



Modélisation des durées de résidence à partir des données transversales

Olivier Bonin, Matias Garreton

► To cite this version:

Olivier Bonin, Matias Garreton. Modélisation des durées de résidence à partir des données transversales. 49ème colloque de l'Association de Science Régionale de Langue Française (AS-RDLF), Jul 2012, Belfort, France. pp.1, 2012. <halshs-00737383>

HAL Id: halshs-00737383

<https://halshs.archives-ouvertes.fr/halshs-00737383>

Submitted on 1 Oct 2012

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

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

Association de Science Régionale De Langue Française



**MODÉLISATION DES DURÉES DE RÉSIDENCE À PARTIR DES DONNÉES
TRANSVERSALES**

BONIN Olivier

Université Paris Est – IFSTTAR – LVMT

Marne-la-Vallée

olivier.bonin@ifsttar.fr

GARRETON Matias

Université Paris Est – IFSTTAR – LVMT

Marne-la-Vallée

matias.garreton@ifsttar.fr

Résumé :

La compréhension du comportement temporel de plusieurs phénomènes urbains est essentielle pour analyser et modéliser leur développement. Cet objectif se heurte à la rareté et coût des bases de données longitudinales. Nous proposons un modèle paramétrique simple pour estimer des durées à partir de données transversales, qui est appliqué à l'analyse de l'ancienneté résidentielle dans la région IdF, avec des données du recensement. Cet outil pourrait avoir d'autres applications plus générales, comme la calibration des modèles LUTI.

Mots clés : (arial 11)

données transversales, ancienneté résidentielle, modèle paramétrique, recensement

Classification : JEL C13, R20

MODELISATION DES DUREES DE RESIDENCE A PARTIR DES DONNEES TRANSVERSALES

1 INTRODUCTION

Les données longitudinales concernant les cycles résidentiels sont rares et difficiles à obtenir. En outre, les taux d'échantillonnage de telles données sont trop faibles pour que les données offrent une représentativité spatiale, si bien que les critères de localisation peuvent difficilement être pris en compte à l'échelle régionale. Cependant, le Recensement Général de la Population de 1999 de l'INSEE comporte une variable qui peut être d'un grand intérêt pour la modélisation des durées de résidence, car elle est disponible pour l'ensemble du territoire et l'ensemble des ménages : l'année du dernier déménagement. Par différence avec l'année du recensement, nous obtenons ainsi des durées de résidence tronquées, puisque nous ne savons pas combien de temps les ménages vont rester dans leur logement après la date du recensement.

Nous avons donc mis au point un modèle statistique pour estimer les lois de probabilité des durées de résidence (c'est-à-dire le temps qu'un ménage occupe son logement entre deux déménagements) à partir de ces données totalement tronquées. Cette troncature de l'ensemble des données nous impose de faire des hypothèses raisonnables sur les distributions recherchées ; c'est pourquoi le modèle que nous présentons ici est un modèle paramétrique. Le modèle comporte peu de paramètres, et ces paramètres sont simples à estimer et à interpréter. Notre méthode, bien que très spécifique, nous permet d'estimer les lois de probabilité des durées de résidence pour un grand nombre de classes de ménages, dans un contexte où les méthodes classiques de la littérature ne peuvent pas être mises en œuvre (voir entre autres COX, 1972 ; VAN OMMEREN et al., 1996 ; CLARK et DAVIES, 1999 ; VAN DER VILST et al., 2002, DENG et al., 2003).

2 MODELE

Pour construire notre modèle, nous considérons une population de n ménages similaires dont les durées de résidence sont supposées être n variables aléatoires X_1, \dots, X_n indépendantes et identiquement distribuées (i.i.d) de même loi qu'une variable X de densité f . Ces variables aléatoires ne sont pas observables, car elles sont systématiquement tronquées par le recensement. Nous supposons que les fractions des durées résidentielles observées pour les ménages sont modélisées par n variables aléatoires B_1, \dots, B_n i.i.d de même loi qu'une variable B de densité g . La variable B naturellement à support sur $[0,1]$.

Une fraction de durée résidentielle observée égale à 1 signifie que le ménage déménage le lendemain du recensement, et une fraction de durée résidentielle observée égale à 0 signifie que le ménage a déménagé la veille du recensement. Nous pouvons ajouter l'hypothèse que X et B sont indépendantes.

Ainsi, les durées résidentielles observées dans le recensement sont n variables aléatoires X_1^*, \dots, X_n^* de même loi qu'une variable X^* , avec $X^* = X \times B$. Nous notons f^* la densité de X^* .

Pour calculer la densité f^* , nous calculons pour une fonction mesurable ϕ :

$$\begin{aligned}
 E[\phi(X^*)] &= E_X(E(\phi(X^*) | X)) \\
 &= E\left(\int_0^X \phi(t) \frac{g(t/X)}{X} dt\right) \\
 &= \int_{x=0}^{\infty} \int_{t=0}^x \phi(t) \frac{g(t/x)}{x} dt f(x) dx \\
 &= \int_{t=0}^{\infty} \int_{x=t}^{\infty} \phi(t) \frac{f(x)g(t/x)}{x} dt dx \\
 &= \int_{t=0}^{\infty} \phi(t) \left(\int_{x=t}^{\infty} \frac{f(x)g(t/x)}{x} dx \right) dt
 \end{aligned}$$

Nous obtenons ainsi que :

$$f^*(t) = \int_t^{\infty} \frac{f(x)g(t/x)}{x} dx$$

Pour appliquer ce modèle aux données du recensement, nous supposons que X suit une loi gamma de paramètres k et θ , et que B suit une loi beta de paramètres α et β . La loi gamma utilisée pour les durées de résidence permet d'obtenir des lois monomodales à support dans \mathbb{R}^+ , incluant la loi exponentielle. La loi beta utilisée pour les troncatures permet de modéliser des écarts à la loi uniforme, dans le cas où le recensement n'interviendrait pas de manière uniforme dans les cycles résidentiels, mais plutôt au début ou à la fin. Le paramétrage de la loi beta présentera un intérêt particulier pour les ménages les plus jeunes et les plus âgés.

Si X suit une loi gamma de paramètres k et θ et B une loi beta de paramètres α et 1, avec $k > \alpha$, alors :

$$\begin{aligned}
 f^*(t) &= \int_t^{\infty} \frac{x^{k-1} e^{-x/\theta}}{x \Gamma(k) \theta^k} \frac{1}{xB(\alpha, 1)} \left(\frac{t}{x}\right)^{\alpha-1} dx \\
 &= \frac{t^{\alpha-1}}{B(\alpha, 1)} \frac{\Gamma(k-\alpha)}{\Gamma(k) \theta^\alpha} \int_t^{\infty} \frac{x^{k-\alpha-1} e^{-x/\theta}}{\Gamma(k-\alpha) \theta^{(k-\alpha)}} dx \\
 &= t^{\alpha-1} \frac{\alpha \Gamma(k-\alpha)}{\Gamma(k) \theta^\alpha} (1 - F(t, k-\alpha, \theta))
 \end{aligned}$$

en notant F la fonction de répartition de la loi gamma. Nous nous limitons au cas où $\beta=1$ pour la loi beta, car cela permet un niveau suffisant de généralité tout en préservant la relative simplicité des calculs. Le lecteur intéressé par les calculs dans le cas général pourra se référer à NADARAJAH et KOTZ (2005).

Si B suit une loi uniforme, l'expression de f^* est encore simplifiée :

$$\begin{aligned}
 f^*(t) &= \int_t^{\infty} \frac{x^{k-1} e^{-x/\theta}}{x \Gamma(k) \theta^k} dx \\
 &= \frac{1}{(k-1)\theta} \int_t^{\infty} \frac{x^{k-2} e^{-x/\theta}}{\Gamma(k-1) \theta^{(k-1)}} dx \\
 &= \frac{1}{(k-1)\theta} (1 - F(t, k-1, \theta))
 \end{aligned}$$

L'estimation des paramètres k , θ et α du modèle se fait numériquement sans difficulté par la méthode du maximum de vraisemblance.

3 APPLICATION AUX DONNEES DU RGP 1999

Nous présentons maintenant la mise en œuvre de ce modèle à partir des données du Recensement Général de la Population de 1999 de l'INSEE pour la région Ile-de-France.

3.1 Analyse descriptive et typologie

L'aire urbaine de Paris comporte 11 millions d'habitants, regroupés en 4,5 millions de ménages. Elle coïncide relativement bien avec la région administrative de l'Ile-de-France, qui est le découpage administratif utilisé pour les informations statistiques du recensement. Nous nous focalisons dans cet article sur cette région, puisque les dynamiques des marchés immobiliers varient fortement en fonction de la taille de la ville et de ses caractéristiques (STRASSMAN, 1991 ; VAN DER VILST et al., 2002), et la métropole parisienne présente de fortes différences avec le reste de la France. La base de données utilisée est le fichier au 1/20 du RGP 1999, qui nous permet de définir des sous-populations tout en gardant des échantillons suffisamment grands pour assurer aux résultats une validité statistique.

Le Recensement Général de la Population inclut jusqu'en 1999 (et malheureusement pas dans sa version actuelle en années glissantes, dite renouvelée) une question qui porte sur l'année du dernier déménagement. Cette information est souvent regroupée en classes, comme c'est le cas dans le recensement américain (1, 2, 2 à 5, 5 à 10 et plus de 10 ans), et dans le recensement renouvelé de la population (moins de 2, 2 à 4, 5 à 9, 10 à 19, 20 à 29 et 30 ans et plus). Ceci permet d'ajuster notre modèle avec la même précision sur les ménages les plus stables, qui ont des durées de résidence élevées ; il pourrait également s'appliquer avec une moindre précision sur les données de classes.

En comparant les distributions tronquées de durées de résidence (Figure 1), nous avons pu séparer 12 sous-populations qui présentent une inertie interclasse élevée et une inertie intraclasse faible, donc des sous-populations différentes qui présentent une homogénéité interne. Ces classes de ménages sont définies par les trois variables qui influent le plus sur les durées résidentielles (voir entre autres STRASSMAN, 1991 ; VAN DER VILST ET AL., 2002 ; DENG ET AL., 2003) : le statut d'occupation, l'âge, et la présence d'enfants :

- statut d'occupation : propriétaire, locataire, locataire d'un logement social ;
- âge de la personne de référence du ménage : de 20 à 50 ans, de 50 à 80 ans ;
- enfants : avec ou sans.

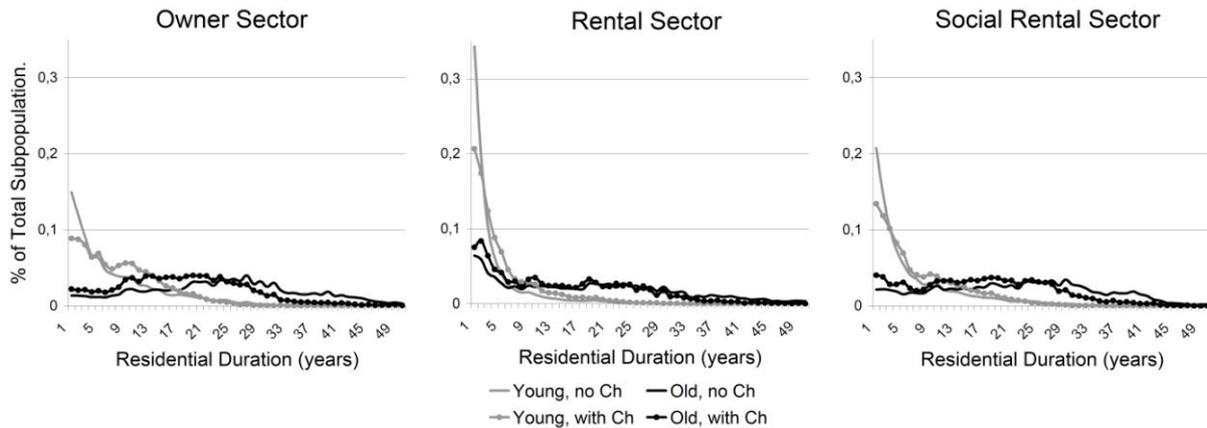
Les sous-populations obtenues sont décrites dans le Tableau 1. Notons que nous avons retiré de l'échantillon les ménages très âgés, pour éviter le cas spécifique des déménagements vers des maisons de retraite.

Tableau 1 : Définition des sous-populations et taille d'échantillon

	Propriétaires	Locataires	Logement social
Jeunes (20-50), sans enfants	14181	30842	12664
Agés (50-80), sans enfants	40800	12976	13282
Jeunes, avec enfants	29835	14850	19985
Agés, avec enfants	14725	3609	6826

Source : INSEE, RGP 1999, région Ile-de-France, calculs de l'auteur

Figure 1 : Distributions des durées de résidence tronquées pour les sous-populations identifiées.



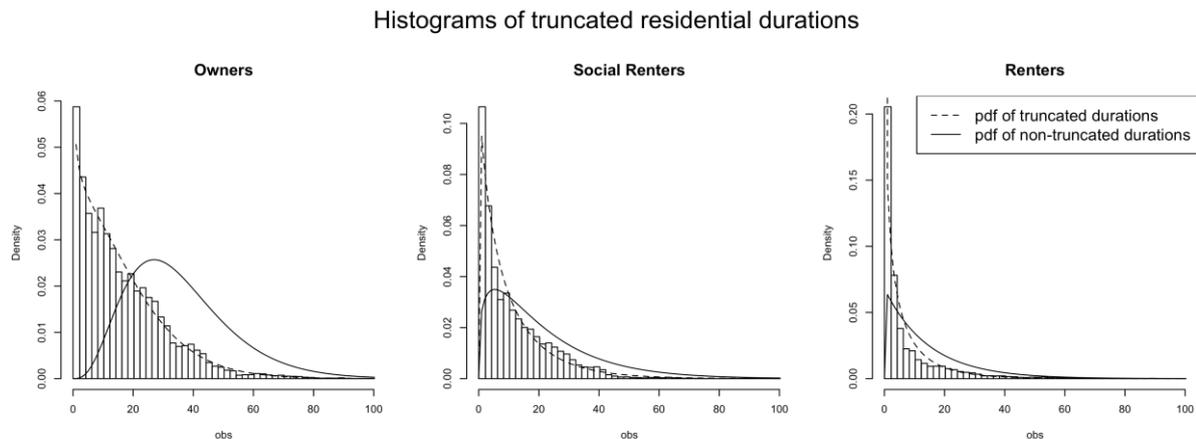
Source : INSEE, RGP 1999, région Ile-de-France, calculs de l'auteur

Ces sous-populations seront utilisées pour les estimations des durées de résidence à partir de notre modèle. Le fait d'utiliser les données du recensement permet de décliner un grand nombre de typologies, possibilité que nous illustrerons dans la suite de cet article.

3.2 Estimations des durées de résidence et analyse

Nous commençons les estimations sur les trois classes principales de notre étude : les propriétaires, les locataires de logements sociaux, et les locataires du parc privé (Figure 2). Les propriétaires sont la population la plus stable, les locataires du parc privé sont la population la plus mobile et les locataires du parc social se trouvent près de la moyenne. Tous les graphiques présentent un histogramme des durées de résidence tronquées directement calculé à partir des données du recensement, une estimation paramétrique du modèle des durées de résidence tronquées en ligne pointillée et enfin l'estimation de la distribution des durées de résidence en trait continu.

Figure 2 : Distributions des durées de résidence pour les propriétaires, les locataires de logements sociaux et les locataires estimées par notre modèle paramétrique.



Source : INSEE, RGP 1999, région Ile-de-France, calculs de l'auteur

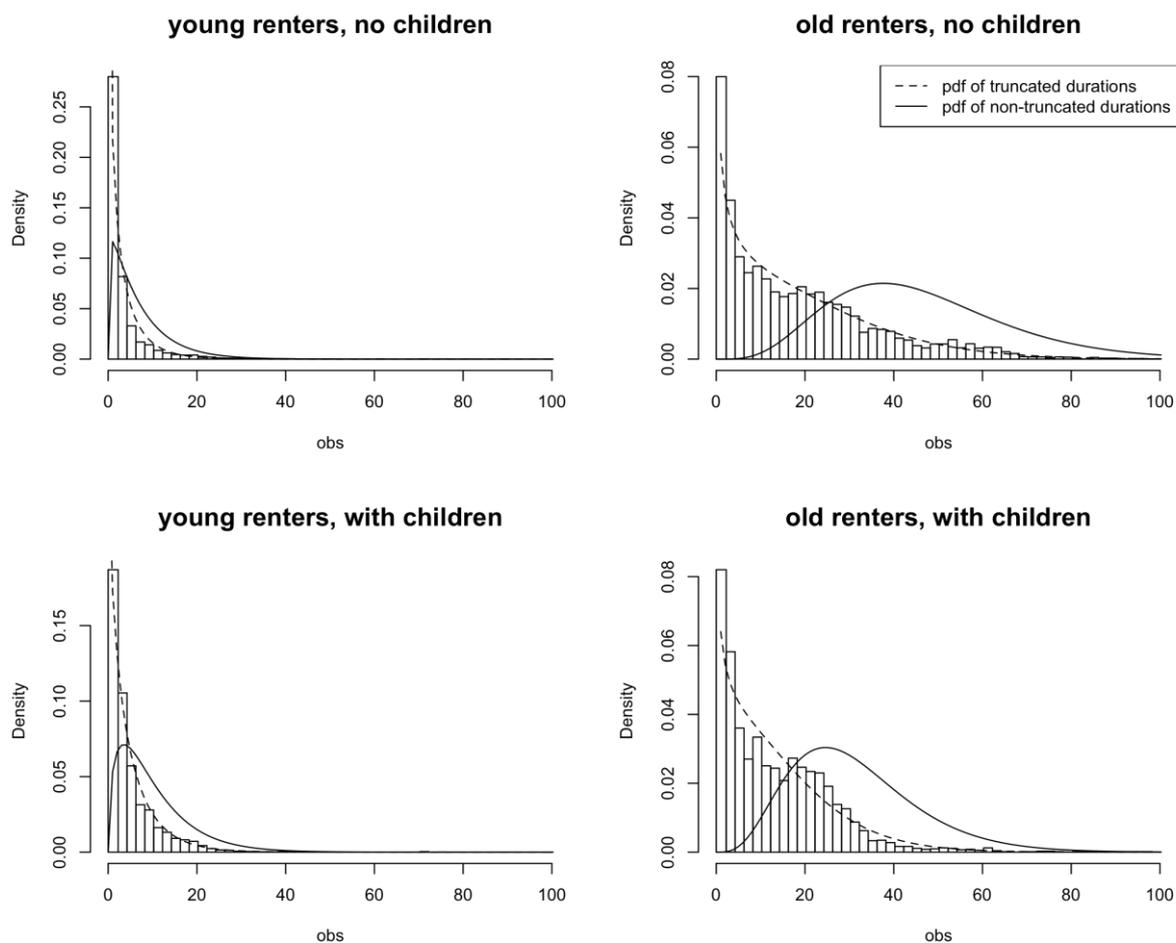
Nous obtenons par estimations que la loi de troncature pour les locataires du parc privé est une loi uniforme, ce qui signifie que le recensement a la même probabilité d'intervenir à n'importe quel moment d'un cycle résidentiel : un ménage a la même probabilité d'être recensé juste après son installation dans un logement, au milieu de son cycle de résidence, ou encore juste avant un déménagement.

La loi de troncature pour les locataires de logements sociaux et les propriétaires est une loi beta proche de la loi uniforme, ce qui était attendu puisque nous avons l'ensemble des classes d'âge dans notre échantillon. En effet, comme les ménages plus âgés ont un risque de mortalité plus élevé, ils ont une probabilité plus forte d'avoir été recensés vers la fin de leurs cycles résidentiels. Les médianes des durées résidentielles sont de 32,6 ans (resp. 10,2 ans et 16,2 ans) pour les propriétaires (resp. les locataires du parc privé et les locataires de logements sociaux), qui sont des durées vraisemblables.

Si nous appliquons notre modèle sur les sous-populations de notre typologie, les lois de troncatures s'écartent de la loi uniforme pour les classes de ménages âgés (Figure 3).

Figure 3 : Distributions des durées de résidence pour plusieurs classes de locataires estimées par notre modèle paramétrique : jeunes sans enfants (en haut à gauche), âgés sans enfants (en haut à droite), jeunes avec enfants (en bas à gauche) et âgés avec enfants (en bas à droite).

Histograms of truncated residential durations



Source : INSEE, RGP 1999, région Ile-de-France, calculs de l'auteur

Dans les sous-populations des locataires du parc privé, la loi de troncature estimée pour les jeunes ménages est uniforme, et la loi de durée résidentielle a une médiane de 5 ans (resp. 8 ans) pour les ménages jeunes sans enfants (resp. pour les ménages jeunes avec enfants) (Tableau 2). La loi de troncature pour les ménages âgés donne une plus grande probabilité pour le recensement de survenir au début d'un cycle résidentiel qu'à la fin ce qui est un peu contre-intuitif ; il s'agit peut-être de déménagements survenant lors de la retraite. Rappelons que nous avons retiré de la sous-population les ménages très âgés.

Tableau 2 : Médianes des durées résidentielles estimées par notre modèle pour la typologie âge / statut d'occupation / enfants

	Propriétaires	Locataires	Logement social
Jeunes (20-50), sans enfants	12,1	5,1	9,4
Agés (50-80), sans enfants	43,7	43,5	41
Jeunes, avec enfants	14,3	8,1	12,0
Agés, avec enfants	30,5	29,1	31,8

Source : INSEE, RGP 1999, région Ile-de-France, calculs de l'auteur

La sous-population des locataires sociaux présente des similitudes avec celle des locataires du parc privé concernant les durées de résidence, avec cependant des médianes de durées résidentielles plus élevées pour les jeunes ménages, probablement dues au fait que obtenir un logement social est très recherché et difficile, et donc que la mobilité résidentielle est plus faible lorsqu'un tel logement a été obtenu.

La sous-population des propriétaires est très différente lorsqu'on s'intéresse aux ménages jeunes et aux ménages âgés. Seules les durées résidentielles de la sous-population des ménages jeunes (avec et sans enfants) peuvent être estimées avec une loi de troncature uniforme. Pour les sous-populations des ménages âgés, le recensement survient avec une plus grande probabilité à la fin du cycle résidentiel qu'au début. La médiane de durée résidentielle est de l'ordre de 13 ans pour les ménages jeunes, et entre 30 et 40 pour les ménages âgés. Elle décroît avec la présence d'enfants, révélant ainsi la nécessité pour ces ménages de déménager pour des logements plus grands lors de l'élargissement de leurs familles.

Les médianes des durées résidentielles estimées mettent en évidence un résultat intéressant (Tableau 2). Les jeunes ménages montrent clairement les différences de mobilité résidentielle qu'on attendait : des durées résidentielles plus faibles pour les locataires, intermédiaires pour les locataires de logements sociaux, et plus longues pour les propriétaires. Cependant, les ménages âgés montrent très peu de différences selon leur statut d'occupation, ce qui suggère que les cycles résidentiels deviennent stables à partir d'un certain âge. La différence entre les ménages avec et sans enfants est probablement due au fait que les enfants finissent par quitter le domicile familial pour devenir des ménages plutôt qu'à une différence de comportement.

Cette première typologie est utile, car elle permet de mettre en évidence le fait que les ménages jeunes et les ménages âgés ont des cycles de résidence qui dépendent notamment du statut d'occupation de leur logement, et de la présence d'enfants. Cependant, l'effet majeur est celui de l'âge, et la limite d'âge que nous avons choisie est arbitraire. Nous analysons donc maintenant une deuxième typologie, construite à partir du RGP, qui distingue entre ménages d'une seule personne, ménages composés de plusieurs personnes mais sans famille, couples sans enfants et couples avec enfants. Nous avons estimé notre

modèle sur cette nouvelle typologie, et obtenu les résultats présentés en dans les figures 4, 5 et 6 et le tableau 3.

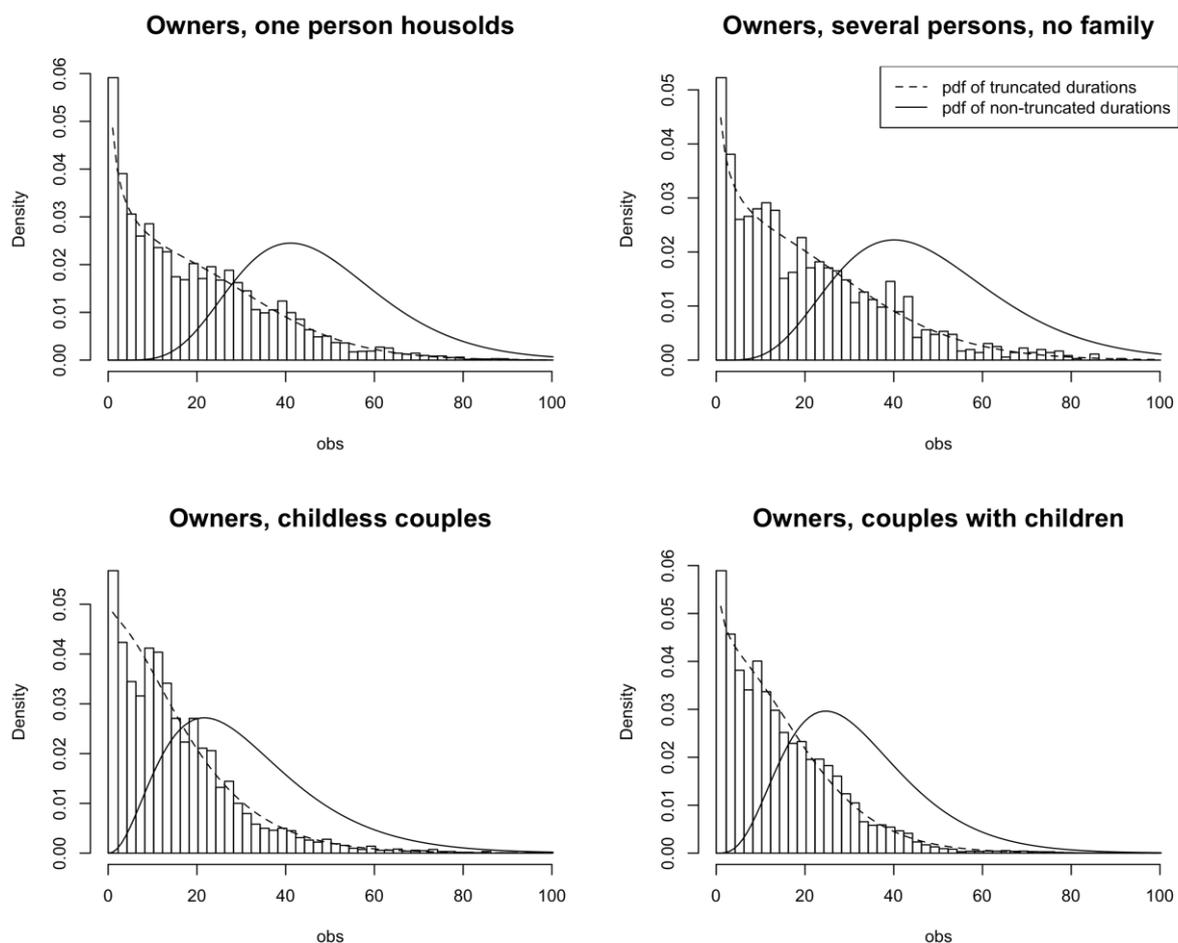
Tableau 3 : Médianes des durées résidentielles estimées par notre modèle pour la typologie de ménages

	Propriétaires	Locataires	Logement social
Ménages d'une personne	45,3	10,8	19,8
Ménages de plusieurs personnes sans famille	45,3	9,0	20,0
Couple sans enfants	27,9	10,9	15,3
Couples avec enfants	29,4	9,6	15,2

Source : INSEE, RGP 1999, région Ile-de-France, calculs de l'auteur

Figure 4 : Estimation des durées de résidence pour les propriétaires : ménages d'une seule personne (en haut à gauche), ménages composés de plusieurs personnes – sans famille (en haut à droite), couples sans enfants (en bas à gauche) et couples avec enfants (en bas à droite)

Histograms of truncated residential durations

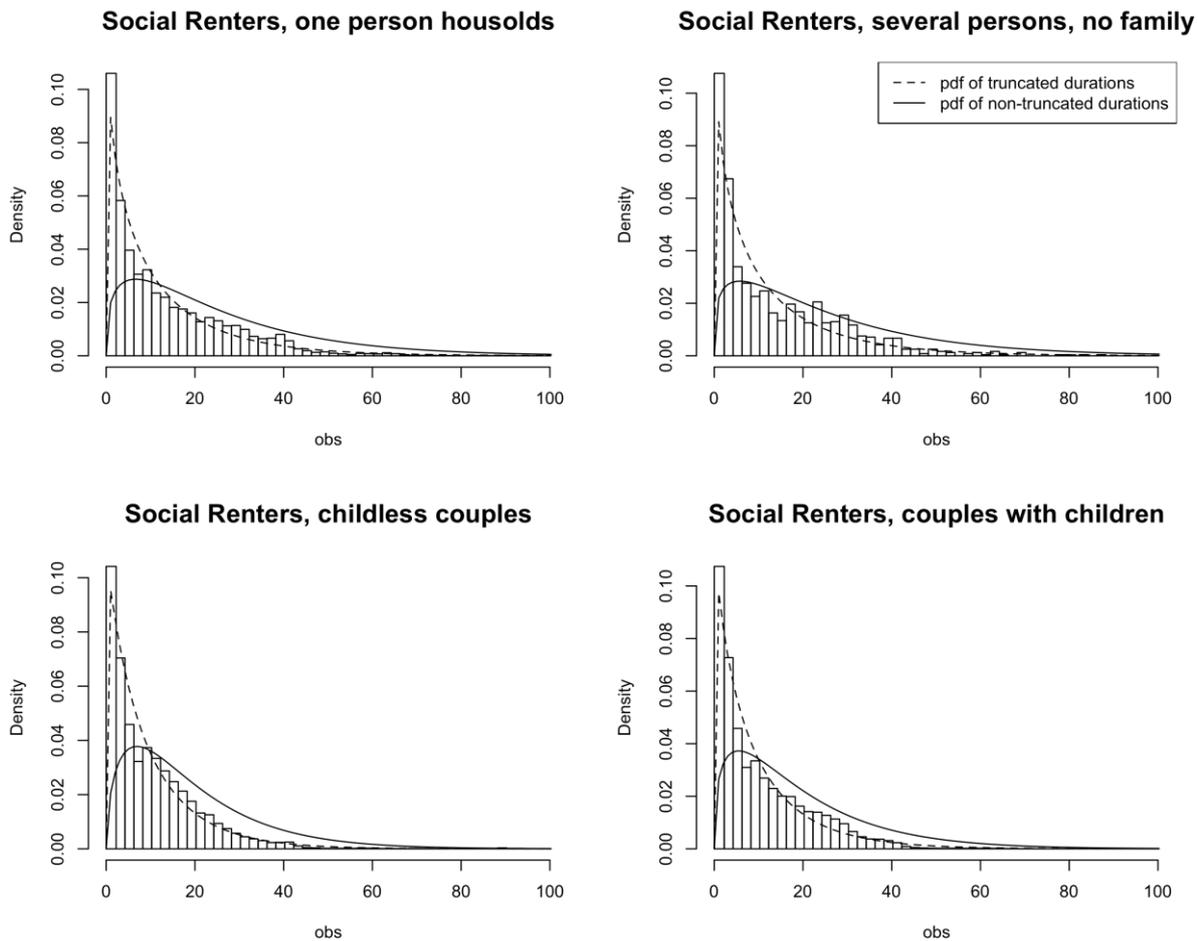


Source : INSEE, RGP 1999, région Ile-de-France, calculs de l'auteur

Dans la sous-population des propriétaires, le modèle s'ajuste parfaitement pour les couples, et correctement pour les ménages d'une personne ou sans famille. Cependant, pour ces dernières catégories, l'hypothèse d'une loi gamma pour les durées de résidence n'est sans doute pas valide. En effet, le cas des ménages d'une personne regroupe aussi bien des jeunes étudiants que des veuves, pour citer deux exemples qui viennent à l'esprit, et ces ménages n'auront évidemment pas les mêmes durées résidentielles.

Figure 5 : Estimation des durées de résidence pour les locataires de logements : ménages d'une seule personne (en haut à gauche), ménages composés de plusieurs personnes – sans famille (en haut à droite), couples sans enfants (en bas à gauche) et couples avec enfants (en bas à droite)

Histograms of truncated residential durations

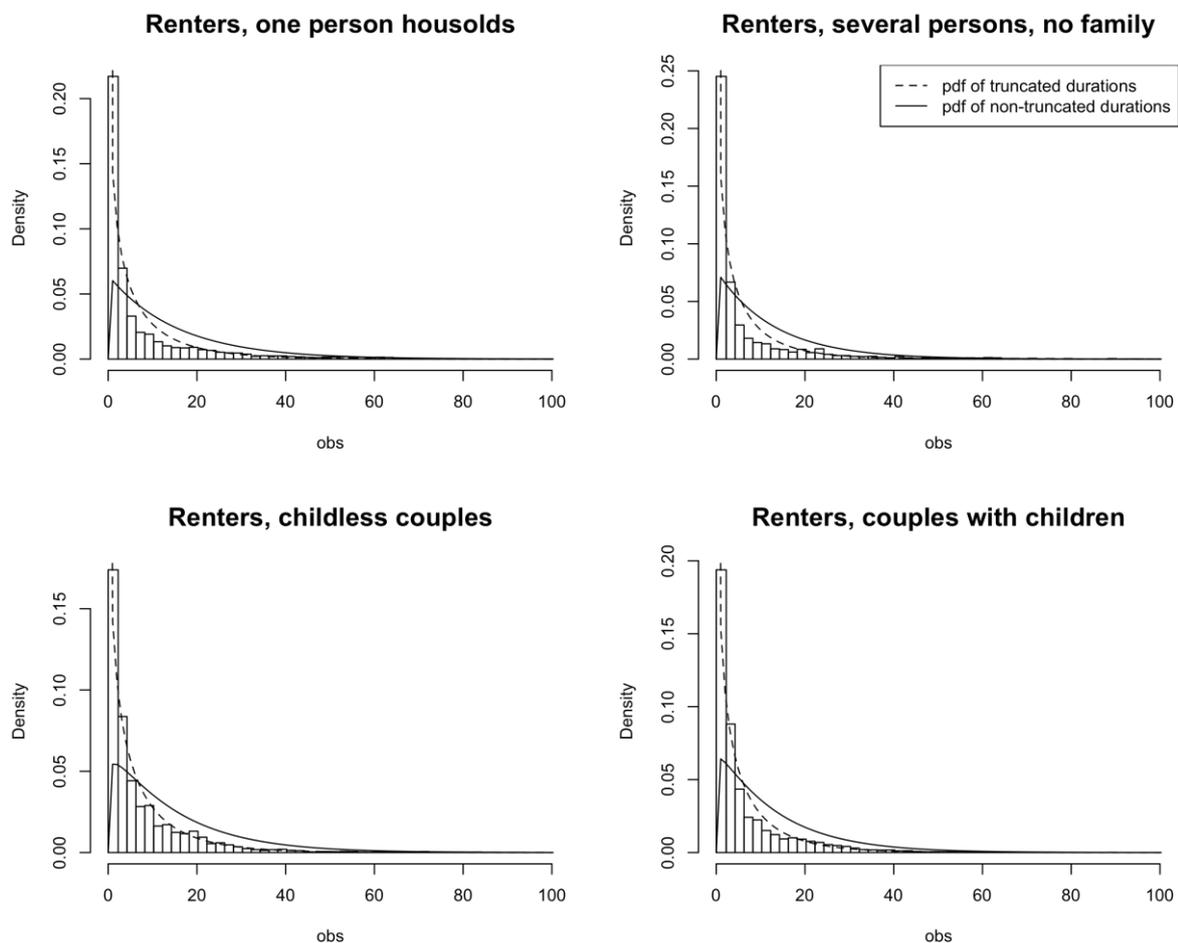


Source : INSEE, RGP 1999, région Ile-de-France, calculs de l'auteur

Les estimations sont meilleures pour la sous-population des locataires sociaux. Les lois de troncature donnent au recensement une probabilité plus grande d'intervenir à la fin des cycles résidentiels. C'est, comme nous l'avons déjà remarqué, imputable au fait qu'il est difficile d'obtenir un logement social et donc que les locataires ont tendance à y rester.

Figure 6 : Estimation des durées de résidence pour les locataires du secteur : ménages d'une seule personne (en haut à gauche), ménages composés de plusieurs personnes – sans famille (en haut à droite), couples sans enfants (en bas à gauche) et couples avec enfants (en bas à droite)

Histograms of truncated residential durations



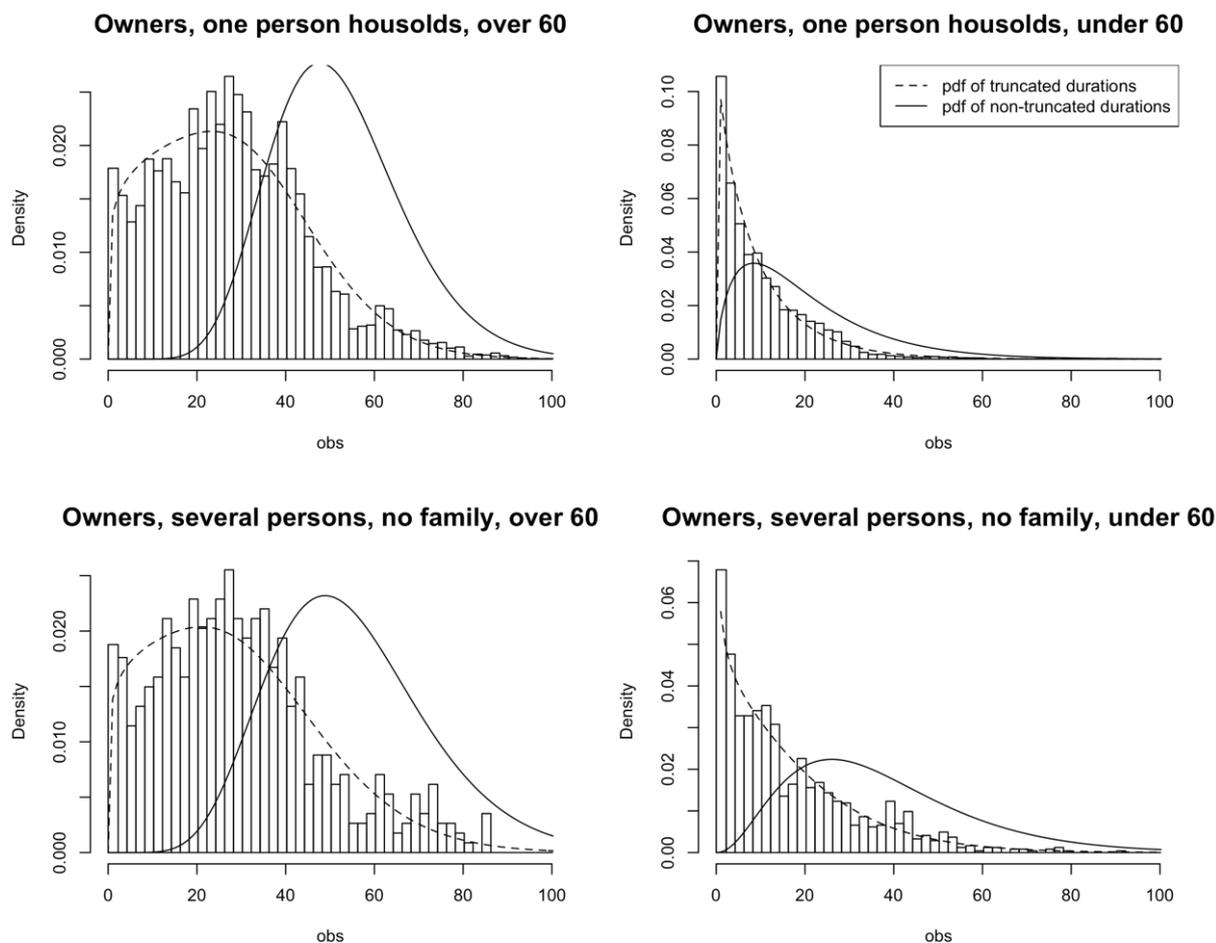
Source : INSEE, RGP 1999, région Ile-de-France, calculs de l'auteur

Les estimations pour les locataires donnent des lois de troncature uniformes dans tous les cas, avec des bons ajustements pour les couples, et de nouveau des ajustements moins bons pour les autres catégories. L'hétérogénéité de ces catégories est clairement un obstacle à la modélisation.

Pour investiguer ces catégories hétérogènes, nous avons ajouté une distinction entre les personnes actives et les personnes retraitées (Figure 7).

Figure 7 : Estimation des durées de résidence pour les propriétaires : ménages d'une seule personne (en haut), et ménages composés de plusieurs personnes – sans famille (en bas), en distinguant entre les ménages de plus de 60 ans (à gauche) et ceux de moins de 60 ans (à droite)

Histograms of truncated residential durations



Source : INSEE, RGP 1999, région Ile-de-France, calculs de l'auteur

Nous obtenons alors comme attendu des distributions très différentes pour les ménages de retraités et les jeunes ménages. Cependant, les histogrammes révèlent un second mode (au moins) dans les distributions, si bien que les sous-populations présentent encore une certaine hétérogénéité. Cependant, le modèle réagit remarquablement bien à ce niveau de désagrégation ; on pourrait multiplier encore les catégories. Nous introduisons maintenant un critère spatial pour investiguer si les comportements de mobilité diffèrent avec la localisation.

Nous revenons donc aux trois grandes classes de statut d'occupation, et distinguons les trois couronnes usuelles de l'Ile-de-France : Paris, la petite couronne, composée des départements limitrophes de Paris, et enfin la grande couronne (Tableau 4).

Tableau 4 : Médianes des durées résidentielles estimées par notre modèle pour les trois couronnes de l'Île-de-France

	Propriétaires	Locataires	Logement social
Paris	34,7	11,1	17,6
Petite couronne	33,8	9,9	18,1
Grande couronne	30,8	9,0	14,2

Source : INSEE, RGP 1999, région Ile-de-France, calculs de l'auteur

Quel que soit le statut d'occupation du logement, nous observons une forte tendance à la décroissance des durées résidentielles lorsque l'on s'éloigne du centre. Pour le secteur locatif privé, ceci reflète probablement les effets combinés d'une forte demande, et d'un cadre juridique protecteur qui encadre les hausses de loyers lorsqu'on reste dans le même logement, et limite les expulsions. Ainsi, un locataire qui occupe depuis très longtemps son logement paie un loyer nettement plus faible que celui qu'il paierait lors de l'établissement d'un nouveau bail, et la forte demande de logement peut rendre difficile la recherche d'un nouveau logement. Ceci est cependant contrebalancé par le fait que les logements sont sensiblement plus petits vers le centre, et donc souvent occupés par des catégories plus mobiles.

Les locataires de logements sociaux montrent les mêmes comportements, mais avec une médiane qui est quasiment le double de celle des locataires du secteur privé. La stabilisation vers le centre est ici la combinaison de plusieurs facteurs. D'une part, la construction de logements sociaux apparaît principalement dans les zones périphériques. D'autre part, les logements sociaux localisés en zone dense sont très recherchés, si bien qu'il existe un effet de rétention similaire à celui observé pour les locataires privés (où la raison était la limitation de la hausse des loyers).

Les propriétaires présentent des durées résidentielles avec de fortes variations absolues, mais de très faibles variations relatives, bien que les taux de construction augmentent avec la distance au centre. Ici encore la structure du marché, et les variations locales de marché, prennent le pas sur les comportements de mobilité attendus.

4 CONCLUSION

Ce travail représente une tentative de combler le fossé entre les données longitudinales et les données transversales, de manière à pouvoir utiliser des sources de données exhaustives et largement diffusées. Le modèle que nous avons présenté est un modèle paramétrique simple, qui présente toutefois une grande souplesse et des hypothèses raisonnables. Son application nous a permis de mettre en évidence des différences de comportements selon le statut d'occupation du logement, l'âge des ménages et la présence d'enfants.

Nous l'avons appliqué de manière exploratoire à l'analyse des durées de résidence à partir du Recensement Général de la Population de 1999. Sa transposition au recensement rénové se fera au prix d'une perte de précision, puisqu'on dispose maintenant de classes de durées de résidence tronquées, au lieu des durées de résidences tronquées.

Une désagrégation plus fine a été mise en œuvre pour deux catégories de ménages composites du recensement, qui regroupent des réalités très différentes : les ménages composés d'une seule personne, et les ménages composés de plusieurs personnes, mais sans famille. Le modèle a permis ici de repérer l'hétérogénéité des comportements de mobilité et encore d'obtenir des résultats satisfaisants, bien que les désagrégations proposées soient sans doute insuffisantes.

Enfin, une application intéressante du modèle est l'inclusion de critères spatiaux, que nous avons illustré sur la région Ile-de-France en prenant en compte simplement la commune de résidence. Les résultats de cette analyse montrent une forte rigidité des comportements pour les ménages localisés près du centre, sans doute due aux contraintes des marchés immobiliers, tandis que pour les ménages localisés dans la périphérie les différences de comportements résidentiels s'affirment selon les types de ménages et le statut d'occupation du logement.

L'utilisation du recensement permet une désagrégation spatiale bien plus importante de ces analyses, à l'échelle de la commune, voire de l'IRIS dans les grandes villes. Les informations de durées résidentielles pourront alors être intégrées dans une modélisation plus large incluant les prix immobiliers, la présence d'aménités et la position spatiale dans le marché de l'emploi.

5 BIBLIOGRAPHIE

- CLARK W., DAVIES S., 1999, Changing jobs and changing houses: mobility outcomes of employment transitions, *Journal of Regional Science*, Vol. 39, n° 4, 653-673.
- COX D. R., 1972, Regression Models and Life Tables, *Journal of the Royal Statistical Society Series B*, 34(2), 187-220.
- DENG Y., GABRIEL S., NOTHAFT F., 2003, Duration of residence in the Rental Housing Market, *Journal of Real Estate Finance and Economics*, 26:2/3, 267-285.
- NADARAJAH S., KOLTZ, S, 2005, On the product of Gamma and Beta random variables, *Allgemeines Statistisches Archiv*, 89, 435-449.
- STRASSMAN, W. P., 1991, Housing markets intervention and mobility: an international comparison, *Urban Studies*, 28, 757-771.
- VAN DER VILST A., GORTER C., NIJKAMP P., RIETVELD P., 2002,. Residential mobility and local housing-market differences, *Environment and Planning*, Vol 34, 1147-1164.
- VAN OMMEREN J., RIETVELD P., NIJKAMP P., 1996, Commuting: In search of jobs and residences, *Journal of Urban Economics*, 42, 402-421.