataire, il n'a pas à supporter ce risque et économise donc la prime de risque par rapport au paiement d'un loyer de marché.

Du côté des inconvénients éventuels, le propriétaire supporte néanmoins un risque lié aux évolutions de prix qui peut s'avérer important. Cependant sur le très long terme ce risque est relativement faible (Sinai et Souleles, 2005), les hausses de prix étant dans certains cas associées à l'inflation sur le long terme comme le souligne Verbrugge (2008) pour le cas de l'indice des prix islandais. De plus le coût d'usage peut inclure la prime de risque lié aux fluctuations de prix, comme dans Himmelberg *et al.* (2005) : en théorie ce risque est alors répercuté sur les niveaux de loyers d'équilibre ce qui ne favorise pas *in fine* la location.

La **durée de séjour** dans le logement reste le principal frein au choix de la propriété occupante. Les **coûts de transaction** bien plus élevés dans le cas de l'accession que la location impliquent



une durée minimum de séjour avant leur amortissement (Ben-Shahar, 1998)<sup>170</sup>. En outre, plus la durée de séjour est grande, plus la propriété occupante protège contre la volatilité des prix (Sinai et Souleles, 2005 ; Verbrugge, 2008 ; Ortalo-Magné et Rady, 2006). Les fluctuations des prix sont lissées sur toute la durée de détention. Cet effet est renforcé par le recours à l'endettement. L'emprunt auprès des banques favorise un **effet de levier** : en cas de forte hausse de prix, la revente avant le terme du prêt produit des bénéfices rapportés au capital détenu d'autant plus élevés que ce dernier est faible (car non totalement remboursé). Néanmoins en cas de retournement de conjoncture, cet effet de levier peut produire à l'inverse des pertes plus élevées que le capital déjà remboursé, conduisant à une situation de *negative equity*. Le ménage détient alors moins de capital qu'il n'en doit encore à sa banque. Sa mobilité résidentielle est donc très fortement freinée au vu de l'incitation financière à rester dans son logement et continuer à rembourser son prêt au moins jusqu'à l'épouement des pertes, sauf en cas de souscription à un prêt transférable<sup>171</sup>. Ainsi à cause principalement des frais de transaction, **devenir propriétaire occupant pour une courte durée est un calcul parfois risqué**. Ce risque est d'autant plus important en cas d'anticipations de baisse des prix et de fort levier d'endettement.

Compte tenu des résultats observés, les avantages procurés par la propriété occupante augmentent avec le temps de détention, constituant ainsi une prime à l'immobilité ; d'où la littérature nombreuse (et discutée) sur les implications de la propriété occupante sur le marché du travail, et la mobilité professionnelle (Oswald, 1996 ; Green et Hendershott, 2001).

Au-delà de ce premier calcul, les **contraintes d'emprunt** restent un important facteur pour expliquer pourquoi les ménages ne sont pas plus majoritairement propriétaires. Ainsi en 2013, 21% des ménages locataires le sont depuis plus de 8 ans, et auraient donc pu avantageusement devenir propriétaires. Compte tenu de la préférence fortement marquée des Français pour la propriété (une très forte majorité des personnes en location dans le secteur privé souhaitant être propriétaires), les contraintes d'emprunt jouent à plein dans de nombreux cas, comme souligné par Gobillon et Le Blanc (2004).

D'autres facteurs non directement liés au coût d'usage peuvent jouer un rôle, notamment **l'incomplétude des marchés**. En effet la quasi-totalité des modèles supposent plus ou moins implicitement la disponibilité du même logement dans les deux statuts d'occupation du secteur privé. Or les statuts d'occupation sont alloués de manière non homogène selon les différents

---

<sup>170</sup> Dans son modèle de choix sur un continuum propriété-location, les coûts de transaction sont l'élément le plus déterminant du choix.

<sup>171</sup> Aux États-Unis il est possible de procéder à un *strategic default* qui consiste à ne plus rembourser son prêt lorsque la baisse des prix est trop forte. La banque saisit alors le bien mais ne pourra récupérer la différence éventuelle entre le prix dévalué et le montant restant dû.

types de logements, notamment à cause de la corrélation entre taille du logement et durée de séjour du côté de la demande (Chapitre 1). Compte tenu du caractère particulier du marché du logement, il est également très probable que ce phénomène d'incomplétude des marchés puisse produire des effets sur le façonnement de la demande, à travers la formation de filières de logement (Lévy, 1998).

La question des **rendements locatifs** est centrale dans la compréhension des marchés du logement. De fait, il s'agit du lien entre loyers et prix du logement. Ces derniers peuvent varier en fonction des types de biens et des localisations. Si le rendement locatif est plus bas sur un segment de marché, la location y devient plus avantageuse. Les taux d'intérêt auxquels fait face le bailleur étant les mêmes quels que soient le type et la localisation du bien, les différences de rendement locatif peuvent être imputées aux autres dimensions du coût d'usage (fiscalité, dépréciation et maintenance, évolution des prix, et surtout prime de risque) (Bracke, 2013). Les **frictions** propres au caractère illiquide du marché et son incomplétude sont susceptibles de jouer également sur les disparités de rendement locatif.

**En résumé**, dans un marché à l'équilibre être locataire implique a priori de payer un coût plus élevé que les propriétaires pour l'occupation de son logement, compte tenu des avantages financiers liés à la propriété occupante ; et éventuellement une prime de risque couvrant les incertitudes liées à la mise en location. Le marché du logement est un marché très peu liquide, avec de nombreuses frictions et coûts de transaction, et les divergences entre les niveaux de loyers et les évaluations *ex ante* et *ex post* des coûts d'usage ont été clairement diagnostiquées, au moins dans le cas des États-Unis (Verbrugge, 2008). La surestimation théorique du coût d'usage du propriétaire occupant lorsqu'il est approché par un loyer équivalent, même sans inclusion d'une prime de risque (Diaz et Luengo-Prado, 2008), confirme ces divergences.

Globalement la notion de coût d'usage ou *user-cost* explique assez bien les choix des ménages et met à jour les principaux déterminants de ces choix. Ainsi, les taux de propriétaires occupants sont globalement bien expliqués par la composition des coûts d'usage propre à chaque pays, à l'instar de l'analyse de Bourassa et Hoesli (2010) sur la Suisse.

Du côté français, Arrondel et Lefebvre (2001) montrent que les ménages ont tendance à devenir propriétaires occupants alors que leur demande de consommation de logement est supérieure à leur demande d'investissement, mettant ainsi en défaut le modèle de Henderson et Ioannides (1983). Ce dernier stipule en effet que les ménages deviennent propriétaires lorsque leur propension à placer leur argent sur des actifs financiers (le logement en étant un) est suffisante et dépasse l'investissement demandé par l'achat immobilier. Les auteurs voient là le rôle d'autres facteurs favorisant ce statut d'occupation, comme les aides publiques implicites et explicites à la propriété occupante, ce qui revient à abaisser les coûts d'usage vis-à-vis des loyers.

## 2 Écriture de la rentabilité de l'accession face à la location

$$\begin{aligned}\Delta W_t = & P_t + L \frac{(1+r^*)^t - (1+i)^t}{r^* - i} - K \cdot \frac{1 - \min[1, (1+r)^{t-d}]}{1 - (1+r)^{-d}} - (A+f)(1+r^*)^t \\ & - \left( \frac{rK}{1 - (1+r)^{-d}} \right) \cdot \frac{(1+r^*)^t - \max[1, (1+r^*)^{t-d}]}{r^*} \\ & - (\delta P_0 + pP_0) \cdot \frac{(1+r^*)^t - (1+i)^t}{r^* - i}\end{aligned}$$

**Si  $t = 1$**

$$\begin{aligned}\Delta W_1 = & P_1 + L \frac{(1+r^*)^1 - (1+i)^1}{r^* - i} - K \cdot \frac{1 - \min[1, (1+r)^{1-d}]}{1 - (1+r)^{-d}} - (A+f)(1+r^*)^1 \\ & - \left( \frac{rK}{1 - (1+r)^{-d}} \right) \cdot \frac{(1+r^*)^1 - \max[1, (1+r^*)^{1-d}]}{r^*} \\ & - (\delta P_0 + pP_0) \cdot \frac{(1+r^*)^1 - (1+i)^1}{r^* - i} \\ = & P_1 + L - K \cdot \frac{1 - (1+r)^{1-d}}{1 - (1+r)^{-d}} - (A+f)(1+r^*) - \left( \frac{rK}{1 - (1+r)^{-d}} \right) \cdot \frac{(1+r^*) - 1}{r^*} - (\delta P_0 + pP_0) \\ = & P_1 + L - (A+f)(1+r^*) - (\delta P_0 + pP_0) - K \cdot \frac{1 - (1+r)^{1-d}}{1 - (1+r)^{-d}} - \left( \frac{rK}{1 - (1+r)^{-d}} \right) \\ = & P_1 + L - (A+f)(1+r^*) - (\delta P_0 + pP_0) - K \cdot \frac{1 - (1+r)^{1-d} + (1+r)^{-d} - (1+r)^{-d}}{1 - (1+r)^{-d}} \\ & - \left( \frac{rK}{1 - (1+r)^{-d}} \right) \\ = & P_1 + L - (A+f)(1+r^*) - (\delta P_0 + pP_0) - K - K \cdot \frac{(1+r)^{-d} - (1+r)^{1-d}}{1 - (1+r)^{-d}} - \left( \frac{rK}{1 - (1+r)^{-d}} \right) \\ = & P_1 + L - (A+f)(1+r^*) - (\delta P_0 + pP_0) - K + \frac{rK \cdot (1+r)^{-d}}{1 - (1+r)^{-d}} - \left( \frac{rK}{1 - (1+r)^{-d}} \right) \\ \Delta W_1 = & P_1 + L - (A+f)(1+r^*) - (\delta P_0 + pP_0) - (1+r)K\end{aligned}$$

**Par ailleurs si  $r = r^*$**

$$\Delta W_t = P_t + L \frac{(1+r^*)^t - (1+i)^t}{r^* - i} - (P_0 + f)(1+r^*)^t - (\delta P_0 + pP_0) \cdot \frac{(1+r^*)^t - (1+i)^t}{r^* - i}$$

### 3 Régressions hédoniques pour les indices de prix et de loyers

#### 3.1 Méthode

Ces régressions permettent la création de 10 indices de prix utilisés aux chapitres 3 et 4, sur les régions Île-de-France, Provence-Alpes-Côte d'Azur, Nord-Pas-de-Calais, Rhône-Alpes, et la France métropolitaine.

Modèle	Prix à l'achat	Loyers
Type de modèle	Linéaire	Linéaire
Variable à expliquer	Prix du logement (log)	Loyer du logement (log)
Échantillon	Résidence principale de France métropolitaine dont les propriétaires ont déménagé au cours de 4 ans précédant l'enquête et dont l'achat du logement a été fait dans les 4 ans précédant l'enquête ; prix >0.	Résidence principale de France métropolitaine dans le parc privé dont les locataires ont déménagé au cours de 4 ans précédant l'enquête ; loyer >0.
Variables explicatives	Type de logement (avec étage) Surface en m <sup>2</sup> habitables (log) Surface Surface <sup>2</sup> Nombre de pièces Indicatrice de l'année d'achat  Indicatrice de la région	Type de logement (avec étage) Surface (log) Surface Surface <sup>2</sup> Nombre de pièces Indicatrice de l'année d'arrivée de la première personne du ménage  Indicatrice de la région
Effets croisés	Type de logement (avec étage) * Indicatrice d'Île-de-France Indicatrice de l'année * Indicatrice de l'Île-de-France	Type de logement (avec étage) * Indicatrice d'Île-de-France
<b>Résultats</b>		
Nombre de paramètres	94	52
R <sup>2</sup>	0.471	0.519
N	27 164	32 353

#### Notes sur les régressions :

- Les régressions sont effectuées sur les montants réels (en € 2013).
- Les pondérations (normalisées) des enquêtes logement sont utilisées.
- Nous n'avons pas inclus d'effet croisé entre l'année et les régions hors Île-de-France (PACA, Rhône-Alpes et Nord-Pas de Calais) car les paramètres n'étaient pas significatifs. Les écarts entre les indices de prix hédoniques pour les régions (hors Île-de-France) sont donc fixés constants au cours du temps.

- De même, l'effet croisé année et Île-de-France n'a pas été ajouté dans la régression hédonique des loyers car cet effet n'était pas significatif. La région Île-de-France connaît donc une trajectoire de son indice de loyers comparable à celle du reste de la France.
- Nous avons introduit des variables très colinéaires dans la régression (surface et nombre de pièces), de même de nombreux cas d'hétéroscédasticité sont susceptibles d'être présents. Cependant les problèmes de variance des paramètres ne sont pas un enjeu pour nous car nous cherchons à capter uniquement le paramètre estimé pour construire la série temporelle.
- Les effets de qualité non observés ne sont par contre pas pris en compte : il est ainsi possible que selon les années des logements de plus ou moins bonne qualité, ou situés dans des localisations plus ou moins valorisées au sein de la région, soient mis sur le marché, biaisant possiblement notre estimation des prix.

Notes sur la construction des indices :

- La forme de la régression en logarithme permet de disposer directement des indices de prix ou de loyers associés à une année donnée : il suffit de prendre l'exponentielle du paramètre associé à l'année en question.
- Les écarts entre régions sont fixés également à partir des exponentielles des paramètres associés à chaque région.
- Contrairement aux indices Insee-Notaires (Clarenc *et al.*, 2014) construits à partir de nombreux indices agrégés par la méthode de Laspeyres à partir d'un parc de référence, notre unique régression et la forme fonctionnelle retenue nous permettent de ne pas être confrontés aux effets de structure du parc observé (certains logements étant plus souvent mis en vente que d'autres par exemple).
- L'intégration d'un effet croisé entre le type de logement et l'indicatrice de l'Île-de-France interdit cependant de prendre directement l'exponentielle du paramètre associé à l'Île-de-France pour calculer l'écart en 2013 (année de référence) entre l'Île-de-France et les autres régions. L'écart entre l'Île-de-France et les autres régions en 2013 est calculé à partir d'une régression effectuée sur l'enquête 2013 uniquement, reprenant les mêmes variables explicatives auxquelles est ajoutée une indicatrice de département compte tenu de la corrélation entre localisation dans la région et type de logement. L'écart entre l'Île-de-France et les autres régions est calculé en prenant l'écart moyen pondéré par la part de chaque type de logement dans chaque département francilien en 2013.
- Les indices hédoniques utilisés dans les chapitres 3 et 4 sont construits à partir des paramètres de la régression lissés par une moyenne mobile d'ordre 3, de la forme  $\left(\frac{X_{n-1}}{2} + X_n + \frac{X_{n+1}}{2}\right)\frac{1}{2}$ .
- L'indice hédonique de la France métropolitaine est construit en pondérant les indices de chacune des 5 zones (Île-de-France, Nord-Pas-de-Calais, Rhône-Alpes, PACA, reste de la France)

par le poids du parc de chaque zone en 2013. Pour rappel cet indice n'est utilisé que dans le chapitre 3 et pour les années précédant l'année 1995 pour les prix, et 1998 pour les loyers.

#### La construction de la variable type de logement

La variable *type de logement (avec étage)* ici utilisée est construite par la prise en compte simultanée du type d'immeuble et de la position de l'appartement (s'il s'agit d'un appartement) au sein de l'immeuble. Il s'agit de la façon la plus simple de prendre en compte la position des appartements au sein des immeubles sans avoir à effectuer deux régressions séparées pour les maisons et les appartements. Inclure les variables *type de logement*, *taille de l'immeuble*, et *position de l'appartement dans l'immeuble* directement dans la régression aurait conduit à estimer les paramètres associés aux modalités « rez-de-chaussée » et « immeuble de moins de deux étages » simultanément sur les maisons et les appartements. Le risque était alors de noyer les appartements présentant ces caractéristiques dans la masse des maisons, et surtout d'avoir des problèmes de colinéarité entre plusieurs estimations de ce qui s'apparenterait à un même paramètre « maison ».

La variable est donc constituée de la manière suivante :

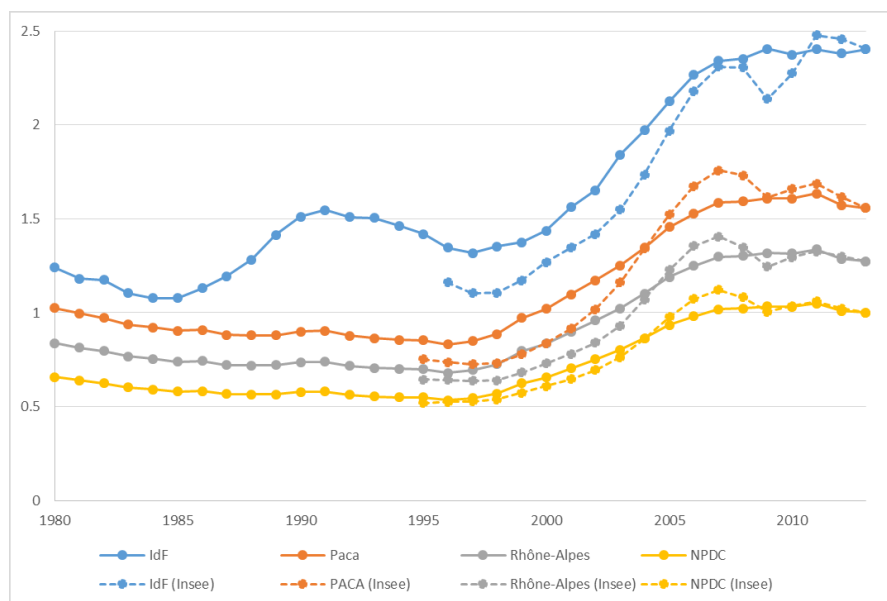
Type de logement (avec étage) =		
	<b>Variable de type d'immeuble</b>	+ <b>Variable de position du logement</b>
	0 : Maison	0 : Logement situé au rez-de-chaussée
	1 : Immeuble de 2 étages ou moins	1 : Logement non situé au rez-de-chaussée.
	2 : Immeuble de 3 ou 4 étages	
	3 : Immeubles de plus de 4 étages	

Les maisons reçoivent donc par exemple la modalité « 00 » tandis qu'un appartement situé au 2<sup>e</sup> étage d'un immeuble de 5 étages se voit attribuer la modalité « 21 ». L'inclusion de la modalité « Appartement situé au dernier étage » dans la variable de position du logement a été préalablement testée sans avoir d'effet stable et significatif sur les prix.

### **3.2 Indices des prix et des loyers**

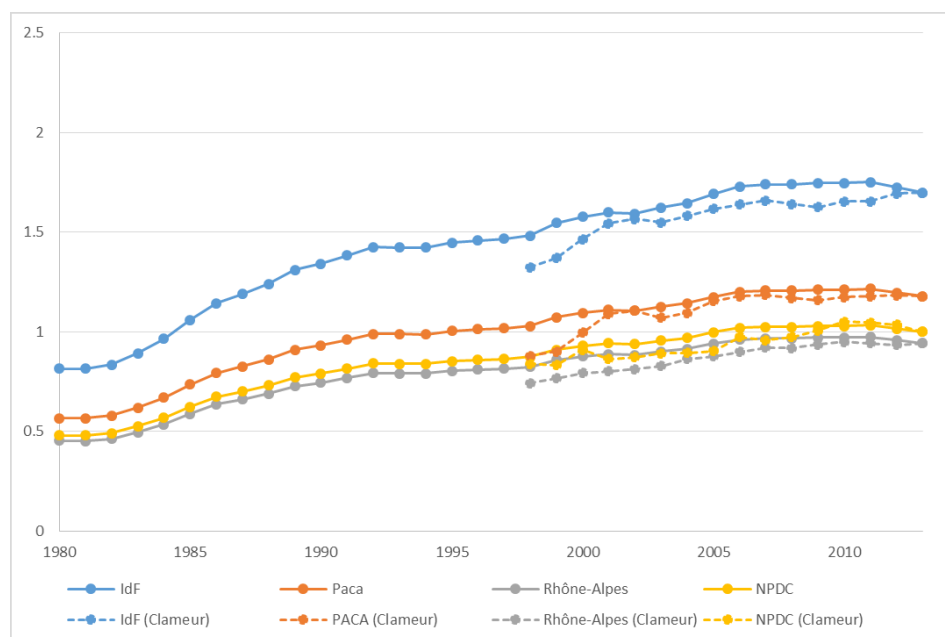
Les indices Insee-Notaires et Clameur ne donnent pas d'indication sur les différences relatives de prix entre régions. Nous avons donc calibré les écarts entre nos indices à partir des écarts donnés par la régression hédonique.

Figure C.1 – Indices de prix



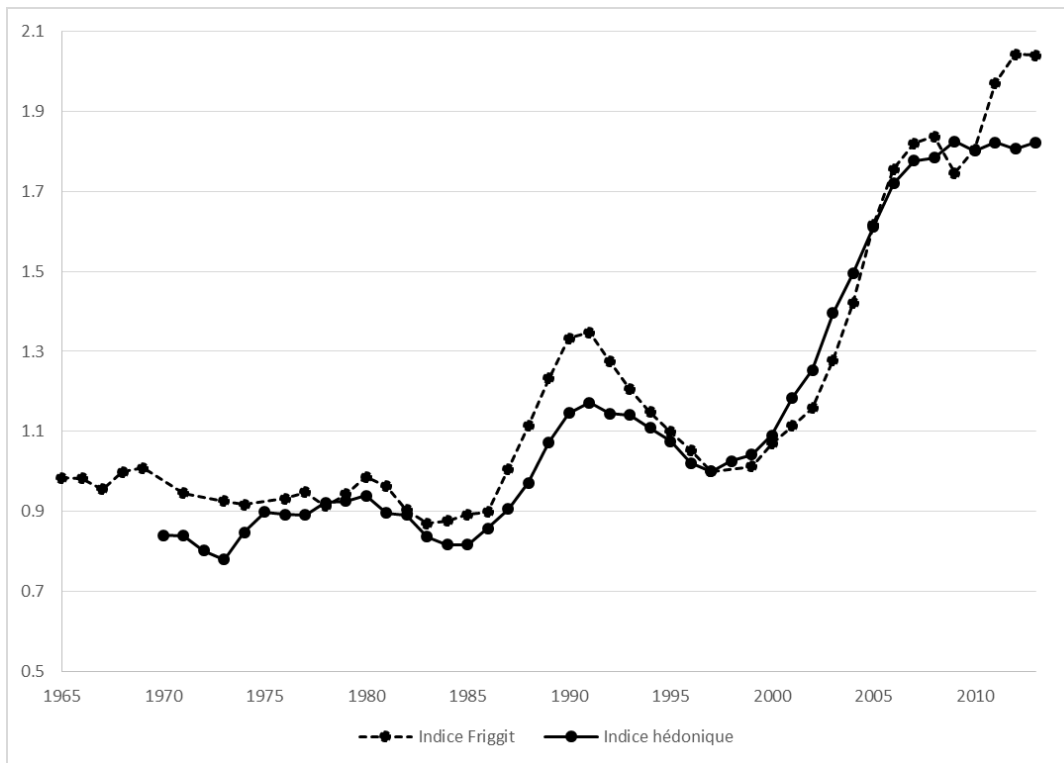
Source : enquêtes Logement 1984-2013 et Insee-Notaires ; calculs et réalisation de l'auteur

Figure C.2 – Indices de loyers



Source : enquêtes Logement 1984-2013 et Clameur ; calculs et réalisation de l'auteur

Figure C.3 - Comparaison de l'indice hédonique avec l'indice de Friggit pour l'Île-de-France



Base 2001=1

L'indice de Friggit est le ratio de l'indice des prix sur le revenu moyen des français. Notre indice est un indice des prix déflaté des prix à la consommation. Le revenu dans l'indice de Friggit joue donc le rôle de déflateur.

Champ : Île-de-France

Source : enquêtes Logement 1970-2013 et Friggit (2017) ; calculs et réalisation de l'auteur



## 4 Écritures individualisées

### 4.1 Taux d'effort

Dans sa version individualisée  $I_\mu$  devient  $\mu_i$ , on retrouve donc la formule du taux d'effort :

$$\mu_i = \frac{M_i}{Y_i} = \frac{r_i}{1 - (1 + r_i)^{-d_i}} \tau_i \frac{P_i}{Y_i}$$

### 4.2 Coût d'usage

Nous associons ensuite à chaque ménage  $i$  son coût d'usage unitaire *ex post*  $uc_i$ , qui est un taux d'intérêt composite dépendant du mode de financement de l'acquisition, des taux d'intérêt, et des évolutions avérées de la valorisation du capital. Il permet de calculer un coût d'usage individualisé, entendu comme une dépense implicite :

$$UC_i = uc_i P_i = (\tau_i r_i + (1 - \tau_i) r'_t + p_i + \delta) P_i$$

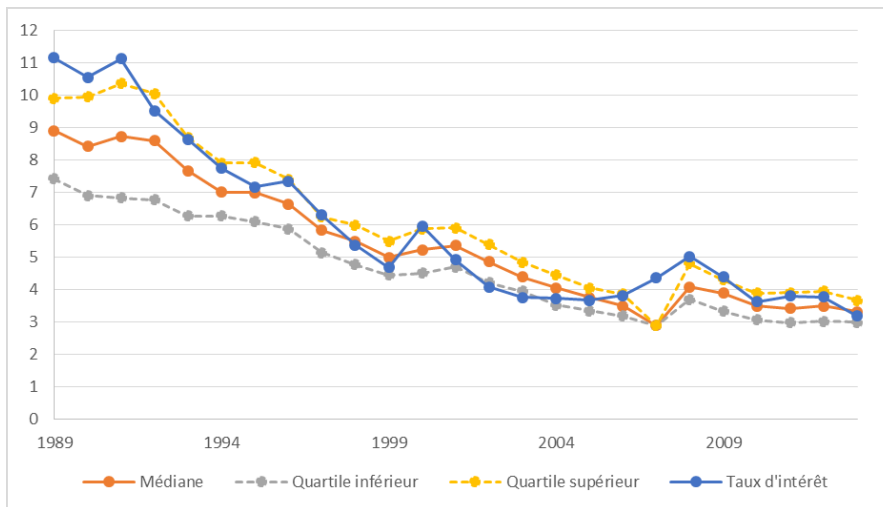
Les variables sont indexées le cas échéant par  $i$ , l'identifiant du ménage et  $t$ . Le taux d'intérêt est celui déclaré par le ménage. Le taux d'emprunt  $\tau_i$  est défini de la même manière que Bourassa (1995) en utilisant  $r_i$  et en fixant la durée de détention  $D$  à 20 ans<sup>172</sup>. Nous utilisons les taxes foncières déclarées par les ménages lorsqu'elles le sont (fixant ainsi  $p_i P_i$ ). Lorsqu'elles sont manquantes c'est le pourcentage médian de l'année qui est considéré. Nous omettons les évolutions des prix dans cette version du coût d'usage. Nous utilisons, de plus, le taux du Livret A pour le taux sans risque  $r'_t$ , et considérons donc que les actifs placés sont non imposés.

---

<sup>172</sup>  $\tau^* = \frac{\sum_{t=1}^D \frac{\tau_t}{(1+r_i)^t}}{\sum_{t=1}^D \frac{1}{(1+r_i)^t}}$

### 4.3 Taux d'intérêt immobilier calculé sur les enquêtes Logement

Figure C.4 - Taux d'intérêt d'après Wilhelm (2005) et les accédants récents de l'enquête Logement



Note : Les ménages souscrivent en général plusieurs lignes de prêts, pour des montants et des taux différents. Pour calculer un taux d'intérêt unique par ménage, nous avons pondéré chacun des taux d'intérêt par les montants empruntés.  
 Source : enquêtes Logement 1992-2013 et Wilhelm (2005) ; calculs et réalisation de l'auteur

## 5 Les secteurs locatifs et les variables de dépenses au sein des enquêtes Logement

### 5.1 Les différents statuts locatifs

L'enquête Logement offre une possibilité de distinguer les logements locatifs selon leur secteur de location (variable SEC). Les ménages habitant des logements du « locatif social » regroupent tous les locataires d'un logement loué vide en secteur HLM, conventionné ou non, ou en secteur social non HLM et non soumis à la loi de 1948. Les locataires du « locatif libre » ou « locatif privé » regroupent les locataires d'un logement loué vide à loyer libre, ainsi que les locataires de meublés et les sous-locations. La distinction parc social/parc privé apparaît moins pertinente que celle social/libre (ou de marché) compte tenu du fait que certains bailleurs sociaux sont des acteurs privés – c'est le cas des Entreprises de Sociales de l'Habitat (ESH) – mais nous retenons la première distinction traditionnellement plus utilisée.

Les logements « Loi 48 » sont des logements du parc privé détenus par des bailleurs non conventionnés dont les loyers sont très encadrés. Ces logements n'ont pas quitté le régime de contrôle des loyers dont la loi de 1948 organisait la sortie. Au décès ou départ des lieux du titulaire du bail, et en l'absence de situations particulières comme la présence du conjoint, des enfants mineurs ou des ascendants du titulaire du bail, le logement est remis sur le marché locatif avec un bail standard autorisant les loyers de marché. Ces particularités expliquent le poids fortement dégressif des logements « Loi 48 » dans le parc locatif au fil des décennies (Tableau C.1).

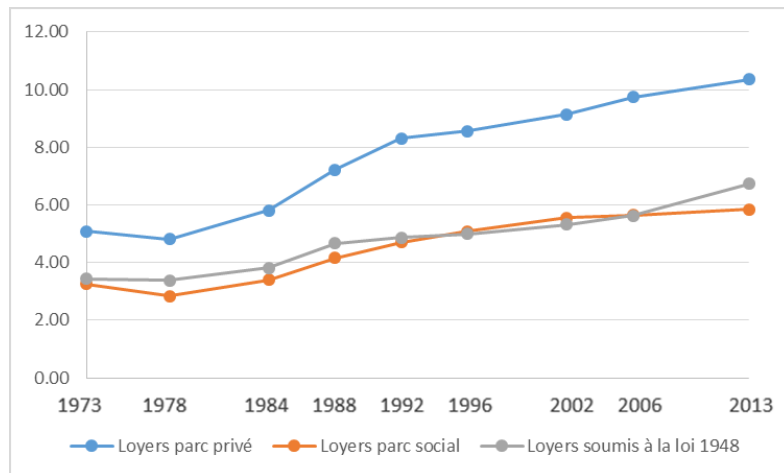
Tableau C.1 - Répartition en pourcentage des différents types de statuts locatifs

	1973	1978	1984	1988	1992	1996	2002	2006	2013
Locatif privé	57,9	56,9	54,4	47,9	50,1	49,8	51,6	52,6	54,6
Logement social	26,5	31,4	36,9	45,6	44,7	46,4	45,8	44,9	44,2
Logement « Loi 48 »	15,6	11,7	8,7	6,5	5,2	3,7	2,6	2,6	1,3

Champ : France métropolitaine

Source : enquêtes Logement 1973-2013, Insee

Un loyer soumis à la loi de 1948 n'étant par définition offert à personne d'autre qu'à son locataire présent avant 1948, les ménages mobiles ne peuvent donc théoriquement pas être confrontés à cette offre, c'est pourquoi nous avons exclu ces logements de l'analyse. On notera cependant que ces logements présentent des niveaux de loyers très similaires à ceux du parc locatif social (Figure C.5), et que les locataires de ces deux parcs ont des niveaux de revenu très similaires.

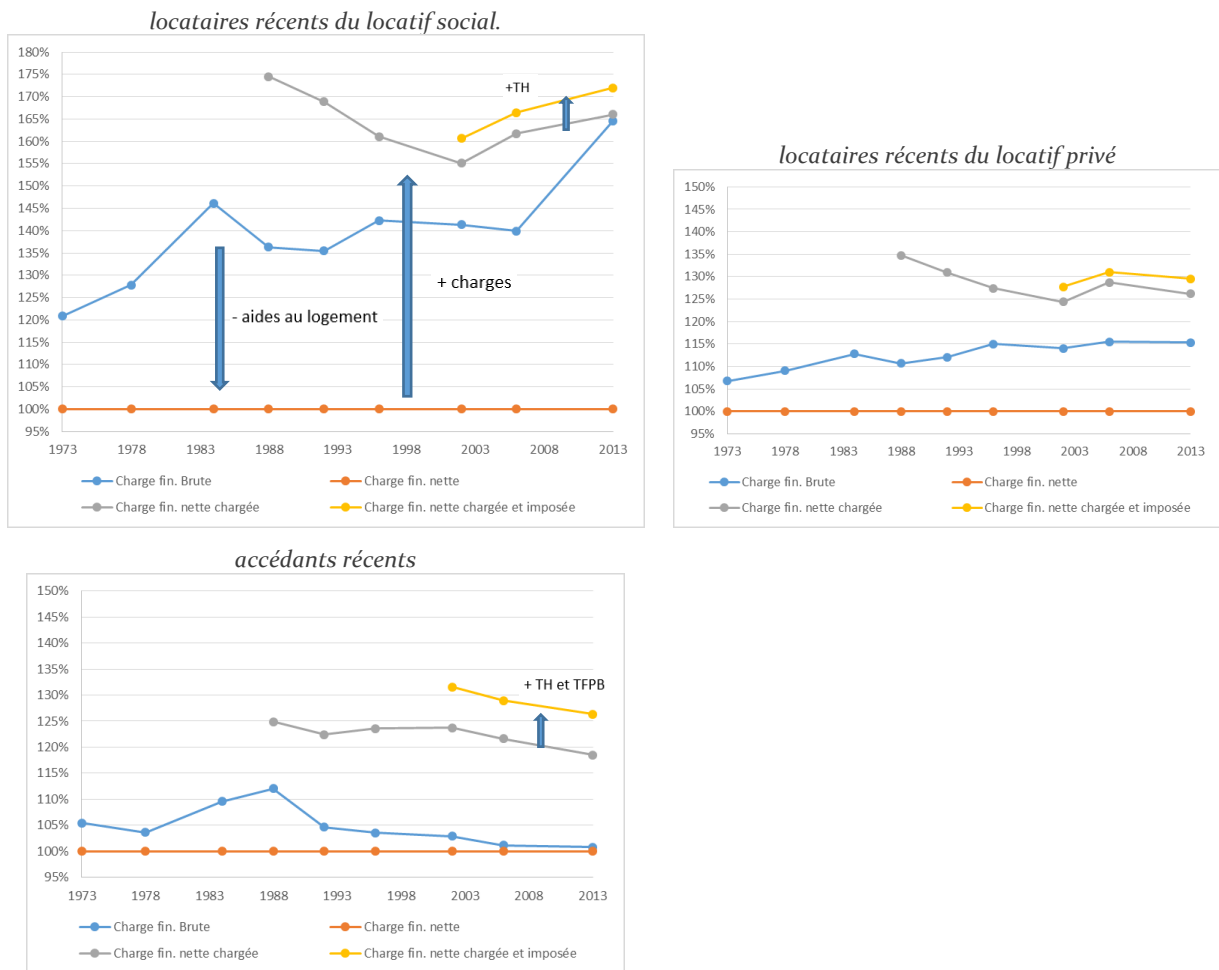
Figure C.5 - Loyers au m<sup>2</sup> moyens rencontrés dans les différents statuts locatifs

Champ : France métropolitaine, en euros 2013

Source : enquêtes Logement 1973-2013, Insee

## 5.2 Dépenses nettes et brutes

Figure C.6 - Relation entre les différentes mesures de charges financières



Lecture : En 1982, la charge financière brute des locataires récents du parc social représente 145 % de la charge financière nette sans charges.

Champ : France métropolitaine

Source : enquêtes Logement 1973-2013, Insee

Tableau C.2 - Lien entre les variables de charge financière du logement

Détermination	Loyer ou mensualités de remboursement	- Aides au logement	+ Charges locatives ou de copropriété + Charges individuelles	+ Impôts (taxe d'habitation et taxe foncière)
Nom de la variable	CFB	CFN	CFN2	CFN3
Nom	Charge financière brute	Charge financière nette	Charge financière nette chargée	Charge financière nette chargée et imposée
Disponibilité (même indirectement)	Depuis 1973	Depuis 1973	Depuis 1988	Depuis 2002 (depuis 2013 en tant que variable)

Source : enquêtes Logement 1973-2013, Insee

Tableau C.3 - Détermination de CFB

	Locataires SOC=2,3	Accédants SOC=1
2013	LMLM2*12	PMRTM*12
2006	LMLM2UV*12	PMRTM*12
2002	LMLM*12	PMRT
1992	LML	$\sum$ PMR1 (si FEP1=1 $\leftrightarrow$ propriétaire récent) ou $\sum$ PMR2 (si FEP2=1 $\leftrightarrow$ propriétaire ancien)
1988	LML	PRM1 (si FEP1=1) ou $\sum$ PMR (si FEP2=1) <ul style="list-style-type: none"> <li>CFB=0 si PTY = 1 (prêt-relai) ou PSR=4 (autres cas de remboursement) ou PPR=5 (autre périodicité de remboursement)</li> </ul>
1984	LML	$\sum$ PMR – FMP <ul style="list-style-type: none"> <li>CFB=0 si PTY=1 (prêt-relai) ou PSR=4 (autres cas de remboursement)</li> </ul>
1973/1978	LML	$\sum$ PMR – FMP <ul style="list-style-type: none"> <li>CFB=0 si PTY=1 (prêt-relai) ou PSR=3 (autres cas de remboursement)</li> </ul>

Source : enquêtes Logement 1973-2013, Insee

Note : Si SOC=0,4,5 alors CFB=0.

PMR / PMR<sub>1</sub> / PMR<sub>2</sub> : montant du prêt (il peut y en avoir plusieurs)

PMRTM : montant du prêt mensualisé

LMLM : montant du loyer (sans charges)

PTY : type de prêt

PSR : type de remboursement

PPR : périodicité de remboursement

FMP : montant des primes reçues directement (primes à la construction)

Tableau C.4 - Détermination de CFN

1992 / 2002 / 2006	=CFB-AMR*12 <ul style="list-style-type: none"> <li>CFN=0 si CFB-AMR&lt;0</li> </ul>
1988	=CFB-AMP*12 <ul style="list-style-type: none"> <li>CFN=0 si CFB=0</li> </ul>
1984	=CFB-AMP*12 <ul style="list-style-type: none"> <li>CFN=0 si CFB=0 ou si ABA=1,3 (aide déclarée)</li> </ul>
1973 / 1978	=CFB-AMP <ul style="list-style-type: none"> <li>CFN=0 si CFB-AMP&lt;0</li> </ul>

Source : enquêtes Logement 1973-2013, Insee

AMR / AMP : montant mensuel des aides au logement. La mention « normalement perçues » est précisée jusqu'en 1996.

En 1973 et 1978 il s'agit des aides perçues annuellement.

Il existe des situations où la variable CFN reçoit des valeurs négatives pour les années 1984, 1988 et 2006. Ces situations apparaissent lorsque les aides au logement déclarées par l'enquêté sont trop élevées. CFN a été fixée à 0 dans ces cas, ce qui correspond à la procédure appliquée dans les autres années d'enquête.

La variable CFN<sub>2</sub> correspond à la variable CFN à laquelle on ajoute toutes les charges et dépenses en eau et énergie.

Figure C.7 - Détermination de CFN<sub>2</sub>

2013	=CFN + CMM2*12 + CCEML + COML
2006	=CFN + CMM2_UV*12 + CCEML_UV + COML_UV
2002	=CFN + CMM*12 + CCEML + COML
1996	=CFN + CMM*12 + CCEM + COM1 + ... + COM4
1992	=CFN + CHM02
	Avec
	CHM02 = CHM01 + CCEM + COMLT
	CHM01 = FCM ou LCM
1988	= CFN + CHM02
	CHM02 = CHM01 + CCEM + COMLT
	CHM01 = CLGM ou FCM ou LCM

Source : enquêtes Logement 1973-2013, Insee

CCEM / CCEML / CCEML\_UV : dépenses en eau

COM<sub>1</sub> ... COM<sub>4</sub> / COML / COMLT : dépenses en énergie

CHM<sub>01</sub> : montant des charges payées par le ménage

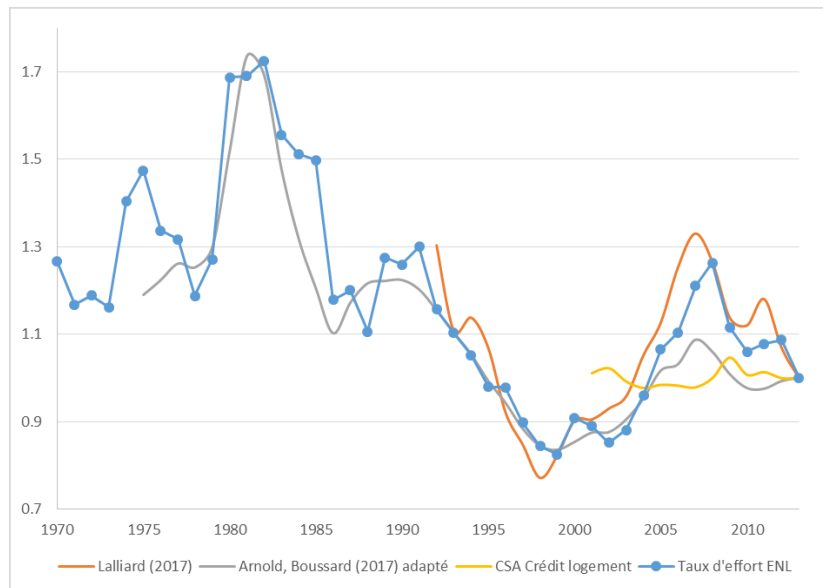
CLGM / FCM / LCM : montant des charges selon le statut d'occupation (propriétaire F, locataire L, logé gratuit CL)

Un compte intermédiaire CFN<sub>1</sub> n'incluant que les charges locatives et de copropriété est également disponible en 1988 et 1992 (construit avec CHM<sub>01</sub>).

En 1984, il est possible de recréer CFN<sub>1</sub> avec MCM car cette dernière correspond exactement au CHM<sub>01</sub> de 1988 (CFN<sub>1</sub>=CFN+MCM). Mais on ne peut pas vraiment reconstituer CFN<sub>2</sub> car les dépenses en énergie et eau hors charges ne sont pas déclarées.

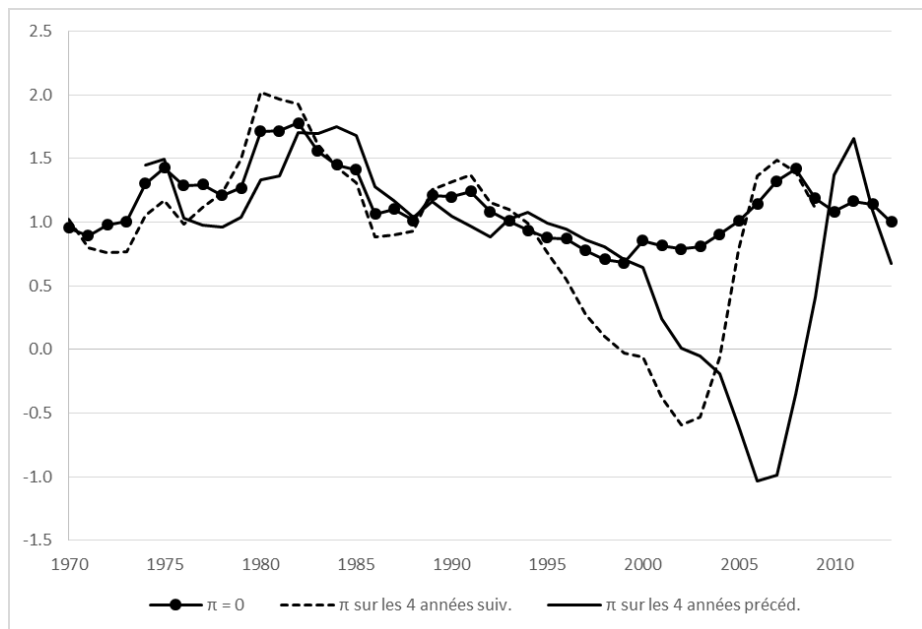
## 6 Indices : résultats

Figure C.8 - Comparaison des différents indices de taux d'effort



Source : enquêtes Logement 1973-2013, calculs de l'auteur ; Arnold et Boussard (2017) ; Lalliard (2017). Les indices sont annualisés, ajustés en base 1=2013. Dans le cas d'Arnold et Boussard (2017) nous prenons l'inverse de leur indice pour passer d'un indice de solvabilité à un indice de taux d'effort. Lalliard réfléchit à durée d'emprunt constante et avec des OAT à 10 ans pour les taux d'intérêt.

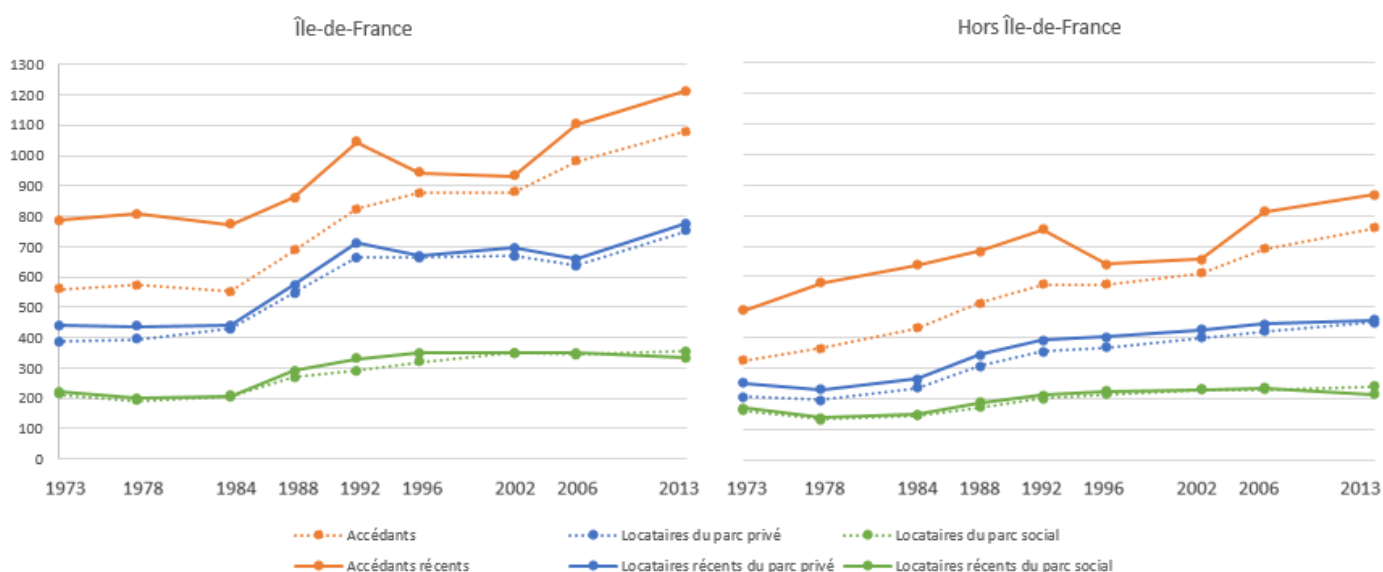
Figure C.9 – Indices de coûts d'usage avec intégration des gains de capital (France métropolitaine)





## 7 Dépenses : résultats

Figure C.10 - Dépenses nettes



Lecture : montants en € 2013

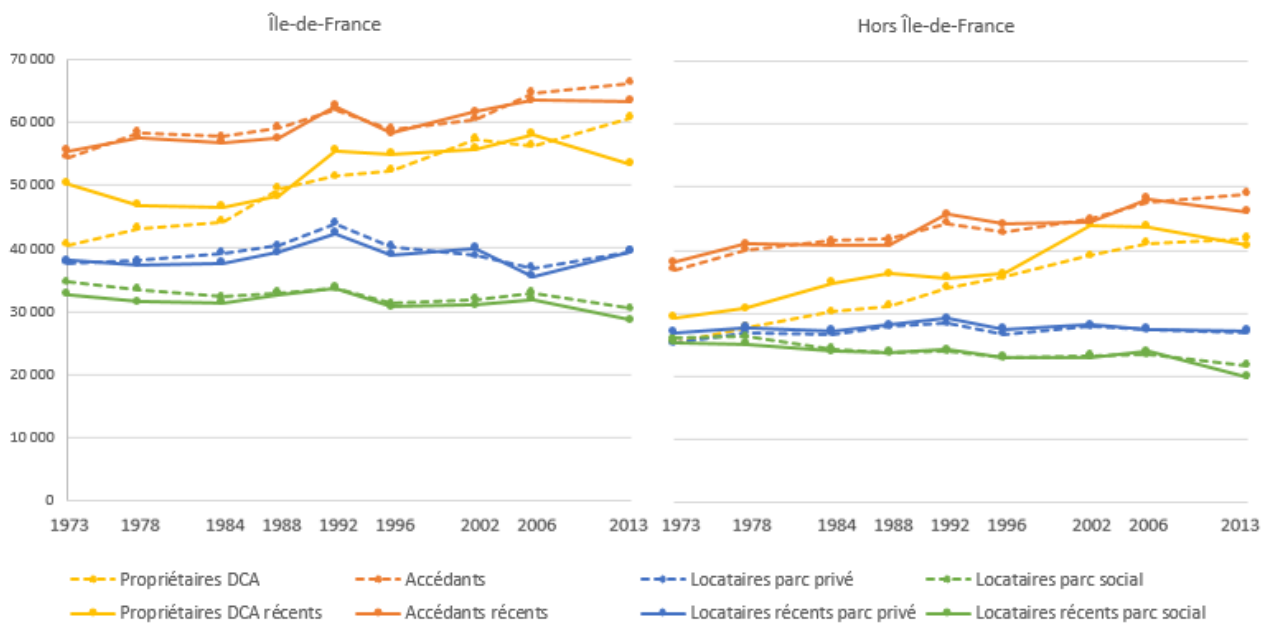
Source : enquêtes Logement 1973-2013, Insee ; calculs et réalisation de l'auteur

Tableau C.5 - Répartition des taux d'effort par classes

	1973	1978	1984	1988	1992	1996	2002	2006	2013
Accédants récents (France métro.)									
<25%	81,1	79,5	73,2	67,2	66,0	74,3	77,7	70,1	59,2
[25% ; 40%]	14,3	16,8	21,8	27,4	28,2	22,0	18,6	24,9	31,3
>40%	4,6	3,8	5,0	5,4	5,7	3,7	3,7	5,1	9,5
Locataires récents du secteur libre (France métro.)									
<25%	90,0	92,5	90,1	80,5	75,7	70,7	69,7	65,0	62,1
[25% ; 40%]	7,7	5,4	6,7	15,5	18,5	21,7	22,6	25,2	26,8
>40%	2,3	2,2	3,2	4,1	5,9	7,6	7,6	9,8	11,1
Locataires récents du secteur social (France métro.)									
<25%	97,7	98,5	96,9	94,2	92,5	91,4	90,0	90,1	87,3
[25% ; 40%]	1,6	1,0	2,0	4,8	5,5	6,5	7,1	6,7	9,6
>40%	0,7	0,6	1,1	1,1	2,0	2,1	3,0	3,2	3,1
Accédants récents (Île-de-France)									
<25%	79,3	80,9	81,5	72,8	62,9	68,6	73,9	62,6	56,7
[25% ; 40%]	17,1	16,0	15,4	23,2	30,3	28,2	21,1	30,5	31,4
>40%	3,6	3,1	3,1	4,1	6,9	3,2	5,0	6,9	11,9
Locataires récents du secteur libre (Île-de-France)									
<25%	85,6	86,5	85,8	74,6	63,5	56,4	61,1	53,3	47,9
[25% ; 40%]	11,2	10,6	10,5	20,0	26,2	32,2	27,6	34,0	32,3
>40%	3,2	2,9	3,7	5,4	10,3	11,4	11,3	12,8	19,8
Locataires récents du secteur social (Île-de-France)									
<25%	98,2	98,1	97,1	94,2	91,3	90,4	87,9	90,6	87,8
[25% ; 40%]	1,2	1,3	1,9	4,6	6,9	6,6	8,3	7,6	8,9
>40%	0,6	0,7	1,0	1,2	1,8	3,0	3,8	1,8	3,3

Source : enquêtes Logement 1973-2013, Insee ; calculs de l'auteur

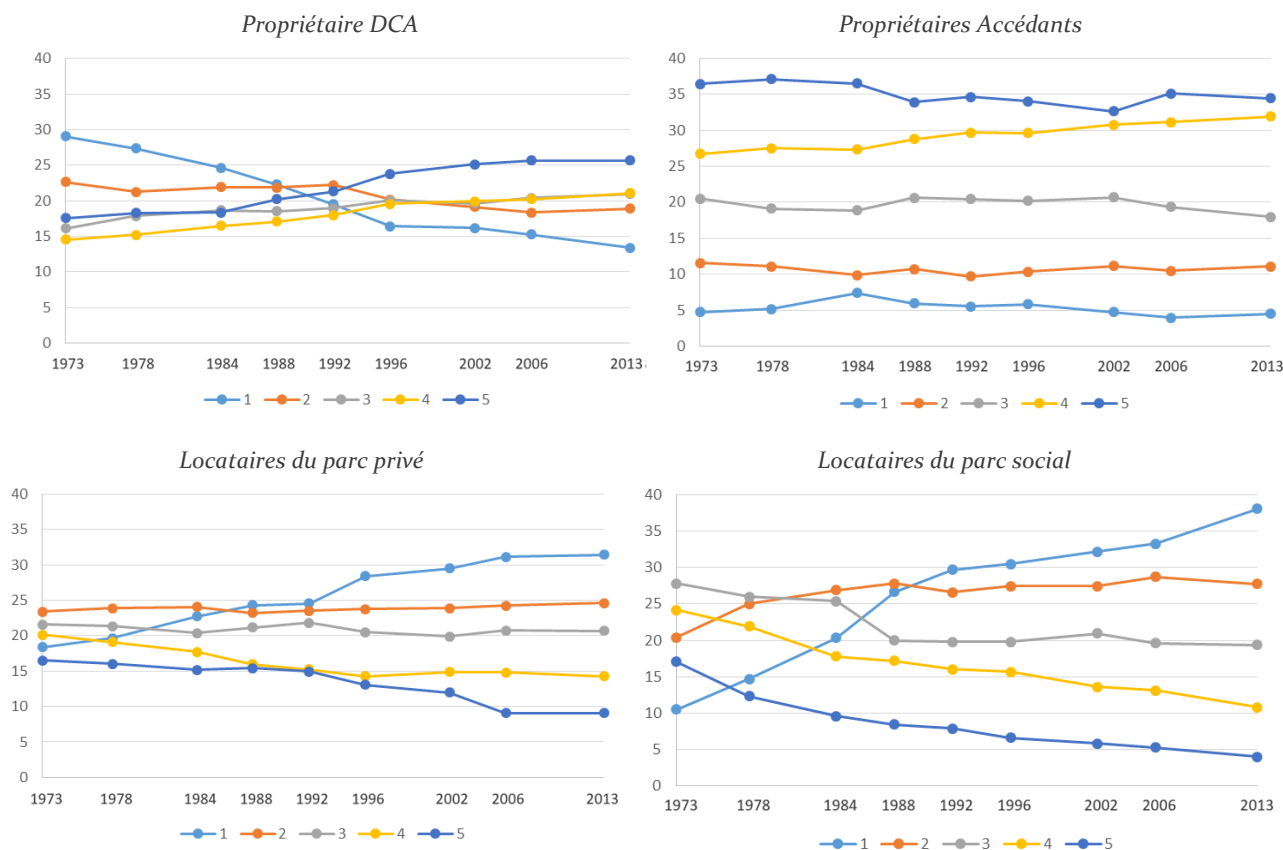
Figure C.11 - Revenus des ménages par statuts d'occupation (en € 2013)



Note : Les revenus des propriétaires DCA récents sont plus élevés suivant les années que les revenus de l'ensemble des propriétaires DCA. La première raison est statistique, les propriétaires mobiles étant rarement sans emprunt, et la seconde est liée à la surreprésentation des ménages âgés et retraités parmi les propriétaires DCA immobiliers.

Source : enquêtes Logement 1973-2013, Insee ; calculs et réalisation de l'auteur

Figure C.12 - Distribution des quintiles de revenu par statut d'occupation (France métropolitaine)



Lecture : Chaque figure indique pour la France métropolitaine le pourcentage de chaque quintile de revenu parmi les ménages du statut d'occupation étudié. Dans la population générale des ménages, la répartition des quintiles est stable par construction, tous étant fixés à 20 %

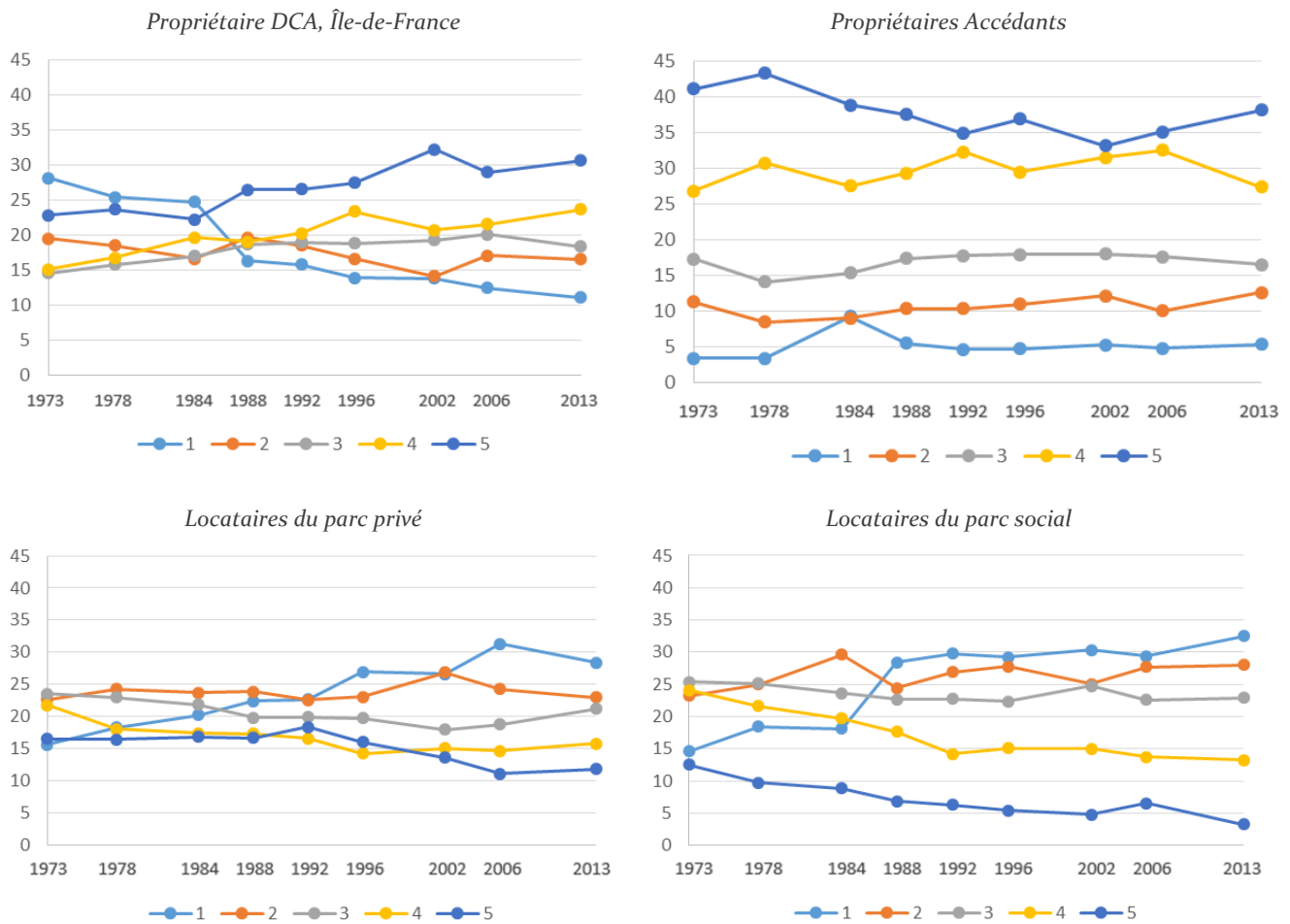
Notes : Les résultats sont très proches chez les ménages mobiles uniquement. Le graphique n'est pas ici affiché mais on note une stabilité des répartitions des revenus chez les ménages logés gratuitement.

Champ : France métropolitaine

Source : enquêtes Logement 1973-2013, Insee ; calculs et réalisation de l'auteur

Les revenus élevés des Franciliens distordent la distribution des quintiles. Le cinquième quintile qui regroupe en 2013 31% des ménages franciliens est donc fortement surreprésenté, à l'inverse du premier quintile qui ne regroupe que 9% des ménages. Nous avons donc effectué l'analyse en recalculant les quintiles spécifiques à cette région :

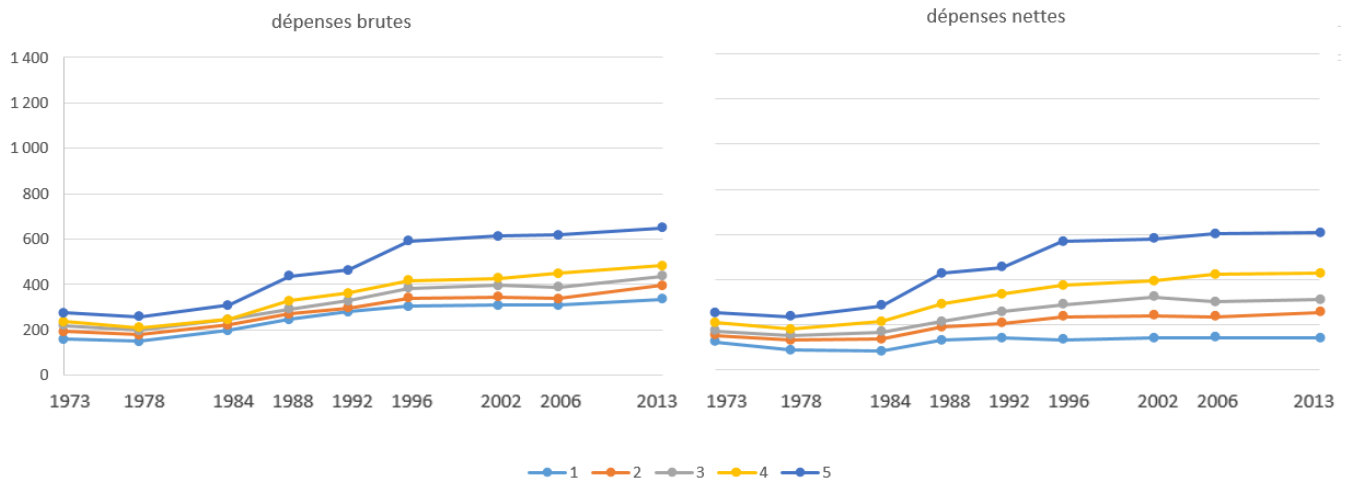
Figure C.13 - Distribution des quintiles de revenu par statuts d'occupation (Île-de-France)



Champ : Île-de-France

Source : enquêtes Logement 1973-2013, Insee ; calculs et réalisation de l'auteur

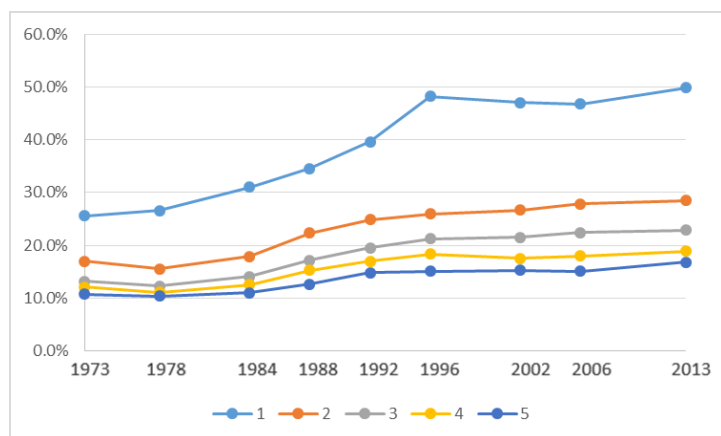
Figure C.14 - Dépenses moyennes de logement par quintiles de revenus des locataires du parc social (France métropolitaine)



Champ : dépenses nettes (variables CFN) et brutes (CFB), France métropolitaine

Source : enquêtes Logement 1973-2013, Insee ; calculs et réalisation de l'auteur

Figure C.15 - Taux d'effort bruts par quintiles de revenus des locataires du parc privé (France métropolitaine)



Champ : dépenses brutes (CFB), France métropolitaine

Source : enquêtes Logement 1973-2013, Insee ; calculs et réalisation de l'auteur

## D. Annexes du chapitre 4

### 1 Construction de l'échantillon

#### 1.1 Définition de l'échantillon

Tableau D.1 - Variables et modalités repérant les locataires du parc privé quatre ans avant l'enquête

Enquête Logement	Variable « Statut d'occupation il y a quatre ans »	Modalité
1984	vso	6
1988	vso	6
1992	vso	7
1996	vso	7
2002	vso	7
2006	vsobis	8
2013	vsobis	8

Source : enquêtes Logement 1984-2013, Insee ; calculs de l'auteur

#### 1.2 Correction apportée aux ménages déménageant les années d'enquête

Nous avons récupéré auprès des Archives des données issues de la statistique publique (ADISP) les dates d'enquêtes des enquêtes Logement (Tableau D.2).

Tableau D.2 - Dates des enquêtes Logement

Enquête Logement	Début de l'enquête	Fin de l'enquête	Année retenue pour l'échantillon restreint (N-1)
2013	2013-06	2014-06	2012
2006	2006-03	2006-12	2005
2002	2001-11	2002-02	2001*
1996	1996-11-04	1997-01-31	1996*
1992	1992-11-01	1993-01-31	1992*
1988	1988-07	1988-09	1987
1984	1984-07	1984-09	1983

\*Nécessite une correction.

Source : <http://www.progedo-adisp.fr/enquetes/XML/lil.php?lil=lil-0074> (et lil-0075, lil-0076, lil-0077, lil-0078, lil-179b, lil-0410, lil-1022) (consulté en décembre 2019)

La durée estimée d'enquête est donc de 3 mois pour l'enquête 1992, 89 jours pour l'enquête 1996 et 4 mois pour l'enquête 2002. Les ménages ayant déménagé sur les années précitées sont donc sous-représentés car l'enquête est encore en cours pour certains mois, minorant le nombre de ménages ayant déménagé. Sous les hypothèses que le nombre de ménages enquêtés est le même pour tous les jours de l'enquête, et que pour un mois donné le taux de mobilité est constant pour tous les jours de ce mois, il est possible de calculer la correction à apporter à la pondération des ménages ayant déménagé lors de l'année. Cette méthode vise à augmenter leur poids statistique pour prendre en compte les ménages n'ayant pas encore déménagé car enquêtés trop tôt dans l'année.

Les pondérations des ménages ayant déménagé l'année considérée sont divisées par la correction  $c$  ci-dessous, intégrant la saisonnalité des mobilités des locataires (Tableau D.3 :  $p_{novembre} = 0,0810$  et  $p_{décembre} = 0,0913$ ) :

$$2001 : c = 1 - \frac{1}{2} \cdot \frac{1}{4} p_{novembre} - \frac{3}{2} \cdot \frac{1}{4} p_{décembre} = 0,9556$$

$$1996 : c = 1 - \frac{1}{2} \cdot \frac{27}{30} \cdot p_{novembre} - \frac{3}{2} \cdot \frac{31}{89} p_{décembre} = 0,9400$$

$$1992 : c = 1 - \frac{1}{2} \cdot \frac{1}{3} p_{novembre} - \frac{3}{2} \cdot \frac{1}{3} p_{décembre} = 0,9408$$

Tableau D.3 - Répartition moyenne des déménagements selon les mois de l'année

1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	Total
7,66	6,20	6,26	7,41	6,88	8,59	10,73	9,79	10,39	8,66	8,10	9,13	100

Champ : variable maa2m, sur les 3 années précédant l'année d'enquête

Source : enquêtes Logement 1992-2013, Insee ; calculs de l'auteur

## 2 Construction du revenu permanent et transitoire

Nous avons utilisé un modèle régressant le logarithme du revenu annuel du ménage sur des variables explicatives décrivant les caractéristiques du ménage. Le revenu permanent est la part du revenu expliquée par le modèle tandis que le revenu transitoire est la part inexpliquée.

<b>Modèle</b>	
Type de modèle	Linéaire
Variable à expliquer	Revenu du ménage (log)
Population des modèles	Ménages au revenu positif.
Variables explicatives	Âge de la P.R. Âge de la P.R. (log) Âge de la P.R. au carré Situation familiale Diplôme le plus élevé de la P.R. Taille du ménage (U.C.) (log) Indicatrice de l'Île-de-France
Effets croisés	Âge de la P.R. et Année d'enquête Situation familiale et Année d'enquête Diplôme le plus élevé de la P.R. et Année d'enquête
<b>Résultats</b>	
Nombre de paramètres	14
R <sup>2</sup>	0,452
N	211 901



### 3 Le modèle Logit Multinomial

#### 3.1 Description

Les utilités de choix  $U_i$  s'écrivent, pour chaque choix  $i \in \{1,2,3\}$  :

$$U_i = W_i \gamma_i + \eta_i^*$$

avec  $W_i$  les variables explicatives,  $\gamma_i$  les paramètres associés, et  $\eta_i^*$  un terme d'erreur.

Nous adopterons le cadre général du Modèle Logit Multinomial défini par McFadden (1973). Celui-ci se traduit par des termes d'erreur  $\eta_i^*$  indépendamment et identiquement distribués (i.i.d) d'après une loi de Gumbel.

Ainsi, d'après notre modèle à utilité aléatoire, on considère que le ménage choisit chaque année l'option lui conférant l'utilité la plus élevée. Le ménage choisit, par exemple, l'option 1 – sans perte de généralité car l'écriture sera la même pour toutes les options – dans le cas où :

$$\begin{aligned} U_1 &= \max_{i \in \{1,2,3\}} (U_i) \geq U_i, i \in \{1,2,3\} \\ &\Leftrightarrow W_1 \gamma_1 + \eta_1^* > \max_{i \in \{2,3\}} (W_i \gamma_i + \eta_i^*) \\ &\Leftrightarrow \eta_1 > 0 \text{ avec } \eta_1 = W_1 \gamma_1 + \eta_1^* - \max_{i \in \{2,3\}} (W_i \gamma_i + \eta_i^*) \end{aligned}$$

Nous pouvons ensuite nous baser sur deux propriétés des lois de Gumbel :

- Le maximum d'un ensemble de variables aléatoires suivant des lois de Gumbel suit aussi une loi de Gumbel (c'est le cas de  $\max_{i \in \{2,3\}} (W_i \gamma_i + \eta_i^*)$ )

- La différence entre deux variables aléatoires i.i.d suivant des lois de Gumbel suit une loi logistique (c'est le cas de  $\eta_1$ ).

On obtient donc, comme le montre McFadden (1973) :

$$P\left(U_1 = \max_{i \in \{1,2,3\}} U_i\right) = P(\eta_1 > 0) = \frac{e^{W_1 \gamma_1}}{\sum_{i=1}^3 e^{W_i \gamma_i}}$$

#### 3.2 Écriture des élasticités dans le cas du modèle Logit Multinomial

##### 3.2.1 Élasticité-prix

Si l'on définit  $P_1$  comme étant la probabilité de déménager vers l'accession à la propriété, on a :

$$P_1 = P\left(U_1 = \max_{i \in \{1,2,3\}} U_i\right) = \frac{e^{W_1 \gamma_1}}{\sum_{i=1}^4 e^{W_i \gamma_i}}$$

On a  $W_1\gamma_1 = X\beta + \beta_{p_1} \ln(p_1)$  tandis que les trois autres options (ne pas déménager, déménager vers le locatif privé, déménager vers le locatif social) n'incluent pas de prix  $p_1$  dans leur fonction d'utilité.

$$P_1 = \frac{e^{W_1\gamma_1}}{\sum_{i=1}^4 e^{W_i\gamma_i}} = \frac{e^{X\beta + \beta_{p_1} \ln(p_1)}}{e^{X\beta + \beta_{p_1} \ln(p_1)} + \sum_{i=2}^4 e^{W_i\gamma_i}}$$

L'élasticité-prix de la probabilité s'écrit :

$$\begin{aligned} E_{p_1}^{P_1} &= \frac{\partial \ln P}{\partial \ln p_1} = \beta_{p_1} - \frac{\partial \ln(e^{X\beta + \beta_{p_1} \ln(p_1)} + \sum_{i=2}^4 e^{W_i\gamma_i})}{\partial \ln p_1} \\ &= \frac{\partial \ln(e^{X\beta + \beta_{p_1} \ln(p_1)} + \sum_{i=2}^4 e^{W_i\gamma_i})}{\partial \ln p_1} = \frac{\frac{\partial(e^{X\beta + \beta_{p_1} \ln(p_1)})}{\partial \ln p_1}}{e^{X\beta + \beta_{p_1} \ln(p_1)} + \sum_{i=2}^4 e^{W_i\gamma_i}} = \frac{\beta_{p_1} \cdot e^{X\beta + \beta_{p_1} \ln(p_1)}}{e^{X\beta + \beta_{p_1} \ln(p_1)} + \sum_{i=2}^4 e^{W_i\gamma_i}} \\ &= \beta_{p_1} P_1 \end{aligned}$$

Donc

$$E_{p_1}^{P_1} = \beta_{p_1} (1 - P_1)$$

Dans le cas du déménagement vers le locatif privé on a néanmoins (option 2), les calculs sont exactement similaires pour l'élasticité-loyers, avec  $p_2$  représentant le niveau des loyers.

### 3.2.2 Élasticité-revenu

Dans le cas du revenu  $y$  c'est un peu plus compliqué. On peut définir d'une autre façon la fonction d'utilité :  $W_i\gamma_i = X_i\beta_i + \beta_{i,y} \ln(y) \forall i \in \{1, \dots, 4\}$ . L'écriture de l'élasticité-revenu étant similaire pour toutes les options, nous présentons le calcul pour l'option 1 sans perte de généralité.

$$\begin{aligned} P_1 &= \frac{e^{W_1\gamma_1}}{\sum_{i=1}^4 e^{W_i\gamma_i}} = \frac{e^{X_1\beta_1 + \beta_{1,y} \ln(y)}}{\sum_{i=1}^4 e^{X_i\beta_i + \beta_{i,y} \ln(y)}} \\ E_y^{P_1} &= \frac{\partial \ln P_1}{\partial \ln y} = \beta_{1,y} - \frac{\partial \ln(\sum_{i=1}^4 e^{X_i\beta_i + \beta_{i,y} \ln(y)})}{\partial \ln y} \\ &= \frac{\partial \ln(\sum_{i=1}^4 e^{X_i\beta_i + \beta_{i,y} \ln(y)})}{\partial \ln y} = \frac{\frac{\partial(\sum_{i=1}^4 e^{X_i\beta_i + \beta_{i,y} \ln(y)})}{\partial \ln y}}{\sum_{i=1}^4 e^{X_i\beta_i + \beta_{i,y} \ln(y)}} = \frac{\sum_{i=1}^4 \beta_{i,y} \cdot e^{X_i\beta_i + \beta_{i,y} \ln(y)}}{\sum_{i=1}^4 e^{X_i\beta_i + \beta_{i,y} \ln(y)}} = \sum_{i=1}^4 \beta_{i,y} \cdot P_i \end{aligned}$$

Or  $\beta_{4,y} = 0$  par définition donc :

$$E_y^{P_1} = \frac{\partial \ln P_1}{\partial \ln y} = \beta_{1,y} - \sum_{i=1}^3 \beta_{i,y} \cdot P_i$$

## 4 Biais de sélection et corrections possibles

Le constat d'une corrélation entre termes d'erreur  $\varepsilon_i$  et  $\eta_i^*$  se traduit mathématiquement par une espérance du terme d'erreur, conditionnelle au choix préalablement effectué, non-nulle.

En notant  $\Gamma = \{W_1\gamma_1, W_2\gamma_2, W_3\gamma_3\}$ , on obtient en effet :

$$E(\varepsilon_1 | \eta_1 < 0, \Gamma) = \iint_{-\infty}^0 \frac{\varepsilon_1 f(\varepsilon_1, \eta_1 | \Gamma)}{P(\eta_1 < 0 | \Gamma)} d\eta_1 d\varepsilon_1 = \lambda(\Gamma), \text{ avec } \lambda \text{ une fonction non nulle de } \Gamma.$$

Dans la lignée de Heckman (1979) qui présente ce problème dans le cas d'un modèle de choix binaire, la correction du biais peut être effectuée en intégrant justement cette espérance conditionnelle  $\lambda(\Gamma)$  de  $\varepsilon_1$  dans la régression.

La fonction de demande estimée sans biais devient donc :  $f(Q_i) = X_i\beta_i + \theta\lambda(\Gamma) + \varepsilon_i$ .

On notera par ailleurs que les probabilités estimées sont entièrement fonction de  $\Gamma$ , et que, notamment dans le cas du MNL, la relation est inversible, il existe donc une fonction  $\mu$  telle  $\mu(P_1, P_2, P_3) = \lambda(\Gamma)$ . On peut alors estimer :

$$f(Q_i) = X_i\beta_i + \theta\mu(\hat{P}_1, \hat{P}_2, \hat{P}_3) + \varepsilon_i$$

$\hat{P}_1, \hat{P}_2, \hat{P}_3$  étant cette fois les probabilités estimées par le modèle de choix discret.

Bourguignon *et al.* (2007) étudient les différentes corrections disponibles et proposent des quelques améliorations. Ils font état de trois types de corrections : celle présentée par Lee (1983), celle de Dubin et McFadden (1984), et celle de Dahl (2002). Nous ne présentons ici que les deux dernières, la correction de Lee ayant été identifiée comme trop restrictive et présentant un biais.

Chacune de ces corrections consiste à définir des hypothèses restrictives sur les  $f(\varepsilon_i, \eta_j | \Gamma)$   $i, j \in \{1, 2, 3\}$  afin de déterminer la fonction  $\lambda(\Gamma)$ .

### 4.1 Correction de Dubin-McFadden

La correction de Dubin et McFadden repose sur une hypothèse de linéarité des différentes corrélations :

$$E(\varepsilon_1 | \eta_1, \eta_2, \eta_3) = \frac{\sigma\sqrt{6}}{\pi} \sum_{i \in \{1, \dots, 3\}} r_i (\eta_i - E(\eta_i))$$

Les  $r_i$  représentent la corrélation entre l'erreur de l'équation de demande  $\varepsilon_1$  et les erreurs  $\eta_i$  propres à chaque option  $i$ .

Or  $E\left(\eta_1 - E(\eta_1) | U_1 > \max_{i \in \{2,3\}}(U_i), \Gamma\right) = -\ln(P_1)$

et  $E\left(\eta_i - E(\eta_i) | U_1 > \max_{i \in \{2,3\}}(U_i), \Gamma\right) = \frac{P_i \ln(P_i)}{1 - P_i}, i \in \{2,3\}$ .

La fonction de demande peut donc être estimée de la manière suivante :

$$f(Q) = \beta X + \frac{\sigma\sqrt{6}}{\pi} \left[ \frac{r_2 P_2 \ln(P_2)}{1 - P_2} + \frac{r_3 P_3 \ln(P_3)}{1 - P_3} - r_1 \ln(P_1) \right] + \varepsilon_1$$

Dubin et McFadden ont introduit une restriction supplémentaire, la somme des corrélations devant être égale à zéro. Selon Bourguignon *et al.* (2007) celle-ci n'est pas nécessaire et potentiellement source de biais, car le terme correctif n'est pas linéaire sur les probabilités  $P_1, P_2, P_3$  (dans le cas contraire, il aurait effectivement fallu réduire le nombre de paramètres et donc introduire une restriction car  $P_1 + P_2 + P_3 = 1$ ).

Bourguignon *et al.* (2007) proposent une amélioration de Dubin-McFadden consistant à normaliser les termes d'erreur  $\eta_i$  afin de permettre à  $\varepsilon_1$  de suivre une loi normale malgré l'hypothèse de linéarité.

Ils définissent alors les résidus normalisés  $\tilde{\eta}_i = \Phi^{-1}(G(\eta_i))$ , où  $G(\eta) = \exp(-e^{-\eta})$ .

Puis redéfinissent alors l'hypothèse de linéarité :

$$E(\varepsilon_1 | \eta_1, \eta_2, \eta_3) = \sigma \sum_{i \in \{1,2,3\}} \tilde{r}_i \tilde{\eta}_i$$

Et démontrent les égalités ci-dessous pour les espérances conditionnelles des termes d'erreur normalisés :

Et  $E\left(\tilde{\eta}_1 | U_1 > \max_{i \in \{2,3\}}(U_i), \Gamma\right) = m(P_1)$

et  $E\left(\tilde{\eta}_i | U_1 > \max_{i \in \{2,3\}}(U_i), \Gamma\right) = m(P_i) \frac{P_i}{P_i - 1}, i \in \{2,3\}$

où  $m(P_i) = \int \Phi^{-1}(G(v - \ln P_i))$

L'équation de demande, conditionnelle au fait de choisir l'option 1 (déménagement vers la propriété) devient donc :

$$f(Q) = \beta X + \sigma \left[ \tilde{r}_1 m(P_1) + \frac{\tilde{r}_2 P_2 m(P_2)}{P_2 - 1} + \frac{\tilde{r}_3 P_3 \ln(P_3)}{P_3 - 1} \right] + \varepsilon_1$$

Il est donc possible de calculer la valeur de la corrélation à partir des paramètres des termes de correction dans l'équation de demande. En effet,  $\beta_1 = -\frac{\sigma\sqrt{6}}{\pi}r_1$  et  $\beta_i = \frac{\sigma\sqrt{6}}{\pi}r_i, i \in 2,3$ .

## 4.2 Correction de Dahl

La correction introduite par Dahl (2002), part d'un problème de localisation des travailleurs sur le territoire des États-Unis, pour lequel le nombre d'options dans le modèle de sélection est trop élevé (les 50 États américains) introduisant un problème de *dimensionnalité*. Il propose donc une hypothèse de suffisance (*sufficiency assumption*) consistant à établir que l'interaction entre les termes d'erreur  $\eta_i$  et  $\varepsilon_1$  est capturable en utilisant un sous-ensemble des probabilités (car il y a autant de probabilités que d'options disponibles). Le terme de correction est donc estimé sur un ensemble  $S$  de l'ensemble des probabilités. Le terme  $\mu(P_{i,i \in S})$  est calculé ensuite de manière *semi-paramétrique* dans la mesure où la forme fonctionnelle doit être la plus flexible possible.

L'univers de choix des ménages étudiés dans notre cadre ne possède que trois options, nous ne sommes donc pas confrontés à des problèmes de dimensionnalité. Le point de méthode qui nous intéresse n'est donc pas tant l'hypothèse de suffisance que le fait de pouvoir estimer le terme de correction de la manière la plus flexible possible.

Contrairement à la méthode de Dubin et McFadden, la méthode de Dahl de son côté ne propose pas le calcul des corrélations entre erreurs, mais présente l'avantage d'offrir la forme fonctionnelle la plus flexible, car exempte de restrictions a priori.

Du point de vue de l'estimation proprement dite de son terme de correction, Dahl propose de passer par des méthodes d'expansion polynomiale ou en séries de Fourier. Tout comme Bourguignon *et al.* (2007) nous choisirons l'expansion polynomiale.

## 5 Tableaux de statistiques descriptives

Tableau D.4 - Âge moyen de la P.R. de l'échantillon par rapport à la population totale

	1984	1988	1992	1996	2002	2006	2013
Locataires il y a 4 ans	47,0	46,9	47,4	47,0	47,0	47,8	49,6
Population totale	49,6	50,1	50,8	51,3	51,7	52,7	54,3

Champ : ménages ordinaires

Source : enquêtes Logement 1984-2013, Insee ; calculs de l'auteur

Tableau D.5 - Choix de transitions résidentielles en fonction de l'âge de la P.R. (en %)

	- de 25 ans	25 à 30 ans	30 à 35 ans	35 à 40 ans	40 à 45 ans	45 à 50 ans	50 à 55 ans	55 à 60 ans	60 à 65 ans	65 ans et +
Vers la loc. privée	57,6	44,3	25,4	21,0	18,3	14,3	13,2	11,5	12,1	5,5
Vers l'accession	8,2	20,4	26,1	17,9	13,0	10,2	6,7	4,8	3,5	1,1
Vers la loc. sociale	16,4	11,5	13,8	14,7	12,5	8,7	10,6	6,2	6,8	5,2
Ne pas déménager	17,8	23,8	34,8	46,5	56,3	66,9	69,6	77,5	77,6	88,2

Lecture : la somme des pourcentages en colonne est 100.

Champ : ménages locataires du parc privé 4 ans avant l'enquête

Source : enquête Logement 2013, Insee ; calculs de l'auteur

Tableau D.6 - Choix de transitions résidentielles en 2013 en fonction de la situation familiale (en %)

	Couple avec enfant(s)	Couple sans enfant	Personne seule	Famille monop.
Vers la location privée	18,2	22,3	17,7	17,9
Vers l'accession	24,5	11,8	4,2	5,9
Vers la location sociale	12,5	5,8	7,7	18,7
Ne pas déménager	44,8	60,1	70,4	57,5

Lecture : la somme des pourcentages en colonne est 100.

Champ : ménages locataires du parc privé 4 ans avant l'enquête

Source : enquête Logement 2013, Insee ; calculs de l'auteur

Tableau D.7 - Quintiles de revenu et choix de transitions résidentielles en 2013 (en %)

	1 <sup>er</sup>	2 <sup>ème</sup>	3 <sup>ème</sup>	4 <sup>ème</sup>	5 <sup>ème</sup>
Vers la location privée	17,9	17,3	17,6	20,4	20,5
Δ1984-2013	+1,9	+0,6	-1,2	+0,3	-3,3
Vers l'accession	2,5	4,8	10,8	16,4	23,6
Δ1984-2013	-6,6	-11,5	-11,2	-10,8	-4,4
Vers la location sociale	16,7	14,2	10,1	5,3	2,4
Δ1984-2013	-0,4	-0,4	-3,5	-5,4	-3,2
Ne pas déménager	62,9	63,6	61,6	58,0	53,5
Δ1984-2013	+5,1	+11,2	+15,9	+15,8	+10,9

Lecture : la somme des pourcentages en colonne est 100. Les écarts entre 1984 et 2013 sont exprimés en différences de pourcentage (p%).

Champ : ménages locataires du parc privé 4 ans avant l'enquête

Source : enquêtes Logement 1984 et 2013, Insee ; calculs de l'auteur

## 6 Spécifications alternatives

### 6.1 Taille du ménage et situation familiale (modèle de transition)

La taille du ménage et la situation familiale étant fortement liées, nous avons testé différentes configurations (Tableau D.8). De manière générale, augmenter d'un adulte-équivalent la taille du ménage abaisse la probabilité de mobilité vers le locatif privé de -15% ( $e^{-0.16}$ ), à situation familiale donnée ou non (modèles a et c). Sans prendre en compte la taille du ménage, on constate qu'être en couple avec enfants diminue de manière très significative la probabilité de déménager vers le locatif privé, par rapport aux autres situations familiales (couple avec enfant, personne seule, famille monoparentale) dont l'impact est comparable (d). Une fois la taille du ménage contrôlée, ce sont les familles monoparentales qui ont la plus grande probabilité d'avoir déménagé vers le locatif privé dans les 4 ans. Les deux autres situations familiales (couple sans enfants, et famille monoparentale) n'ayant pas d'influence significativement différente de celle des couples avec enfants.

Tableau D.8- Modèles de transition (extraits) intégrant des spécifications alternatives de composition du ménage.

	Modèle de référence (a)		(c)		(d)	
<b>Vers le locatif privé</b>						
Taille du ménage (UCL)	-0,159	***	-0,156	***		
<i>Situation familiale</i>						
Couple avec enfant(s)	0	Réf.			0	Réf.
Couple sans enfant	0,152	n.s.			0,361	***
Personne seule	0,100	n.s.			0,415	***
Famille monoparentale	0,370	***			0,341	**
<b>Vers l'accession</b>						
Taille du ménage (UCL)	-0,193	*	0,061	n.s.		
<i>Situation familiale</i>						
Couple avec enfant(s)	0	Réf.			0	Réf.
Couple sans enfant	-0,253	n.s.			-0,002	n.s.
Personne seule	-1,230	***			-0,839	***
Famille monoparentale	-0,619	**			-0,639	**
<b>Vers le locatif social</b>						
Taille du ménage (UCL)	0,158	*	0,273	***		
<i>Situation familiale</i>						
Couple avec enfant(s)	0	Réf.			0	Réf.
Couple sans enfant	0,067	n.s.			-0,149	n.s.
Personne seule	-0,552	**			-0,884	***
Famille monoparentale	-0,066	n.s.			-0,052	n.s.

$N=36\ 457$ . Significativité : \*\*\*  $p < 0,001$  | \*\*  $p < 0,01$  | \*  $p < 0,05$  | n.s. non significatif.

Dans le cas de l'accession à la propriété, l'effet de la taille du ménage est plus faible. Ainsi le paramètre associé aux UCL n'est pas significatif lorsqu'il est inclus seul (c). Il l'est par contre lorsque la situation familiale est contrôlée (a), mais faiblement : plus le ménage est grand, moins la probabilité d'accéder est grande. Les modalités de statut familial sont par contre bien plus significatives. Le paramètre associé aux personnes seules est ainsi très négatif (-1,23). Le fait d'être un ménage monoparental a également une incidence négative mais moins forte sur la probabilité d'accéder à la propriété (-0,62). Lorsque la taille du ménage n'est pas prise en compte (d), les paramètres sont du même ordre de grandeur, renforçant l'hypothèse d'une influence du statut familial *en soi*, devant celle de la taille du ménage. Il est par contre intéressant de constater que *toutes choses égales par ailleurs*, la probabilité d'accéder n'est pas corrélée avec le fait d'être en couple avec enfants plutôt que sans enfants.

Dans le cas de la mobilité vers le logement social, la taille du ménage est fortement corrélée positivement avec la probabilité de déménager vers ce statut (c). Lorsque la taille du ménage augmente d'un adulte-équivalent, la probabilité de déménager vers le locatif social augmente de 31% ( $e^{0,27}$ ). Du point de vue des situations familiales, seules les personnes seules se démarquent

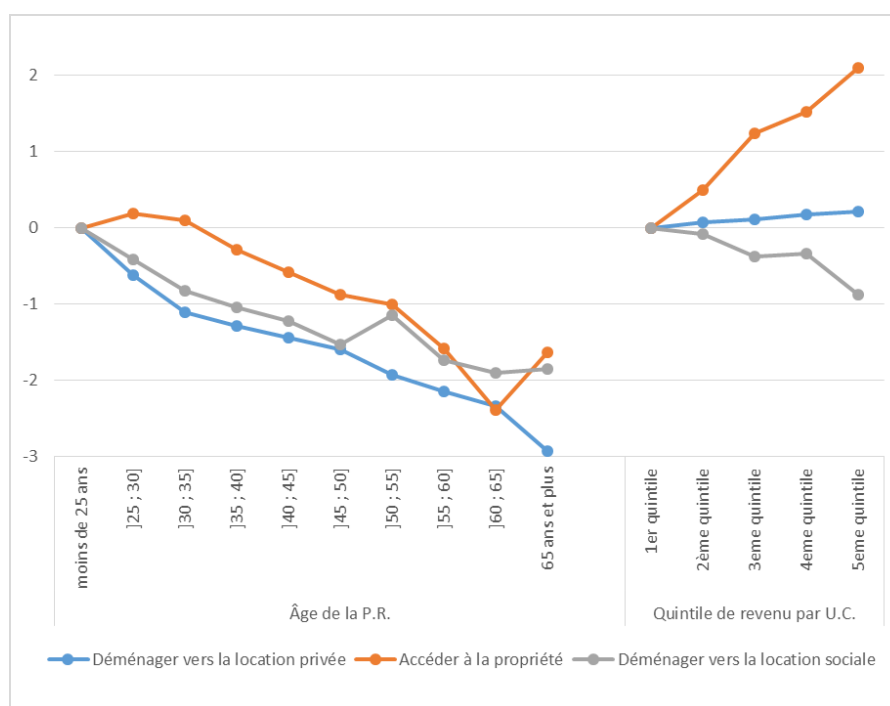


des autres situations. Vivre seul abaisse donc fortement la probabilité de déménager vers le locatif social, ce qui rejoint l'idée de l'influence directe de la taille du ménage.

## 6.2 Quintiles de niveaux de vie (modèle de transition)

L'introduction des quintiles de niveaux de vie confirme que le revenu joue un rôle très différent en fonction du statut visé. Il ne semble pas jouer pas un rôle structurant dans la mobilité vers le locatif privé, tandis qu'à l'inverse il est extrêmement important dans la mobilité vers l'accession (Figure D.1). La probabilité d'accéder à la propriété est 8,2 fois plus élevée ( $e^{2,10}$ ) pour les ménages du 5<sup>e</sup> quintile de niveau de vie que pour les ménages du premier. On notera cependant que les ménages du 5<sup>e</sup> quintile présentent également une probabilité significativement plus élevée que les autres quintiles de déménager vers la location. Cette observation est cohérente avec l'idée que les ménages du 5<sup>e</sup> quintile locataires 4 ans auparavant l'enquête sont plus mobiles que les autres locataires par un effet de sélection : les ménages les plus riches ont le plus souvent déjà accédé à la propriété, et ne sont donc plus dans la population des locataires étudiés ici.

Figure D.1 Représentation graphique des paramètres d'âge et de revenu du modèle (f)



Lecture : la mise à l'exponentielle de la valeur du paramètre permet de calculer une approximation du ratio de probabilités. Cette représentation graphique permet une présentation alternative aux tableaux adoptés par ailleurs, mettant en avant les influences similaires ou différentes de ces deux variables structurantes sur les choix opérés.

## 6.3 Taille du ménage et situation familiale (modèle de demande)

Pour les accédants, on remarque que la variable de situation familiale, lorsqu'elle est couplée avec la taille du ménage produit des résultats peu significatifs. Néanmoins le fait d'être un couple

sans enfant fait baisser la consommation de 16% ( $e^{-0,18}$ ) par rapport au fait d'être un couple avec enfant. Lorsque la situation familiale est prise sans la taille du ménage (d), elle renforce ces effets et l'effet taille se retrouve dans le paramètre très négatif des personnes seules (Tableau D.9).

La variable de taille du ménage, au contraire est fortement significative, qu'elle soit seule (e), ou contrôlée par la variable de situation familiale (a). Lorsqu'elle est étudiée sous une forme discrétisée, on retrouve une progression relativement linéaire du niveau de demande en fonction de la taille du ménage (b). La différence de demande entre un et deux adultes-équivalents n'est pas significative. On retrouve là le faible écart constaté entre personne seule et couple sans enfants sur les autres modèles. Au contraire, quatre adultes-équivalents sont synonyme d'une demande plus forte de 58% ( $e^{0,46}$ ).

Pour les locataires, l'effet de la situation familiale est fortement significatif qu'il soit pris seul ou non (d) : les ménages sans enfants consomment moins de logement que les ménages avec enfants. De manière surprenante, à revenu égal les ménages monoparentaux consomment également plus de service logement que les couples avec enfants. On note que cet effet reste quasiment inchangé lorsque l'on résonne à taille de ménage constante (a), alors que la distinction de consommation entre couples avec ou sans enfants s'affaiblit. Comme nous raisonnons à revenus égaux et donc en contrôlant l'« effet pauvreté » des familles monoparentales, il est possible que cet effet soit lié à une localisation des familles monoparentales dans des environnements les plus urbains (et donc les plus chers). Cependant la permanence de cet effet sur l'équation de demande de surface invalide cette hypothèse (voir section 4.3.2).

La variable de taille du ménage n'est pas significative lorsqu'elle est contrôlée par le type de situation familiale. Si l'on s'intéresse à cette dernière prise sans la situation familiale elle devient néanmoins significative (c). L'augmentation d'un adulte-équivalent augmente alors la consommation de 6,7% ( $e^{0,07}$ ). L'effet est moins clair lorsque la variable est prise en UCL et de manière discrétisée : le passage d'1 à 2 UCL conduit à une baisse de la consommation de service logement. Comme précédemment cet effet contrintuitif est potentiellement expliqué par un effet de localisation, cette fois confirmé par le modèle de demande de surface.

Tableau D.9 - Modèles de demande (extraits) intégrant des spécifications alternatives de composition du ménage.

		Primo-accédants		Locataires du privé mobiles		
(a)	Taille du ménage (en UCL)	0,184	***	0,098	*	
	<i>Situation familiale</i>					
	Couple avec enfant(s)	0	Réf.	0	Réf.	
	Couple sans enfant	-0,143	**	-0,025	n.s.	
	Personne seule	-0,096	n.s.	0,319	***	
	Famille monoparentale	0,087	n.s.	0,374	***	
Alt (b)	<i>Taille du ménage (UCL)</i>					
	1	0	Réf.	0	Réf.	
	2	0,047	n.s.	-0,161	***	
	3	0,172	*	0,026	n.s.	
	4	0,460	***	0,130	*	
	5	0,251	n.s.	0,046	n.s.	
6	0,628	**	-0,421	*		
Alt. (c)	Taille du ménage (UCL)	0,140	***	0,065	***	
Alt. (d)	<i>Situation familiale</i>					
	Couple avec enfant(s)	0	Réf.	0	Réf.	
	Couple sans enfant	-0,238	***	-0,073	*	
	Personne seule	-0,242	**	0,257	***	
	Famille monoparentale	-0,018	n.s.	0,335	***	

Significativité : \*\*\*  $p < 0,001$  | \*\*  $p < 0,01$  | \*  $p < 0,05$  | n.s. non significatif.

## 6.4 Autres spécifications alternatives

Tableau D.10 – Modèle de demande (extraits) mesurant le revenu en niveau de vie

	Primo-accédants		Locataires du privé mobiles	
	Modèle central	Période récente	Modèle central	Période récente
Revenu par UC (log)	0,386	0,455 ***	0,269	0,261 ***

Significativité : \*\*\*  $p < 0,001$  | \*\*  $p < 0,01$  | \*  $p < 0,05$  | n.s. non significatif.

Tableau D.11 - Modèle de transition (extraits) sur l'échantillon complet pour la période récente

	Modèles sur l'échantillon complet (toutes les années)			
	Déménager vers la location privée		Accéder à la propriété privée	
	Modèle central	Période récente	Modèle central	Période récente
Prix des loyers (log)	-0,18	***	-0,83	***
Coût d'usage de l'accession (log)			-0,70	***
			-0,94	***

Significativité : \*\*\*  $p < 0,001$  | \*\*  $p < 0,01$  | \*  $p < 0,05$  | n.s. non significatif.

Tableau D.12 - Modèle de transition (extraits) intégrant un croisement entre terciles de revenus et période

	Déménager vers la location privée				Accéder à la propriété				Déménager vers la location sociale				
	Modèle réduit		toutes les années		Modèle réduit		Modèle avec toutes les années		Modèle réduit		Modèle avec toutes les années		
<b>Terciles de revenus</b>													
1 <sup>er</sup> tercile	0	Réf.	0	Réf.	0	Réf.	0	Réf.	0	Réf.	0	Réf.	
2 <sup>ème</sup> tercile	-0,187	*	-0,076	n.s.	1,169	***	0,828	***	-0,358	**	-0,246	***	
3 <sup>ème</sup> tercile	0,010	n.s.	0,178	***	1,870	***	1,569	***	-0,823	***	-0,735	***	
<b>Période</b>													
Avant 1997	0	Réf.	0	Réf.	0	Réf.	0	Réf.	0	Réf.	0	Réf.	
Après 1997	-0,092	n.s.	0,073	n.s.	-0,204	n.s.	-0,334	**	-0,392	**	-0,206	**	
<b>Croisement période et revenus</b>													
Après 1997 x 1 <sup>er</sup> tercile de revenus	0	Réf.	0	Réf.	0	Réf.	0	Réf.	0	Réf.	0	Réf.	
Après 1997 x 2 <sup>ème</sup> tercile de revenus	0,313	*	0,130	*	-0,151	n.s.	0,253	n.s.	0,192	n.s.	0,096	n.s.	
Après 1997 x 3 <sup>ème</sup> tercile de revenus	0,272	*	0,146	*	0,271	n.s.	0,430	**	0,295	n.s.	-0,045	n.s.	

Significativité : \*\*\*  $p < 0,001$  | \*\*  $p < 0,01$  | \*  $p < 0,05$  | n.s. non significatif.

## 7 Analyse de sensibilité

### 7.1 Modèle sur l'échantillon complet, incluant toutes les années

Tableau D.13 – Comparaison des modèles de transition (ensemble des années contre restriction à N-1)

	Déménager vers la location privée				Accéder à la propriété				Déménager vers la location sociale			
	Échantillon restreint (rappel)		Échantillon complet		Échantillon restreint (rappel)		Échantillon complet		Échantillon restreint (rappel)		Échantillon complet	
Rev. permanent (log)	0,45	***	0,50	***	0,95	***	0,98	***	-0,77	***	-0,68	***
Rev. transitoire (log)	0,03	n.s.	0,07	**	1,19	***	0,97	***	-0,31	***	-0,35	***
Prix des loyers (log)	-0,29	***	-0,18	***								
Coût d'usage de l'accession (log)					-0,85	***	-0,70	***				
Âge de la P.R.												
moins de 25 ans	0	Réf.	0	Réf.	0	Réf.	0	Réf.	0	Réf.	0	Réf.
]25 ; 30]	-0,66	***	-0,46	***	0,21	n.s.	0,46	***	-0,37	*	-0,21	**
]30 ; 35]	-1,18	***	-0,91	***	0,11	n.s.	0,38	***	-0,75	***	-0,54	***
]35 ; 40]	-1,37	***	-1,24	***	-0,28	n.s.	0,04	n.s.	-0,94	***	-0,80	***
]40 ; 45]	-1,54	***	-1,36	***	-0,62	**	-0,27	**	-1,10	***	-0,87	***
]45 ; 50]	-1,69	***	-1,68	***	-0,90	***	-0,43	***	-1,41	***	-1,12	***
]50 ; 55]	-2,01	***	-1,89	***	-1,09	***	-0,50	***	-1,05	***	-1,03	***
]55 ; 60]	-2,22	***	-2,06	***	-1,70	***	-0,76	***	-1,65	***	-1,17	***
]60 ; 65]	-2,40	***	-2,22	***	-2,48	***	-0,66	***	-1,83	***	-1,14	***
65 ans et plus	-2,95	***	-2,76	***	-1,72	***	-1,37	***	-1,81	***	-1,30	***
Taille du ménage (UCL)	-0,16	***	-0,18	***	-0,19	*	-0,13	***	0,16	*	0,17	***
Situation familiale												
Couple avec enfant(s)	0	Réf.	0	Réf.	0	Réf.	0	Réf.	0	Réf.	0	Réf.
Couple sans enfant	0,15	n.s.	0,08	n.s.	-0,25	n.s.	-0,44	***	0,07	n.s.	-0,20	**
Personne seule	0,10	n.s.	0,02	n.s.	-1,23	***	-1,06	***	-0,55	**	-0,57	***
Famille monoparentale	0,37	***	0,31	***	-0,62	**	-0,76	***	-0,07	n.s.	0,04	n.s.
Constante	-1,99	***	-2,25	***	-2,73	***	-3,72	***	-0,06	n.s.	-0,68	**
N	19 472		77 222									
R <sup>2</sup> McFadden	0,128		0,167									

Significativité : \*\*\*  $p < 0,001$  | \*\*  $p < 0,01$  | \*  $p < 0,05$  | n.s. non significatif.

Champ : ménages locataires du parc privé 4 ans avant l'enquête

Source : enquêtes Logement 1984-2013, Insee ; calculs de l'auteur

Tableau D.14 – Modèle de demande sur l'ensemble des années à disposition

	Primo-accédants				Locataires du privé mobiles			
	Échantillon restreint (rappel)		Échantillon complet		Échantillon restreint (rappel)		Échantillon complet	
Revenu permanent (log)	0,248	**	0,120	**	0,742	***	0,611	***
Revenu transitoire (log)	0,412	***	0,232	***	0,277	***	0,226	***
Prix des loyers (log)					-0,386	***	-0,355	***
Coût d'usage de l'accession (log)	-0,526	***	-0,385	***				
Âge de la P.R.	-0,001	n.s.	0,002	n.s.	0,011	***	0,010	***
Taille du ménage (en UCL)	0,184	***	0,174	***	0,098	*	0,050	*
Situation familiale								
Couple avec enfant(s)	0	Réf.	0	Réf.	0	Réf.	0	Réf.
Couple sans enfant	-0,143	**	-0,067	*	-	n.s.	0,072	**
Personne seule	-0,096	n.s.	-0,129	**	0,025			
Famille monoparentale	0,087	n.s.	0,212	***	0,319	***	0,291	***
					0,374	***	0,370	***
<i>P(Loc. privé)</i>	0,394	n.s.	-0,077	n.s.	0,483	*	0,805	***
<i>P(Accédant)</i>	1,276	*	1,971	***	2,297	***	3,486	***
<i>P(Loc. sociale)</i>	-8,904	***	-11,716	***	5,180	***	5,032	***
Constante	11,834	***	11,875	***	2,825	***	3,262	***
R <sup>2</sup>	0,516		0,486		0,385		0,359	
N	718		3 402		1 461		5 084	

Significativité : \*\*\*  $p < 0,001$  | \*\*  $p < 0,01$  | \*  $p < 0,05$  | n.s. non significatif.

Champ : ménages accédants et locataires du parc privé récents, étant locataires du parc privé 4 ans avant l'enquête

Source : enquêtes Logement 1984-2013, Insee ; calculs de l'auteur

## 7.2 Modèles avec prix exogènes (i)

Tableau D.15 - Modèle de transition avec indices de prix exogènes (période récente)

	Déménager vers la location privée				Accéder à la propriété			
	Modèle sur période récente (rappel)		Modèle avec indices exogènes		Modèle sur période récente (rappel)		Modèle avec indices exogènes	
Revenu permanent (log)	0,71	***	0,69	***	1,46	***	1,45	***
Revenu transitoire (log)	0,10	n.s.	0,10	n.s.	1,12	***	1,11	***
Prix des loyers (log)	-1,14	***	-1,05	***				
Coût d'usage de l'accession (log)					-1,12	***	-1,28	***
Âge de la P.R. moins de 25 ans	0	Réf.	0	Réf.	0	Réf.	0	Réf.
]25 ; 30]	-0,69	***	-0,69	***	0,30	n.s.	0,28	n.s.
]30 ; 35]	-1,26	***	-1,25	***	0,19	n.s.	0,18	n.s.
]35 ; 40]	-1,44	***	-1,44	***	-0,13	n.s.	-0,14	n.s.
]40 ; 45]	-1,62	***	-1,62	***	-0,46	n.s.	-0,47	n.s.
]45 ; 50]	-1,86	***	-1,85	***	-0,99	*	-0,99	*
]50 ; 55]	-2,06	***	-2,06	***	-1,39	**	-1,39	**
]55 ; 60]	-2,46	***	-2,45	***	-2,28	***	-2,27	***
]60 ; 65]	-2,57	***	-2,56	***	-1,88	*	-1,86	*
65 ans et plus	-3,24	***	-3,23	***	-1,32	*	-1,33	*
Taille du ménage (UCL)	-0,33	***	-0,33	***	-0,30	*	-0,30	*
Situation familiale								
Couple avec enfant(s)	0	Réf.	0	Réf.	0	Réf.	0	Réf.
Couple sans enfant	0,02	n.s.	0,02	n.s.	0,05	n.s.	0,04	n.s.
Personne seule	-0,27	n.s.	-0,28	n.s.	-1,11	**	-1,11	**
Famille monoparentale	0,12	n.s.	0,11	n.s.	-0,02	n.s.	-0,01	n.s.
Un adulte du ménage en emploi stable	-0,24	*	-0,25	*	0,64	*	0,63	*
Héritage au cours des 4 dernières années	-0,33	n.s.	-0,34	n.s.	-1,01	***	-1,00	***
Constante	-1,13	n.s.	-1,12	n.s.	-2,51	*	-2,61	**
R <sup>2</sup> McFadden	0,128		0,146					

Note : le déménagement vers le locatif social n'est pas indiqué ici car les résultats sont identiques compte tenu de l'absence de prix.

Significativité : \*\*\*  $p < 0,001$  | \*\*  $p < 0,01$  | \*  $p < 0,05$  | n.s. non significatif.

Champ : ménages locataires du parc privé 4 ans avant l'enquête

Source : enquêtes Logement 1984-2013, Insee ; calculs de l'auteur

Tableau D.16 - Modèle de demande avec indices de prix exogènes (période récente)

	Primo-accédants				Locataires du privé mobiles			
	Modèle sur période récente (rappel)		Modèle avec indices exogènes		Modèle sur période récente (rappel)		Modèle avec indices exogènes	
Revenu permanent (log)	0,62	***	0,62	***	0,75	***	0,74	***
Revenu transitoire (log)	0,46	***	0,45	***	0,28	***	0,27	***
Prix des loyers (log)	-0,77	***			-0,63	***		
Coût d'usage (log)			-0,72	***			-0,63	***
Âge de la P.R.	-0,01	n.s.	0,00	n.s.	0,01	***	0,01	***
Taille du ménage (en UCL)	-0,05	n.s.	-0,03	n.s.	0,08	n.s.	0,08	n.s.
Situation familiale								
Couple avec enfant(s)	0	Réf.	0	Réf.	0	Réf.	0	Réf.
Couple sans enfant	-0,04	n.s.	-0,02	n.s.	0,02	n.s.	0,02	n.s.
Personne seule	0,02	n.s.	0,03	n.s.	0,40	***	0,39	***
Famille monoparentale	0,19	n.s.	0,20	n.s.	0,30	***	0,30	***
Héritage au cours des 4 dernières années			0,145	**			0,05	n.s.
<i>P(Loc. privé)</i>	-0,93	n.s.	-0,88	n.s.	-0,09	n.s.	-0,05	n.s.
<i>P(Accédant)</i>	0,48	n.s.	0,61	n.s.	1,66	**	1,77	**
<i>P(Loc. sociale)</i>	-6,27	n.s.	-5,87	n.s.	6,86	***	6,70	***
Constante	11,72	***	11,63	***	2,92	***	2,97	***
N	718				1 461			
R <sup>2</sup>	0,516		0,601		0,385		0,423	

Note : l'héritage n'a pas été inclus dans le modèle avec indices exogènes.

Significativité : \*\*\*  $p < 0,001$  | \*\*  $p < 0,01$  | \*  $p < 0,05$  | n.s. non significatif.

Champ : ménages accédants et locataires du parc privé récents, étant locataires du parc privé 4 ans avant l'enquête

Source : enquêtes Logement 1984-2013, Insee ; calculs de l'auteur



### 7.3 Modèle de demande de surface sur Île-de-France, avec toutes les années

Tableau D.17 – Modèle de demande de surface sur l'Île-de-France

	Primo-accédants				Locataires du privé mobiles			
	Modèle central		Île-de-France		Modèle central		Île-de-France	
Revenu permanent (log)	0,017	n.s.	0,326	***	0,254	***	0,659	***
Revenu transitoire (log)	0,102	***	0,224	***	0,155	***	0,331	***
Coût d'usage de l'accession (log)	-0,221	***	0,023	n.s.				
Prix des loyers (log)					-0,341	***	-0,087	*
Âge de la P.R.	0,002	n.s.	0,003	n.s.	0,011	***	0,005	***
Taille du ménage (en UCL)	0,235	***	0,259	***	0,301	***	0,178	***
Situation familiale								
Couple avec enfant(s)	0	Réf.	0	Réf.	0	Réf.	0	Réf.
Couple sans enfant	-0,054	*	-0,015	n.s.	-0,073	**	-0,142	***
Personne seule	-0,251	***	-0,018	n.s.	-0,021	n.s.	-0,043	n.s.
Famille monoparentale	0,018	n.s.	0,104	n.s.	0,241	***	0,241	***
<i>P(Loc. privé)</i>	-0,450	*	-0,851	*	1,075	***	-0,049	n.s.
<i>P(Accédant)</i>	1,112	***	1,155	*	2,832	***	0,349	n.s.
<i>P(Loc. sociale)</i>	-2,181	**	3,849	*	1,487	*	2,394	*
Constante	4,564	***	2,378	***	2,028	***	1,133	***
R <sup>2</sup>	0,381		0,425		0,432		0,487	
N	3 402		1 361		5 084		2 481	

Significativité : \*\*\*  $p < 0,001$  | \*\*  $p < 0,01$  | \*  $p < 0,05$  | n.s. non significatif.

Champ : ménages accédants et locataires du parc privé récents, étant locataires du parc privé 4 ans avant l'enquête

Source : enquêtes Logement 1984-2013, Insee ; calculs de l'auteur

## 8 Simulation

Tableau D.18 - Probabilités moyennes prédites sur l'échantillon des ménages ayant déménagé vers le locatif privé ou la propriété en 2011-2012.

Choix modélisé	Décision effective					
	Déménager vers le locatif privé			Accéder à la propriété		
	Conditions de prix			Conditions de prix		
	2011-2012	1999	diff.	2011-2012	1999	diff.
Déménager vers le locatif privé	13,8%	15,7%	-1,9 p%	12,9%	14,5%	-1,7 p%
Accéder à la propriété	3,9%	5,2%	-1,3 p%	7,2%	9,4%	-2,2 p%
Déménager vers le locatif social	3,3%	3,1%	0,2 p%	2,8%	2,5%	0,2 p%
Ne pas déménager	78,9%	76,0%	2,9 p%	77,2%	73,6%	3,6 p%
N	236			139		

Lecture : Les ménages de l'échantillon ayant accédé en 2011-2012 ont une probabilité moyenne prédite par le modèle de 12,9 % de déménager vers le locatif privé, mais celle-ci est de 14,5 % lorsque les prix de 1999 sont utilisés.

Champ : ménages locataires du parc privé 4 ans avant l'enquête et ayant déménagé vers le locatif privé ou accédé à la propriété en 2011 ou 2012.

Source : enquêtes Logement 1984-2013, Insee ; calculs de l'auteur





## **Consommation de logement, parcours résidentiels et accession à la propriété en Île-de-France : une approche par la modélisation.**

**Résumé :** Cette thèse vise à mieux comprendre le fonctionnement du marché du logement à travers l'étude des trajectoires résidentielles et des arbitrages économiques des ménages en Île-de-France. Nous cherchons à analyser la consommation de service logement et le choix du statut d'occupation, et comment ceux-ci évoluent en fonction de la situation démographique (avancée dans le cycle de vie, génération) et économique (revenu, niveau des prix) du ménage. Ce double prisme d'étude – démographique et économique – nous amène à développer une analyse sur le temps long, de 30 à 50 ans selon les données disponibles. Au-delà de révéler tant les effets liés au cycle de vie que les évolutions intergénérationnelles, cette perspective de long terme permet d'étudier si les deux dernières décennies, marquées par une forte hausse des prix immobiliers en Île-de-France, marquent une rupture dans les choix résidentiels des ménages. Le premier chapitre mobilise les données du recensement pour analyser les parcours résidentiels des Franciliens en mettant en regard les évolutions de la démographie des ménages et des logements sur un demi-siècle, et les appariements qui en résultent. Les résultats décrivent une forte progression du confort surfacique – résultante d'un effet de ciseau entre baisse de la taille des ménages et hausse de la taille des logements – et de l'accès à la propriété dans un premier temps, suivie d'une stabilisation des trajectoires résidentielles pour les générations récentes. Partant du constat d'une augmentation continue du confort surfacique depuis cinq décennies, le deuxième chapitre cherche à mesurer si cette hausse a permis une réduction des inégalités des conditions de logement. Nos résultats montrent au contraire que les inégalités de confort surfacique augmentent de manière générale, tandis que les écarts entre professions et catégories socioprofessionnelles demeurent eux stables. Les générations récentes semblent par ailleurs moins avantagées que la génération du baby-boom relativement aux conditions moyennes de confort auxquelles chacune a fait face. Afin d'éclairer ces trajectoires résidentielles à l'aune des conditions de marché et des arbitrages économiques des ménages qui en résultent, le chapitre trois aborde la mesure du coût du logement selon les différents statuts d'occupation, en particulier pour la propriété occupante à travers la notion de coût d'usage. Il mobilise ensuite les enquêtes Logement pour décrire les évolutions des coûts du logement dans le parc privé et les dépenses des ménages franciliens depuis le début des années 1970. Enfin, le dernier chapitre étudie les arbitrages des ménages locataires du parc privé, et notamment si ceux-ci ont évolué face à la forte hausse des prix des années 2000, en mobilisant un modèle économétrique sur la période 1980-2013. Les résultats indiquent sur la période récente une hausse du taux d'effort des accédants, une baisse de la demande de service logement et un recul de la primo-accession. Pris dans leur ensemble, les résultats de la thèse décrivent un modèle résidentiel français très inertiel, fondé sur l'accès au cours du cycle de vie à de grands logements en propriété occupante. Le modèle esquissé ici est mis sous tension par le caractère ségrégatif de l'accession à la propriété et la progression des coûts du logement, qui fragilisent les parcours résidentiels ascendants des générations récentes.

## **Housing consumption, housing careers and home-ownership in Paris Region, a modeling approach.**

**Abstract :** This thesis aims to better understand the functioning of the housing market through the study of residential trajectories and the economic trade-offs of households in the Paris Region (Île-de-France). We seek to analyse the consumption of housing services and the choice of occupancy status, and how these evolve according to the demographic (progress through the life cycle, generation) and economic (income, price level) situations of the household. This double prism of study - demographic and economic - leads us to develop an analysis over a long period of time, from 30 to 50 years depending on the available data. Beyond revealing both life-cycle effects and intergenerational changes, this long-term perspective allows us to understand if the last two decades, which have seen a sharp rise in property prices in the Paris Region, have marked a break in households' residential choices. The first chapter uses census data to analyse the residential pathways of Île-de-France residents by comparing changes in household and housing demographics over half a century and the resulting matches. The results describe a strong increase in surface comforts - resulting from a scissor effect between a decline in household size and an increase in housing size - and in home ownership, followed by a stabilisation of residential trajectories for recent generations. Based on the observation of a continuous increase in surface comfort over the last five decades, the second chapter seeks to measure whether this increase has led to a reduction in inequalities in housing conditions. On the contrary, our results show that inequalities in surface comfort are generally increasing, while the gaps between occupations and socio-professional categories remain stable. Recent generations also seem to be less advantaged than baby boomers in regards to average comfort conditions experienced. In order to explain these residential trajectories in the light of market conditions and the resulting economic trade-offs of households, chapter three discusses the measurement of housing costs according to the different occupancy statuses, in particular for owner-occupied housing through the notion of user cost. It then uses housing surveys to describe changes in housing costs in the private housing stock and the expenditure of households in the Paris Region since the early 1970s. Finally, the last chapter examines the trade-offs made by private rented sector households, and in particular whether these have changed when confronted with the sharp rise in prices in the 2000s, using an econometric model over the period 1980-2013. The results indicate an increase in the effort rate of first-time buyers, a fall in the demand for housing services and a decline in first-time buyers over the recent period. Taken as a whole, the results of the thesis describe a very inertial French residential model, based on accessing large owner-occupied dwellings through the life cycle. The model set out here is put under pressure by the segregative nature of home ownership and the rising housing costs, which undermine the upward residential pathways of recent generations.