HAL
open science

Décision résidentielle des ménages : entre choix et contraintes

Delphine Drouet

To cite this version:

Delphine Drouet. Décision résidentielle des ménages : entre choix et contraintes. Economies et finances. Université de Cergy Pontoise, 2018. Français. NNT : 2018CERG0966 . tel-02284344

HAL Id: tel-02284344

https://theses.hal.science/tel-02284344v1

Submitted on 11 Sep 2019

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 DE CERGY-PONTOISE
E.D. ÉCONOMIE, MANAGEMENT, MATHÉMATIQUES CERGY
LABORATOIRE DE RECHERCHE THEMA

DÉCISION RÉSIDENTIELLE DES MÉNAGES : ENTRE CHOIX ET CONTRAINTES

THÈSE
pour l'obtention du titre de
DOCTEUR EN SCIENCES ÉCONOMIQUES
de l'Université de Cergy-Pontoise

Présentée et soutenue publiquement le 6 février 2018
par
MLLE DELPHINE DROUET

JURY

Directeur de thèse :	Monsieur Olivier DONNI *Professeur à l'Université de Cergy-Pontoise*
Rapporteurs :	Madame Catherine SOFER *Professeur émérite à Paris School of Economics* *Paris 1 Panthéon-Sorbonne*
	Madame Elena STANCANELLI *Professeur associé à Paris School of Economics* *Directrice de Recherche CNRS*
Examinateurs :	Madame Maëlys DE LA RUPELLE *Maître de Conférences à l'Université de Cergy Pontoise*
	Monsieur Nicolas COULOMBEL *Maître de Conférences à l'Ecole des Ponts ParisTech*
	Monsieur Jean Luc PRIGENT *Professeur à l'Université de Cergy Pontoise*

A ma fille, Mya.

Un enfant,
Ça vous décroche un rêve
Ça le porte à ses lèvres
Et ça part en chantant.

Un enfant,
Avec un peu de chance
Ça entend le silence
Et ça pleure des diamants
Et ça rit à n'en savoir que faire
Et ça pleure en nous voyant pleurer
Ça s'endort de l'or sous les paupières
Et ça dort pour mieux nous faire rêver.

Un enfant,
C'est le dernier poète
D'un monde qui s'entête
A vouloir devenir grand.

J. Brel

Remerciements

Je tiens tout d'abord à exprimer toute ma gratitude et mes remerciements au Professeur Olivier Donni, mon directeur de thèse, qui, durant toutes ces années, a su se montrer disponible dans les moments de grands doutes. Ses conseils avisés et sa patience m'ont permis de prendre le recul dont j'avais besoin pour faire avancer ce travail dans le bon sens. Son expérience et sa sagesse, m'ont été nécessaires pour faire face aux problèmes que je rencontrais et ainsi de parvenir à les résoudre. Je lui suis reconnaissante de m'avoir soutenue dans mon projet durant l'ensemble de ces années. Merci, de tout mon cœur. Grâce à vous, j'ai réalisé un véritable challenge.

Je remercie très chaleureusement Mesdames Catherine Sofer et Elena Stancanelli, pour avoir accepté d'être les deux rapporteurs de ma thèse et d'avoir accepté de prendre le temps d'examiner mes travaux malgré leurs nombreuses occupations. Je remercie également le professeur Jean Luc Prigent d'avoir accepté de faire partie de ce jury, ainsi que Madame Maëlys De La Rupelle et Monsieur Nicolas Coulombel, qui m'ont beaucoup conseillé durant ce travail et avec qui j'ai partagé des conversations très enrichissantes.

Ma thèse s'est déroulée au sein du laboratoire de recherche ThEMA, au sein de l'Université de Cergy-Pontoise, dans d'excellentes conditions de travail et pour lesquelles je tiens à remercier l'ensemble de ses membres : des différents directeurs qui ont dirigé le laboratoire, aux secrétaires, en passant naturellement par l'ensemble de la sphère d'Enseignement & de Recherche. Enfin, je tiens à remercier, également, l'équipe de l'École Doctorale, ainsi que son directeur, Monsieur Gabriel Desgranges, qui savent se montrer si disponible et qui nous apportent, tout au long de cette période, un accompagnement enrichissant sous tout point de vu. Je tiens, également, à remercier mes collègues doctorants pour leur complicité et leur soutien durant toutes ces années. Leurs conseils et leurs retours d'expériences m'ont été très précieux. Les amitiés tissées avec certains d'entre eux, me sont aujourd'hui très chères.

J'aurais aimé partager cette soutenance avec mon défunt grand-père, grand amateur de mathématiques, qui aurait été, je suis certaine, très fier du parcours que j'ai traversé et des batailles que j'ai mené. Tu es parti trop tôt pour l'avoir vu même commencer. Aujourd'hui, je pense à toi. Je pense également à ma grand-mère, cette grande dame, toute petite, qui tient une immense place dans mon cœur. Je vous aime.

Je dédie cette thèse à ma fille adorée, Mya, qui fait preuve d'une grande persévérance dans chacune de ses actions quotidiennes ; ma fille, puisses-tu ne jamais oublier que tu as appris à marcher en faisant une multitude de petits pas ; que tu es souvent tombée, que tu t'es toujours relevée et que tu as sans cesse réessayé, sans jamais douter ...

Table des matières

I LA CONTRAINTE DU MARCHÉ 11

1 La discrimination 12
1.1 Modèle théorique 16
1.2 Modèle économétrique 23
1.3 Présentation des données 29
1.4 Écarts de loyers et prix de la discrimination 40
1.5 Conclusion 58

Tables des Annexes 59
1. A Enquête Nationale Logement 1996 60
1. B Quelques définitions 62
1. C Tests d'égalités de moyennes et de proportions 68
1. D Détail des estimations 70

II LES CONTRAINTES AU CŒUR DU MÉNAGE 89

2 La mise en ménage 90
2.1 Modèle théorique 94
2.2 Modèle économétrique 101
2.3 Présentation des données 105
2.4 Premier choix résidentiel et répartition du pouvoir 113
2.5 Conclusion 124

Tables des Annexes 125
2. A L'Enquête Nationale Logement 2002 126
2. B Identification des parcours de mobilité 129
2. C Maximum de vraisemblance 146
2. D Détail des estimations 149

3 Les temps de trajet domicile-travail 151
3.1 Modèle théorique 154
3.2 Modèle économétrique 158
3.3 Présentation des données 160
3.4 Localisation résidentielle et trajets domicile-travail 173
3.5 Conclusion 181

Tables des Annexes **182**
3. A Le Recensement de la Population de 1999 183
3. B Appariement des données individuelles et de temps de trajet 186
3. C Estimation du revenu individuel et de sa répartition 190
3. D Tests d'égalités de proportions et de moyennes 198
3. E Détail des estimations 200

III Conclusion : contributions et limites **205**

Bibliographie **211**

Table des figures

1.1 Distribution de l'aversion des propriétaires envers les locataires *discriminés* . . . 19
1.2 Les logements du parc immobilier francilien & leurs propriétaires . . . 30
1.3 Taux d'immigration en France . . . 31
1.4 Caractéristiques des ménages franciliens . . . 32
1.5 Répartition des habitants au sein de chaque CSP . . . 33
1.6 Revenus, loyers et taux d'effort résidentiel . . . 35
1.7 Indice de peuplement des ménages . . . 36
1.8 Répartition des habitants en Île de France . . . 36
1.9 Implantation des populations et loyers observés . . . 37
1.10 Taux de satisfaction du logement et du quartier . . . 37
1.11 Niveau de confort des ménages . . . 38
1.12 Contrat de location atypiques . . . 39

2.1 Part des jeunes ménages . . . 106
2.2 Âge des individus et différence d'âge au sein du couple . . . 107
2.3 Statut matrimonial . . . 108
2.4 Enfants issus d'une précédente union . . . 109
2.5 Enfants du couple . . . 109
2.6 Revenu des agents . . . 110
2.7 Part du revenu de l'homme dans le revenu du ménage . . . 110
2.8 Caractéristiques des logements occupés avant la mise en ménage . . . 111
2.9 Nombre d'enfants et surface du logement précédant la mise en ménage 112
2.10 Scénarios : évolution des revenus sur un échantillon médian . . . 122
2.11 Scénario : évolution de l'écart d'âge dans le couple sur un échantillon médian . . . 123
2.12 Organisation des données . . . 131

3.1 Caractéristiques de la population active mobile en Île de France . . . 162
3.2 Caractéristiques de la population active mobile en Île de France (suite) 164
3.3 Caractéristiques de la population active mobile en Île de France (suite) 165
3.4 Répartition des ménages en Île de France et caractéristiques de la région 165
3.5 Distribution des temps de déplacement au sein du couple . . . 170
3.6 Gains et pertes de temps de trajet liés à la mobilité résidentielle . . . 171
3.7 Mobilité résidentielle & répartition des temps de trajet au sein du ménage . . . 172

Liste des tableaux

1.1 PIB/habitant en Île de France, France et Europe 34
1.2 Probabilité d'appartenir au parc locatif privé 42
1.3 Écarts bruts de loyers 44
1.4 Variables de contrôle et de correction 46
1.5 Écarts de loyers sur des logements hétérogènes 48
1.6 Effets propres aux immigrés 50
1.7 Décomposition d'Oaxaca & Blinder sur la région Île de France 53
1.8 Décomposition d'Oaxaca & Blinder sur les habitants de Paris 55
1.9 Tests d'égalité de moyennes 68
1.10 Test de proportionnalité 69
1.11 Écarts bruts de loyers (exhaustif) 70
1.12 Écarts de loyers sur des logements hétérogènes (exhaustif) 71
1.14 Effets propres aux immigrés (exhaustif) 75
1.16 Décomposition d'Oaxaca & Blinder sur la région Île de France (exhaustif) 81
1.18 Décomposition d'Oaxaca & Blinder sur les habitants de Paris (exhaustif) 85

2.1 Variables du modèle 114
2.2 Estimation des rapports de probabilité des choix résidentiels 115
2.4 Probabilités expérimentales : propriété, peuplement et parentalité . . 118
2.5 Scénario d'évolution des revenus de l'homme et de la femme 120
2.6 Probabilité de choix du premier logement commun basée sur les revenus et leur répartition 121
2.7 Scénario d'évolution de la différence d'âge au sein du couple 122
2.8 Probabilité de choix du premier logement commun basée sur la différence d'âge au sein du couple 123
2.9 Variables utilisées pour l'identification des parcours de mobilité . . . 129
2.10 Explication valeurs manquantes des attributs 144
2.11 Importance de valeurs manquantes 145
2.12 Estimation des rapports de probabilité des choix résidentiels (exhaustif) 149

3.1 Fréquence des déplacements domicile-travail 166
3.2 Répartition des types d'emploi à travers l'Île de France 167
3.3 Durées de déplacements domicile-travail 167
3.4 Test d'égalité de moyennes 168
3.5 Fréquence d'utilisation des différents modes de déplacement 168

3.6 Durées de déplacements domicile-travail selon le mode de transport . 168
3.7 Taux de migration résidentielle 171
3.8 Variables explicatives 174
3.9 Estimation du temps de trajet du ménage et de sa répartition 175
3.11 L'effet du temps de trajet passé sur le temps de trajet actuel du couple 180
3.12 Zones 187
3.13 Différentes tables de travail 188
3.14 Variables mobilisées 191
3.18 Estimation par les MCO de l'équation de revenu 192
3.16 Détail des variables en input du modèle d'estimation du revenu individuel 196
3.20 Matrice des corrélations entre le revenu et sa répartition sur les données ENL : données déclarées et l'application des équations estimées 197
3.21 Matrice des corrélations entre le revenu et sa répartition sur les données RGP : l'application des équations estimées 197
3.22 Tests de proportions unilatéraux 198
3.23 Tests de proportions & de moyennes (unilatéraux) des flux et des temps de déplacements en véhicules privés entre les hommes et les femmes 199
3.24 Estimation du temps de trajet du ménage et de sa répartition (exhaustif) 200

Introduction générale

Le choix. Souvent vu comme une envie permettant de satisfaire un besoin ou un plaisir, le choix est davantage le résultat d'un processus de réflexion approfondi qui fait défaut à la notion d'envie. Qu'elles soient implicites ou explicites, les contraintes auxquelles chaque agent fait face au cours de sa vie, influencent chacun de ses choix et déplacent ses envies au rang de décisions.

La décision résidentielle. Quelle décision peut être plus réfléchie que celle relative au lieu d'habitation ? Tout en rythmant la vie quotidienne, elle possède une dimension économique particulière, qui incite les ménages à prendre en considération l'ensemble des tenants et des aboutissants qui la sous-tendent. Cette décision, qui concerne chaque individu, se pose souvent plusieurs fois au cours d'une vie et le processus qui mène à la décision, fait appel à des contraintes que l'agent se doit d'intégrer à sa réflexion, sous peine de voir son bien-être considérablement réduit.

Nous proposons, dans cette thèse, dont la portée se veut principalement empirique, une réflexion économique centrée sur le choix résidentiel des ménages et de certaines contraintes, autour de deux axes : celui du marché et celui interne au ménage.

La première partie de ce manuscrit porte sur la contrainte relative à la distorsion du marché, à travers la discrimination résidentielle par les prix. Dans un contexte économique de plus en plus tourmenté, obtenir un logement sur le marché locatif est, avant tout, une question de solvabilité. Certains ménages, notamment les ménages immigrés, affirment, cependant, avoir le sentiment d'être victimes de discrimination face à l'accès au logement, sentiment renforcé chez les immigrés issus des pays d'Afrique Sub-Saharienne, du Maghreb et de Turquie. Subissant le plus fortement les plus mauvaises conditions résidentielles en France, ces ménages cumulent précarité socio-économique, familles nombreuses et caractéristiques défavorables au regard de certains bailleurs. Bien que la loi française interdise formellement d'intégrer le critère de la nationalité dans le processus d'attribution des logements, certains ménages immigrés, suscitant une aversion auprès de certains propriétaires du secteur locatif privé, se voient toutefois contraints d'occuper des logements, en moyenne, plus chers que les ménages de nationalité française, pour des logements en tous points similaires. En considérant que le loyer est fonction de l'ensemble des caractéristiques qui constituent le logement, nous décomposons les écarts de loyers moyens entre locataires de nationalité française et locataires immigrés, selon la méthodologie mise en place par Oaxaca et Blinder (1973). Cette décomposition permet de différencier et de mesurer la part des écarts de loyers imputables aux caractéristiques individuelles, de celle due à des pratiques discriminatoires. En outre, en exerçant ce type de pratiques, il est probable que certains propriétaires poussent une partie de ces ménages lésés, à se tourner vers des parcs de logements alternatifs, et notamment le parc social répondant de moins en moins aux besoins des ménages immigrés. Afin de prendre en compte les interactions qui existent entre les différents segments du parc, nous corrigeons le biais de sélection selon la méthode d'Heckman (1974).

La seconde partie de la thèse s'intéresse aux contraintes liées à l'hétérogé-

néité des facteurs de préférences entre l'homme et la femme du ménage. Souvent considéré, à tord, comme une entité unique et indivisible, le couple a longtemps été étudié au même titre qu'un agent célibataire, en faisant reposer sa décision sur l'axiome de rationalité et sur l'un des principes de base en Micro-économie, l'individualisme méthodologique. Becker (1974[13], 1991[16]) ouvre la voie d'un nouveau cadre conceptuel où l'individu est reconnu comme unité décisionnelle : il construit un modèle où chaque agent présente des préférences propres et où l'utilité d'un membre altruiste dépend de celles des autres membres du ménage ; les décisions de la cellule familiale sont alors basées sur la maximisation de la fonction d'utilité du membre altruiste. Toutefois, Lundberg (1988)[122] souligne le fait que l'approche unitaire présente l'incapacité d'expliquer les choix effectués au sein des couples, dont les membres affichent des préférences distinctes : dans un sens, les décisions au sein du couple résultent de la confrontation des préférences des agents au sein d'une boîte de Pandore, représentée par la fonction d'utilité du ménage et la théorie unitaire demeure incapable d'expliquer la façon dont les préférences individuelles sont agrégées en une fonction de bien-être sociale. De nombreuses études ont, en particulier, montré les limites de cette approche sur des données agrégées : la mise en évidence de l'absence de symétrie dans les effets de substitution de la matrice de Slutsky, montre que les fonctions de demande du ménage ne présentent pas les mêmes propriétés que celles des individus (Blundell, Pashardes et Weber (1993)[26]). En outre, les applications empiriques sur des données de consommations familiales (Hoddinott, Haddad, 1995)[101], à travers, la redistribution des ressources en cas de changement de bénéficiaire des allocations familiales, montre le rejet empirique de l'hypothèse d'agrégation des revenus (Lundberg, Pollak, Walles (1997))[123] : les agents possèdent une capacité à imposer leurs préférences individuelles à leur partenaire, en fonction de leur revenu personnel, relayant au second plan le rôle du revenu agrégé dans la décision du ménage. Ce n'est que plus récemment que la littérature a intégré la pluralité des décideurs dans le ménage, en s'affranchissant des hypothèses d'unanimité des choix et de la mise en commun du revenu, en intégrant, au sein des modèles théoriques, la possibilité de conflits d'intérêt entre les agents. Les approches dites *collectives*, développées dès la fin des années 1960 (Leuthold (1968)[118], Bourguignon (1984)[31], Manser & Brown (1980)[128] et McElroy & Horney (1981)[132]), reposent sur des concepts issus de la Théorie des Jeux et offrent un cadre analytique adapté aux décisions prises au sein de la famille. Elles permettent, ainsi, d'ouvrir la boîte de Pandore, en intégrant le rôle du rapport de force dans les décisions prises au sein du ménage : fondées sur une rationalité collective plutôt qu'individuelle, ces nouveaux modèles intègrent la solution coopérative de Nash[140], développée au début des années 1950, menant ainsi à des allocations efficaces au sens de Pareto.

Les deux chapitres que nous proposons maintenant, présentent les décisions résidentielles du couple à travers deux types de contraintes. La première contrainte que nous présentons, est celle liée à l'accumulation du capital immobilier des agents avant la mise en ménage, dans le cadre du choix du premier logement commun du couple et la possibilité de faire un choix résidentiel qui pourrait s'avérer inefficace pour les décisions futures. Dans un cadre théorique, nous mettons en scène une négociation entre un homme et une femme, en couple et vivant dans deux logements

distincts, afin de s'accorder sur le choix de leur premier logement commun. En nous basant sur l'observation des logements que les agents occupent avant la mise en ménage, ainsi que sur leurs caractéristiques respectives, nous montrons que les couples présentent des préférences particulières face au choix d'emménager chez la femme, chez l'homme, ou d'emménager dans un nouveau logement. Toutefois, comme le logement est un bien que l'individu ajuste selon ses besoins et ses capacités financières, nous nous demandons si les inégalités salariales entre les hommes et les femmes n'expliquent pas à la fois la répartition du pouvoir entre les individus et l'hétérogénéité des logements qu'ils occupent avant la mise en ménage. La dernière contrainte que nous présentons dans un dernier chapitre, porte sur les lieux de travail des deux agents lors du choix résidentiel du couple. Nous proposons ici d'étudier le processus par lequel les membres du ménage, présentant des préférences propres et des contraintes particulières en matière de temps de trajet domicile-travail, s'accordent sur leur lieu de résidence, en partant des postulats que l'emploi est une donnée exogène et que chaque commune est déterminée par un temps de trajet implicite. A l'aide d'outils élémentaires, nous tentons d'évaluer l'impact des caractéristiques des emplois des deux agents sur le temps que le ménage alloue à ses trajets pendulaires, ainsi que sur la façon dont ils se répartissent ces déplacements.

Première partie

LA CONTRAINTE DU MARCHÉ

Chapitre 1

La discrimination

Introduction

L'égalité d'accès à un logement décent pour l'ensemble des habitants du territoire français est un objectif politique depuis de nombreuses décennies, qui ne semble pourtant pas atteint à l'heure actuelle. Régulièrement pointées du doigt, les pratiques discriminatoires à l'encontre de populations ciblées, sont un phénomène souvent abordé dans la littérature économique.

Le terme de discrimination, souvent défini de différentes façons au sein de celle-ci, mérite qu'on le redéfinisse : la discrimination résidentielle correspond à un comportement qui vise à favoriser ou défavoriser un groupe d'individus, à lui refuser l'accès à un logement, ou à lui attribuer un loyer plus élevé en raison de certaines caractéristiques individuelles, alors que l'ensemble des locataires est parfaitement substituable dans le processus d'attribution du logement, au revenu près. En théorie, lorsqu'un logement du secteur locatif privé est disponible, il devrait être attribué à n'importe quel ménage présentant, toutes choses égales par ailleurs, un niveau de revenus suffisant pour assurer le paiement de ses loyers.

Les études traitant de la discrimination résidentielle en France, dénoncent bien souvent les conditions de vie des immigrés, c'est-à-dire les "résidents français nés en dehors du territoire sous une autre nationalité" [1]. Toutefois, une grande part de ces études se focalise sur le parc social (Bonnal (2012)[28] montre que les immigrés font face à un délai d'attente supérieur à celui des français pour l'obtention d'un logement social) où la population immigrée est majoritaire, et peu s'intéressent aux inégalités d'accès sur le parc locatif privé. En revanche, les analyses descriptives menées par l'INSEE, l'INED, l'IAURIF ou encore le GELD montrent des conditions résidentielles inférieures à celles des français et parlent de "discrimination" et de "ségrégation" sous couvert de regroupements communautaires, sans pour autant tenir compte des préférences de certains pour ce mode de vie (Turquie, Algérie, Maroc

1. Définition du Haut Conseil de l'Intégration. Ne sont pas comptabilisés dans cette catégorie les individus nés français à l'étranger et vivant sur le sol français. Bien que l'individu puisse acquérir la nationalité française, la qualité d'immigrée est permanente. L'origine géographique d'un immigré est définit par le pays de naissance et non par sa nationalité à la naissance.

et d'Asie du Sud-Est sont fortement présentes dans les zones à haute concentration d'immigrés, tandis que les locataires venant d'Espagne ou du Portugal le sont moins) et en s'appuyant également sur l'appréciation des immigrés eux-mêmes quant au sentiment d'être victimes de discrimination. La plupart des analyses économétriques relatives à ce phénomène vis-à-vis de la population immigrée cherchent à mettre en évidence les différences en matières de prix, de conditions, de mobilité et de voisinage, à partir de différences socio-économiques observables. En Norvège, par exemple, une étude empirique des contrats de location indique que les immigrés et leurs descendances paient en moyenne une majoration de 8% sur leur loyer par rapport aux Norvégiens, majoration atteignant près de 14% pour les immigrés issus du continent Africain (Beatty et Sommervoll, 2012[12]). Toutefois, les auteurs émettent certaines réserves quant à la véracité de l'effet discriminatoire mis en évidence et montrent que ce dernier ne peut être différencié des facteurs non observables. En outre, ces écarts de loyers sont susceptibles d'être surestimés si la composition ethnique du voisinage est omise. En effet, aux États-Unis, les prix de l'immobilier sont généralement plus bas dans les quartiers principalement habités par des Afro-Américains, alors que ceux des quartiers majoritairement blancs ont tendance à être plus cher (Chambers, 1992[45] ; Kiel et Zabel, 1996[113]). Bon nombre d'études de testing et d'audit quasi-expérimentales se sont développées sur le continent américain dans le cadre de locations et de ventes immobilières : certaines ont pour objectif de montrer les différences de traitements de la part des propriétaires, entre les minorités ethniques et les américains, à travers des refus ou réductions d'opportunités (certains propriétaires proposent, en moyenne, moins de logements, refusent des visites ou ne donnent pas suite aux demandes des minorités Noires) (Yinger, 1995 ; Riach et Rich, 2002[154]). Des études plus récentes révèlent également des niveaux significatifs de discrimination à l'encontre de la population Hispanique, bien qu'inférieurs à ceux des Afro-Américains (Galster, 1990a ; Page, 1994[149] ; Roychoudhury et Goodman, 1992[156] ; Turner et Mikelsons, 1992[167] ; Yinger, 1986 ; Yinger, 1998 ; Ondrich et al, 1999). Ils expliquent ce phénomène par de la discrimination fondée sur le client : les propriétaires anticipent les préférences de leurs clients blancs en refusant l'accès des quartiers majoritairement blancs aux Afro-Américains (Yinger, 1986). Schmutz (2011)[157] confirme un tel résultat sur des données françaises. Des études basées sur l'analyse du testing montrent que les propriétaires sont d'autant plus susceptibles d'exercer ce comportement s'ils possèdent au moins deux logements dans l'immeuble (Hanson et Hawley, 2011). Galster (1990)[83], McIntosh et Smith (1974)[134] et Turner et Mikelsons (1992)[167] montrent que les propriétaires sont susceptibles de comportements discriminatoires basés sur l'anticipation d'effets potentiellement négatifs sur les prix des logements du quartier, résultant de l'évolution de la composition ethnique au sein de celui-ci. A partir d'une étude de testing, les minorités se voient proposer un nombre équivalent de logements, mais situés dans un quartier systématiquement différent. Ondrich et al. (2003) montrent que les représentants immobiliers mobilisent moins d'efforts lorsqu'ils font la promotion de logements situés dans les quartiers mixtes ou de transition (quartiers majoritairement blancs où s'installent peu à peu des groupes minoritaires). Heckman (1998) pointait le risque que des caractéristiques non-observables viennent biaiser les résultats des mesures. Des études américaines sur la discrimination résidentielle ont, par

le suite, cherché à remédier à ces déficiences d'expériences de terrain en introduisant les caractéristiques socio-économiques des testeurs, contribuant ainsi à réduire l'effet discriminatoire et du biais grâce à une plus grande précision des mesures (Choi, Ondrich et Yinger, 2005[55] ; Zhao, 2006). Massey et Lundy (2001)[131] montrent, en outre, que ces comportements inégalitaires s'exercent en amont de la rencontre physique avec le client, dans le sens où l'offreur identifie les origines ethniques du client à travers l'accent lors des entretiens téléphoniques (Purnell, Idsardi et Baugh, 1999[152]). De même, Drydakis (2011)[72] montre qu'en Grèce, la discrimination s'exerce à l'encontre des femmes avec un accent albanais dans le sens où leur sont proposés moins de logements et se voient systématiquement proposer un loyer plus élevé ; il est également plus fréquent qu'elles soient interrogées sur leur emploi et leur situation financière que les femmes sans accent. Hanson, Hawley et Taylor (2011), fournissent des preuves d'une discrimination subtile en montrant qu'aux États-Unis, les représentants immobiliers favorisent les clients blancs à travers des réponses plus rapides, plus détaillées et en faisant appel à un langage plus positif que lorsqu'il s'agit de clients Afro-Américains. Alors que les premières études portaient principalement sur la discrimination envers les Afro-Américains, des études plus récentes menées en Europe et aux États-Unis se sont concentrées sur la discrimination à l'encontre des clients d'Afrique du Nord. Carpusor et Loges (2006)[44] montrent que ces candidats avec un nom à consonance Arabe ont trois fois plus de chances d'être dissuadés de visiter un appartement à Los Angeles que les candidats avec un nom américain ; des études suédoises (Ahmed et Hammarstedt, 2008), espagnoles (Bosh, Carnero et Farre, 2010[29]), canadiennes (Hogan et Brent, 2011[102]), italiennes (Baldini et Federici, 2011[11]) et norvégiennes (Andersson et al., 2012[5]) affichent des résultats similaires. En Norvège, Andersson et al. (2012)[5] montrent que les hommes dont le nom est à consonance Maghrébine sont de 16 points de pourcentage moins susceptibles de recevoir une réponse positive que les femmes portant un nom norvégien. En outre, ces dernières sont les plus favorisées par les propriétaires, alors que les femmes portant un nom Maghrébin le sont légèrement moins, sans toutefois être défavorisées (Bengstsson, Iverman et Hinnerich, 2012[21] ; Ahmed et Hammarstedt, 2008) ; les avantages des femmes sur les candidats hommes de même origine ethnique sont également observés en Italie (Baldini et Federici, 2011[11]).

L'effort fourni pour dénoncer ces inégalités, place notre étude au devant de la scène publique dans le sens où aucune étude ne porte sur la quantification des écarts de loyers dans le domaine de la location résidentielle. Bien que l'ensemble de ces études s'accorde à prouver l'existence de la discrimination à l'encontre de populations minoritaires, aucune n'est en mesure de fournir une méthodologie permettant de la mesurer. De ce fait, mettre en place des politiques visant à faire disparaître la discrimination sur le parc locatif privé est un objectif particulièrement intéressant dans la mesure où il peut, non seulement, réduire la non-équité entre les groupes, mais également les risques de conflits auxquels ils donnent très souvent naissance. Il n'en reste pas moins vrai qu'en pérennisant les inégalités existant entre les groupes et en les nourrissant d'une génération à l'autre, un pays accentue la pression exercée sur son parc social, entrainant par là un effet de congestion, voir même d'exclusion de ménages réellement dans le besoin. Cet article se propose de combler cette lacune

en expliquant les écarts de loyers à partir d'une représentation théorique reposant sur l'aversion du propriétaire envers une catégorie de ménages. Cette représentation, purement pédagogique, est toutefois nécessaire pour comprendre les mécanismes découlant de tels comportements. Ainsi, après un tour d'horizon des conditions de logements des ménages immigrés en Île de France, nous estimons empiriquement, dans une deuxième partie, l'ampleur de la discrimination globale sur cette région, à partir de la méthode de décomposition des gains, proposée par Oaxaca et Blinder (1973). A partir des loyers moyens observés chez les ménages français et immigrés de l'*Enquête Logement de 1996*, nous tenterons de dissocier la part des écarts de loyers résultant des différences de préférences entre les deux groupes, de celle provenant de comportements discriminatoires à l'encontre des seconds uniquement. L'apport de cette méthode est d'appliquer cette décomposition non seulement au loyer total, mais également aux prix hédoniques de chaque attribut qui composent le logement. L'interprétation de la discrimination considérée en ces termes reste incomplète, puisqu'elle considère uniquement les situations dans lesquelles deux ménages, occupant des logements en tous points similaires et ayant les mêmes revenus, les occuperaient à des loyers différents. Elle ne prend ni en compte les effets indirects de la discrimination, ni l'inégalité d'accès au logement, mais uniquement celle qui vise à faire payer plus cher un ménage par rapport à un autre, sur la seule base de sa nationalité, et ce malgré la parfaite substituabilité de ces locataires. Ainsi, nous corrigerons les inégalités d'accès aux logements du parc privé au profit des logements sociaux et en propriété, en appliquant la méthode d'Heckman en deux étapes.

1.1 Modèle théorique

Initialement introduit par F. Edgeworth (1922), le modèle de discrimination trouve sa première réelle modélisation dans le travaux de Becker (1957) et Arrow (1973). A partir des hypothèses traditionnelles de concurrence pure et parfaite et d'homogénéité parfaite des agents[2], cette formulation permet d'expliquer la présence de discrimination sur un marché et d'en dériver les conséquences ; toutefois, la prédiction théorique de résorption de la discrimination dans le temps n'étant pas compatible avec l'observation empirique, bon nombre de modèles, marqués par une complexification croissante, se sont développés depuis.

Afin d'examiner le marché locatif privé de l'immobilier, nous nous inspirons du modèle de prix hédoniques de Rosen (1986) en considérant que l'aversion du propriétaire est une caractéristique intrinsèque au logement mais inobservable par l'économètre. Ce modèle, très simple, permet d'illustrer les mécanismes à l'œuvre derrière les écarts de loyers observés pour des logements identiques et des locataires qui se distinguent par un critère discriminant (nationalité, religion, couleur de peau, ethnicité[3], etc). Il permet également d'expliquer les raisons pour lesquelles deux propriétaires, présentant des préférences différentes envers les locataires, proposent, à un même ménage, deux niveaux de loyers différents pour des logements en tous points similaires. Il a également pour vocation d'amener le lecteur à réfléchir aux conséquences de tels comportements sur les écarts de loyers au sein d'un territoire, ainsi qu'à celles qui poussent certaines populations à se regrouper dans certaines zones.

Cadre simple

Considérons, tout d'abord, le marché immobilier comme le lieu où se rencontrent N propriétaires de logements homogènes en location et N locataires potentiels, dans un cadre concurrentiel. Les locataires sont hétérogènes dans le sens où un groupe de N_d locataires sont potentiellement discriminés pour des raisons extérieures à leur capacité à payer leur loyer, tandis que les N_n autres locataires, ne le sont pas ; les N locataires sont identiques en tout autre point. Pour simplifier, nous supposons que le nombre de logements disponibles est égal au nombre de locataires à la recherche d'un logement.

Le modèle de discrimination que nous présentons, repose sur l'hypothèse selon laquelle, louer à un locataire *discriminé*, procure à certains propriétaires, une perte de satisfaction, qu'ils n'auraient pas à supporter en choisissant un membre du groupe *non discriminé*. Soit $U_A = U_A(P; D)$ la fonction d'utilité du propriétaire discriminant présentant un niveau d'aversion A pour le groupe de locataires *discriminés*, avec P le niveau de loyer qu'il perçoit et D une variable dichotomique représentant le groupe auquel appartient le locataire.

2. Becker & Arrow parlent de facteurs de productions.
3. La littérature anglo-saxonne fait référence au terme "race"

En considérant qu'un propriétaire discriminant atteigne un niveau d'utilité de $U_A = U_A(P; D_n)$ en louant à un ménage *non discriminé*, et, qu'il obtienne un niveau $U_A = U_A(P; D_d)$ en choisissant un locataire *discriminé*, alors $U_A(P; D_n) \geqslant U_A(P; D_d) \forall P$. De ce fait, le propriétaire préfère louer à un ménage *non discriminé* plutôt qu'à un membre du groupe *discriminé*, toutes choses égales par ailleurs. Si le propriétaire discriminant choisit un locataire appartenant au groupe *non discriminé*, cela implique que son niveau d'aversion pour l'autre groupe, est supérieur à celui des propriétaires faisant le choix de louer à un locataire appartenant au groupe *discriminé*.

Notons P_n le niveau de loyer que le propriétaire discriminant reçoit en confiant son logement à un locataire *non discriminé*, et, P_d celui qu'il obtiendrait d'un locataire *discriminé* et lui permettant d'atteindre le même niveau de satisfaction qu'en choisissant un membre de l'autre groupe. Ainsi, pour un propriétaire qui discrimine,

$$U_A(P_n; D_n) = U_A(P_d; D_d) \text{ avec } P_n \geqslant P_d$$

Pour compenser la perte d'utilité engendrée par le choix du locataire *discriminé*, le propriétaire discriminant se doit de lui demander un niveau de loyer plus élevé. Pour illustrer ce modèle, supposons que la fonction d'utilité du propriétaire discriminant prenne la forme suivante :

$$\begin{aligned} U_A &= P + A_d \quad \text{si } D = D_d \\ &= P + A_n \quad \text{si } D = D_n \end{aligned}$$

Avec A_d le niveau d'aversion lié au fait de louer à un locataire appartenant au groupe *discriminé*, et A_n celui lié au fait de louer à un membre de l'autre groupe. Pour un propriétaire discriminant, $A_d > A_n$. Soit $A = A_d - A_n$ le degré d'aversion du propriétaire envers les locataires du groupe *discriminé*. Ainsi, le propriétaire, preneur de prix, a le choix entre la combinaison $(P_d; D_d)$ et la combinaison $(P_n; D_n)$; soit le choix d'un locataire *discriminé* versus un locataire *non discriminé*.

Le propriétaire discriminant loue son logement à un locataire du groupe *discriminé* si l'écart des loyers entre les deux groupes, couvre au moins la valeur du désagrément, A. En d'autres termes, il choisit un membre de ce groupe si $\triangle P > A$, avec $\triangle P = P_d - P_n$ la différence des loyers entre les deux types de locataires.

Considérons, tout d'abord, le cas extrême où l'ensemble des propriétaires présente le même niveau d'aversion envers les locataires *discriminés*. Cette représentation, somme toute très théorique, présente des propriétés tout à fait intéressantes en terme de répartition des populations sur le territoire. En effet, selon le niveau d'aversion des propriétaires, deux configurations sont possibles. Tout d'abord, si le niveau d'aversion, A, est suffisamment élevé, alors, seuls les locataires *non discriminés* ont accès à un logement. Le loyer que les propriétaires proposeraient à la population *discriminée* s'en trouverait, par conséquent, très élevé. En supposant

qu'un tel niveau de loyer ne puisse financièrement pas être supporté, aucun locataire *discriminé* n'accepte de logement, et, les propriétaires préfèrent laisser leurs logements vacants plutôt que de les confier à des membres de ce groupe en en baissant le loyer. En effet, s'ils acceptent de baisser le niveau des loyers pour ce groupe de locataires, alors ceux-ci ne couvrent plus la perte de satisfaction que le groupe *discriminé* lui confère. Aucun propriétaire n'accepte de confier son logement à un membre du groupe *discriminé* et cette population se trouve sans logement. Seuls les locataires *non discriminés* obtiennent un logement et un seul loyer existe sur le marché : celui des locataires *non discriminés*.

A contrario, si le niveau d'aversion des propriétaires envers la population *discriminée* est situé au dessous d'un certain seuil, alors les deux populations obtiennent un logement. Puisque le but de chaque propriétaire est de maximiser sa fonction d'utilité, il est indifférent entre le choix d'un membre d'un groupe ou de l'autre, à condition que les membres *discriminés* paient un loyer qui intègre le niveau d'aversion du propriétaire. Ainsi, l'offre de logements des locataires *discriminés* est simplement une fraction des logements disponibles, dont le loyer est plus élevé que celui des locataires *non discriminés*. L'ampleur des écarts de loyers est déterminé par le niveau d'aversion des propriétaires envers la population *discriminée*. Dans ce cas d'école, les effets de la discrimination sont purement distributifs : les locataires *discriminés* paient un loyer supérieur par rapport aux membres de l'autre groupe. Le supplément de loyer étant le même pour chaque locataire *discriminé*, deux niveaux de loyers vont apparaitre à travers le territoire. La distribution des propriétaires est supposée identiquement distribuée [4], la représentation graphique de la distribution de A est dégénérée : A étant une constante, alors, de façon certaine, les locataires du groupe *non discriminé* ont accès à un niveau de loyer donné et ceux du groupe *discriminé* ont accès à un loyer plus élevé, pour le même logement. Aucun mécanisme interne au modèle n'est susceptible de modifier cet état : théoriquement, dans un cadre de concurrence pure et parfaite, la discrimination subsiste dans le temps, et, l'ensemble des locataires ont accès à un logement.

Généralisation

Une généralisation de cette approche, somme toute plus réaliste qu'un marché où l'ensemble des offreurs discrimine de la même façon, consiste à considérer que les propriétaires sont hétérogènes dans le goût de discriminer : chacun d'entre eux présente un degré d'aversion, A, différent envers les locataires du groupe *discriminé*. Illustrons ceci par un état composé de deux propriétaires hétérogènes et de deux locataires ; chaque locataire appartenant à un des deux groupes. Tandis que le premier propriétaire est très réticent à confier son logement à un locataire *discriminé*, le second émet moins de réserve. Considérons que le locataire *discriminé* se présente au premier propriétaire. Celui-ci, affichant un niveau d'aversion tellement élevé, que le loyer qu'il annonce à ce locataire est de loin supérieur au loyer qu'il aurait an-

4. Sauf si les propriétaires discriminants de certaines zones ont des recherches de locataires *discriminés* plus efficaces que d'autres

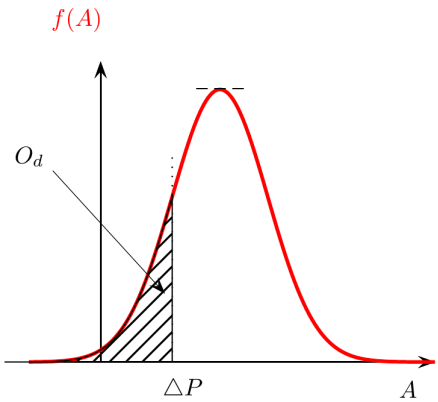
noncé à un locataire *non discriminé* ; Ce loyer étant également supérieur au loyer de réserve du locataire discriminé, il ne peut accéder à ce logement. Il sait, néanmoins, qu'il peut trouver le même logement auprès d'un propriétaire moins discriminant et, par conséquent, à un loyer moins élevé. Si ce propriétaire acceptait de baisser le montant du loyer pour ce locataire *discriminé*, la perte de satisfaction qu'il subirait, ne serait plus entièrement compensée par le supplément de loyer qu'il demande. Ce propriétaire ne peut louer son bien qu'au locataire *non discriminé*. Le locataire *discriminé* continue ses recherches et se tourne vers le second propriétaire, dont le niveau d'aversion est peu élevé ; le locataire *discriminé* obtient le logement, pour un loyer proche de celui qu'il proposerait au locataire de l'autre groupe.

En considérant la globalité du marché, chaque locataire a obtenu un logement dont le loyer intègre le niveau d'aversion ressenti par le propriétaire. Tandis que les locataires *non discriminés* ont accès à un loyer identique, ceux de l'autre groupe ont accès à un panel de loyers plus ou moins éloigné de ceux des premiers, en raison des préférences hétérogènes des propriétaires envers cette population : A est, désormais, une variable aléatoire. Soit $f(A)$ la fonction de densité de la distribution des locataires *discriminés* et $F(A)$ la fonction cumulative de la distribution. L'offre agrégée de logements provenant de la population *discriminée*, est alors donnée par le nombre de propriétaires acceptant un locataire de type *discriminé*, en fonction du différentiel de loyer. A partir de la fonction d'utilité du propriétaire discriminant U_A :

$$O_d(\triangle P) = \int_{-\infty}^{\triangle P} f(A)\,\mathrm{d}A = F(A)$$

Graphiquement, l'offre de logements des ménages *discriminés* est représentée par l'aire hachurée sur la figure (1.1). L'offre locative adressée aux locataires *discriminés* est donc l'ensemble des logements tel que $\triangle P \geqslant A$. En d'autres termes, l'offre de logements adressée aux locataires *discriminés* est une fonction croissante du différentiel des loyers.

FIGURE 1.1 – Distribution de l'aversion des propriétaires envers les locataires *discriminés*



Dans la mesure où le logement est un bien de première nécessité, la demande

de logement des locataires est supposée parfaitement rigide[5], quel que soit le type de locataires. Pour simplifier, notons que la demande des locataires *discriminés* est représentée par la fraction des locataires *discriminés* dans la population totale :

$$D_d(\triangle P) = \frac{N_d}{N}$$

L'équilibre sur le marché est simplement donné par l'égalité entre l'offre et la demande du marché :

$$\frac{N_d}{N} = \int_{-\infty}^{\triangle P} f(A)\,\mathrm{d}A$$

Le différentiel de loyer représente l'indice de discrimination. Celui-ci dépend de la distribution du niveau d'aversion des propriétaires, mais également de la proportion de locataires *discriminés* dans l'ensemble de la demande de logements. Notons que les hypothèses de ce modèle permettent de caractériser le différentiel de loyer mais pas le niveau des loyers, qui demeure indéterminé.

Nous avons, jusqu'à présent, abordé le marché de l'immobilier comme un marché homogène, alors qu'il s'agit plutôt d'une multitude de micro-marchés localisés. Considérer que certaines zones du territoire soient caractérisées par une forte implantation de propriétaires très discriminants, tandis que d'autres, au contraire, regroupent davantage de propriétaires plus indifférents aux deux groupes de locataires est, en soi, un fait stylisé tout à fait réaliste. La raison sous-jacente d'une telle déformation peut provenir de l'histoire de la région, de sa culture ou même de la composition de sa population, par exemple. Graphiquement, dans les zones où l'offre est fortement discriminante, cela se traduit par une déformation de la fonction de densité $f(A)$ vers la droite de la figure (1.1), et, par une déformation vers la gauche pour celles comprenant des propriétaires plus indifférents au type de locataires. Ainsi, dans les zones comprenant des propriétaires très averses à la population *discriminée*, les écarts de loyers entre les deux groupes sont très grands, tandis que dans celles où les propriétaires le sont peu, les écarts de loyers sont peu probants. A l'extrême, certains marchés peuvent être caractérisés par la présence de propriétaires, discriminant de façon suffisamment forte pour qu'aucun locataire *discriminé* ne puisque y résider. En d'autre termes, le niveau d'aversion des offreurs implique des suppléments de loyers supérieurs aux loyers de réserve[6] de ces locataires. En conséquence de quoi, nous verrions apparaitre au sein de ces espaces, une absence totale de locataires *discriminés*. De ce fait, le marché de la location peut se concevoir comme un marché dualiste, où une partie de l'offre est accessible à l'ensemble de la population *discriminée* pour un loyer plus élevé, et, une autre qui leur est inaccessible : dans la première configuration, nous observons une mixité plus ou moins importante des populations, tandis que dans la seconde, une séparation catégorique

5. Les locataires *discriminés* ont une demande plus inélastique que ceux de l'autre groupe. En effet, de part le caractère "discriminé" de cette population, ces locataires n'ont accès qu'à une part plus restreinte des logements du parc ; une part des logements appartenant aux propriétaires les plus discriminants ne leurs sont pas accessibles. De ce fait, chaque logement qui leur est accessible a plus de valeur à leurs yeux que chez les membres *non discriminés*.

6. Loyers au dessus duquel ils refusent le logement

de celles-ci.

De plus, la part de la population *discriminée* dans la demande globale influence également l'ampleur des écarts du loyer entre les deux groupes. En situation d'information parfaite, chaque propriétaire connait le loyer de réserve de chaque locataire et chaque locataire connait le degré d'aversion de chaque propriétaire. En d'autres termes, cela signifie que chaque locataire connait le niveau de loyer que chaque propriétaire exige de la part des locataires de chaque groupe. Ainsi, les locataires *discriminés* se dirigent spontanément vers les propriétaires les moins averses du marché. Comme la recherche de locataire se fait sans délai, les coûts de recherche sont faibles et identiques pour l'ensemble des propriétaires, quel que soit leur niveau d'aversion. De ce fait, les propriétaires les plus averses sont amenés à répondre à une demande émanant principalement de locataires *non discriminés* : si la population *discriminée* représente une faible part de la demande, alors, seuls les propriétaires les moins averses répondent à leurs besoins ; les plus averses, quant à eux, trouvent un occupant au sein de la population *non discriminée*. De ce fait, les écarts de loyers seront relativement faibles. En revanche, plus la part de la population *discriminée* dans l'ensemble de la demande est importante, et plus ce supplément de locataires *discriminés* est contrainte d'accepter l'offre de propriétaires plus averses, ou, de se tourner vers d'autres types de parcs résidentiels (parc social, achat immobilier), toutes choses égales par ailleurs. Cela a pour conséquence d'augmenter les écarts de loyers au sein des locataires. En revanche, si les locataires *non discriminés* ne sont pas suffisamment nombreux pour résorber l'offre des propriétaires très averses, alors ceux-ci sont amenés à louer leur bien pour un loyer qui ne leur permettrait pas d'atteindre un niveau d'utilité supérieur à leur niveau d'utilité de réserve, impliquant par là leur sortie du marché au bénéfice de propriétaires moins averses à cette tranche de la population. Ceci aurait pour conséquence de baisser les écarts de loyer entre les deux groupes.

Prendre en compte l'existence d'une multitude de micro-marchés dans un cadre concurrentiel, implique d'une part, que les agents sont parfaitement mobiles et, d'autre part, qu'en cas de déséquilibre sur un marché, les locataires se déplacent efficacement vers un autre marché où sont implantés des propriétaires proposant des loyers correspondant à leur loyer de réserve. De ce fait, l'indice de discrimination d'une zone a pour conséquence de modifier le choix de localisation résidentiel des locataires *discriminés*. C'est ainsi que dans les zones où il existe une part importante de propriétaires hautement discriminants, laissant une partie de la demande des locataires *discriminés* insatisfaite, ces derniers sont incités à migrer vers des zones où, au contraire, les propriétaires sont majoritairement peu averses. En effet, puisque dans le premier cas, les locataires *discriminés* ont accès à des logements dont les loyers sont strictement supérieurs à leurs loyers de réserve, ces locataires se dirigent vers une autre zone où les propriétaires proposent des logements à des loyers inférieurs. Par suite, les écarts de loyers moyens sur l'ensemble du territoire ont tendance à baisser, jusqu'à converger vers un équilibre de long terme, sans pour autant disparaitre. Bien que le modèle soit incapable de prédire le montant des loyers, il

nous enseigne tout de même que la pratique de tels comportements n'a pas lieu de disparaître avec le temps dans un cadre concurrentiel où les agents sont mobiles et où l'information est parfaite.

1.2 Modèle économétrique

La modélisation hédonique d'un bien immobilier propose une vision élémentaire dans laquelle le prix d'un logement est fonction de l'ensemble des attributs qui le composent. Ainsi, en l'absence de discrimination, les écarts de loyers entre les locataires est uniquement le résultat de l'hétérogénéité du parc résidentiel. En revanche, dans un monde où les propriétaires discriminants ajustent le prix de leurs biens en fonction de leur niveau d'aversion envers certains locataires, les différentiels des loyers proviennent non seulement de la variété des logements du parc, mais également du niveau d'aversion des propriétaires. Ainsi, deux logements similaires peuvent être proposés à un même locataire *discriminé* pour deux loyers différents, pour peu que les deux propriétaires présentent des niveaux d'aversion différents. Dans un contexte où il n'existe qu'un propriétaire par logement, le niveau d'aversion du propriétaire envers le locataire *discriminé*, est un attribut inobservable attaché au logement, qui explique en partie les écarts de loyers entre deux populations de locataires hétérogènes.

Ainsi, le logarithme du loyer au mètre carré, $\ln P$, dépend du vecteur des attributs qui composent le logement, X^k :

$$\ln P = \sum_k X^k p^k + \varepsilon \tag{1.1}$$

Où p^k est le vecteur des paramètres associés aux attributs X^k et ε est le terme d'erreur aléatoire du modèle tel que $\varepsilon \sim \mathcal{N}(0; \sigma^2)$; l'aversion du propriétaire envers le locataire est comprise dans les résidus.

La décomposition d'Oaxaca-Blinder

Toutefois, cette écriture fait implicitement l'hypothèse qu'un logement présente la même probabilité d'être choisi par l'ensemble des locataires. Considérons deux populations de locataires : les locataires appartenant au groupe *discriminé*, noté d, et ceux qui ne le sont pas, notés n. En fonction du niveau d'aversion du propriétaire, chaque logement n'a pas la même chance d'être choisi par un locataire du groupe *discriminé* ou par un autre.

En somme, en l'absence de discrimination, les loyers moyens observés devraient être identiques, pour des logements identiques : $\overline{\ln P_d} = \overline{\ln P_n}$. Ainsi, à niveau de revenu équivalent, les locataires devraient avoir accès aux mêmes logements, et aux mêmes prix[7], P : en l'absence de discrimination, le loyer est donc indépendant des caractéristiques des locataires puisque ceux-ci sont parfaitement substituables dans le processus d'attribution du logement. En revanche, la présence de comportements discriminatoires à l'encontre une partie de la population invalide cette égalité, toutes

7. Nous faisons l'hypothèse que chaque locataire possède les capacités financières pour obtenir chacun des N logements.

choses étant égales par ailleurs.

Le modèle s'écrit donc à partir des deux équations de loyers entre les deux groupes :

$$\begin{aligned} \ln P_n &= X_n \; p_n + \varepsilon_n \\ \ln P_d &= X_d \; p_d + \varepsilon_d \end{aligned} \tag{1.2}$$

La décomposition des écarts de prix proposée par Oaxaca & Blinder(1973) [8] permet de prendre en compte le fait que ces deux populations aient des caractéristiques différentes et des préférences hétérogènes en matière de choix résidentiel. Ils basent leur modèle de décomposition sur la méthode dite des "résidus". L'objectif est de décomposer le différentiel de loyers en deux parties : l'une liée aux différences de caractéristiques entre les deux groupes, l'autre associée aux différences de prix appliquées pour un même attribut, non expliqué par le modèle. Supposons, qu'en moyenne, une partie *discriminée* de la population paie son logement plus cher que l'autre. Supposons également que, statistiquement, les membres *discriminés* aient, des caractéristiques significativement différentes de ceux de l'autre groupe : imaginons que ces particularités puissent expliquer qu'ils aient besoin d'une surface habitable plus importante, par rapport aux ménages *non discriminés*. Supposons également que ces caractéristiques, propres aux ménages *discriminés*, n'expliquent pas intégralement le différentiel de loyer entre les deux groupes, mais seulement une partie. Ainsi, la part du différentiel restant, inexpliqués par les caractéristiques des membres *discriminés*, relève, selon Oaxaca & Blinder, de pratiques discriminatoires.

En estimant le modèle (1.3) par la méthode des Moindres Carrés Ordinaires, nous obtenons les équations suivantes :

$$\begin{aligned} \widehat{\ln P_n} &= X_n \; \widehat{p_n} \\ \widehat{\ln P_d} &= X_d \; \widehat{p_d} \end{aligned} \tag{1.3}$$

avec $\widehat{p_n}$ et $\widehat{p_d}$ les estimateurs de p_n et p_d, respectivement.

Une des propriétés de la régression linéaire implique que la droite de régression passe par le point moyen de l'échantillon. Ainsi,

$$\begin{aligned} \overline{\ln P}_n &= \overline{X}_n \; \widehat{p_n} \\ \overline{\ln P}_d &= \overline{X}_d \; \widehat{p_d} \end{aligned}$$

avec $\overline{\ln P}_n$ le logarithme du loyer moyen du groupe *non discriminé* et $\overline{\ln P}_d$, celui des membres *discriminés*. $\overline{X}_d$ et $\overline{X}_n$ sont les caractéristiques moyennes des ménages, respectivement, *discriminés* et *non discriminés* ; $\widehat{p_d}$ et $\widehat{p_n}$ leurs paramètres estimés.

8. Oaxaca & Blinder décomposent le différentiel de salaires entre les hommes et les femmes "à partir des différences en termes de caractéristiques et à partir des différences de rendements des caractéristiques individuelles. C'est cette dernière partie non expliquée par le modèle qui est qualifiée de discrimination."

Soit l'équation du différentiel des logarithmes des loyers entre les deux groupes :

$$\overline{\ln P}_n - \overline{\ln P}_d = \overline{X}_n \, \widehat{p_n} - \overline{X}_d \, \widehat{p_d}$$

A cette étape de la méthodologie, il est nécessaire de faire des hypothèses relatives à la norme discriminatoire qui doit être appliquée de façon identique entre les deux groupes. Selon le contexte qui nous préoccupe dans cet article, il est nécessaire d'adopter la structure du loyer estimé des *non discriminés* comme norme non-discriminatoire. Nous faisons, donc, l'hypothèse que les locataires appartenant au groupe *discriminé* sont potentiellement victimes de discrimination sur le marché, tandis que l'ensemble des ménages issus de l'autre groupe sont traités de façon identique et "normale" : les ménages *discriminés* sont non seulement traités différemment des autres locataires, mais également considérés différemment entre eux.

Daymont & Andrisani(1984) proposent une méthodologie, basée sur la décomposition d'Oaxaca & Blinder [9]. En prenant pour norme la population *non discriminée* [10], cette décomposition, en trois parties, montre que les écarts des loyers peuvent être exprimés de la façon suivante, à partir d'un petit calcul algébrique :

$$\begin{aligned}
\overline{\ln P}_n - \overline{\ln P}_d &= \overline{X}_n \, \widehat{p_n} - \overline{X}_d \, \widehat{p_d} \\
&= \overline{X}_n \, \widehat{p_n} - \overline{X}_d \, \widehat{p_d} + \overline{X}_d \, \widehat{p_d} - \overline{X}_d \, \widehat{p_d} + \overline{X}_d \, \widehat{p_n} - \overline{X}_d \, \widehat{p_n} + \overline{X}_n \, \widehat{p_d} - \overline{X}_n \, \widehat{p_d} \\
&= \underbrace{[\overline{X}_n - \overline{X}_d] \, \widehat{p_d}}_{\text{Endowments (E)}} + \underbrace{\overline{X}_d \, [\widehat{p_n} - \widehat{p_d}]}_{\text{Coefficients (C)}} + \underbrace{[(\overline{X}_n - \overline{X}_d) \, (\widehat{p_n} - \widehat{p_d})]}_{\text{Interactions (CE)}} \qquad (1.4)
\end{aligned}$$

Le premier composant, $E = [\overline{X}_n - \overline{X}_d] \, \widehat{p_d}$, représente la contribution des différences d'attributs de logement dans les écarts de loyers des deux groupes. Les différences d'attributs entre les logements occupés, en moyenne, par les groupes n et d, sont pondérées par les coefficients du groupe *discriminé*, afin de déterminer la part des écarts de préférences résidentielles dans le différentiel de loyer moyen. Autrement dit, le composant E mesure la variation moyenne du loyer moyen du groupe *discriminé* si celui-ci avait les mêmes préférences que les membres du groupe *non discriminé*. Le second composant, $C = \overline{X}_d \, [\widehat{p_n} - \widehat{p_d}]$, représente la part des écarts de loyer résultant de la discrimination envers le groupe d, à partir des différences de coefficients et des constantes. Pour un même attribut, l'écart des prix entre les deux groupes, est pondéré par les caractéristiques résidentielles moyennes du groupe *discriminé*. En d'autres termes, la partie C de la décomposition mesure la variation moyenne du loyer du groupe *discriminé*, si celui-ci avait accès aux mêmes prix que le groupe des agents *non discriminés*. Les deux premières composantes de la décomposition sont considérées comme les plus pertinentes dans les écarts de loyers. Le

9. Décomposition d'Oaxaca & Blinder en deux parties : $[\overline{X}_n - \overline{X}_d] \, \widehat{p_d} + \overline{X}_n [\widehat{p_n} - \widehat{p_d}]$

10. La décomposition, en trois parties, dans laquelle le groupe *discriminé* est pris pour norme "non discriminatoire", s'écrit : $\overline{\ln P}_n - \overline{\ln P}_d = [\overline{X}_n - \overline{X}_d] \, \widehat{p_n} + \overline{X}_n \, [\widehat{p_n} - \widehat{p_d}] + [(\overline{X}_n - \overline{X}_d) \, (\widehat{p_n} - \widehat{p_d})]$. Selon cette vision, les membres du groupe *discriminés* sont traités de façon équivalente, tandis que les locataires *non discriminés* subissent un traitement différent les uns des autres, laquelle peut s'interpréter comme une forme de favoritisme.

troisième composant, $CE = [(\overline{X}_n - \overline{X}_d)\ (\widehat{p_n} - \widehat{p_d})]$, est un terme d'interaction qui tient compte du fait que les différences de préférences résidentielles et de discrimination existent simultanément.

Ainsi, on peut définir cette décomposition en trois parties pour chaque attribut qui définit le logement de la façon suivante. Considérons que le logement est décrit par deux variables explicatives : X^1 & X^2 :

$$E = [\overline{X}_n - \overline{X}_d]\ \widehat{p_d} = [\overline{X}^1_n - \overline{X}^1_d]\ \widehat{p_d}^1 + [\overline{X}^2_n - \overline{X}^2_d]\ \widehat{p_d}^2$$
$$C = \overline{X}_d\ [\widehat{p_n} - \widehat{p_d}] = \overline{X}^1_d\ [\widehat{p_n}^1 - \widehat{p_d}^1] + \overline{X}^2_d\ [\widehat{p_n}^2 - \widehat{p_d}^2]$$
$$CE = [(\overline{X}_n - \overline{X}_d)\ (\widehat{p_n} - \widehat{p_d})] = [(\overline{X}^1_n - \overline{X}^1_d)\ (\widehat{p_n}^1 - \widehat{p_d}^1)] + [(\overline{X}^2_n - \overline{X}^2_d)\ (\widehat{p_n}^2 - \widehat{p_d}^2)]$$

Correction du biais de sélection

Toutefois, cette décomposition ne prend pas en compte le fait que l'économètre n'observe qu'une fraction non représentative de la population : celle qui habite sur le segment locatif privé. Cela peut provenir d'une sélection endogène des ménages, dans le sens où le loyer auquel fait face la population *discriminée* est susceptible de les contraindre à occuper ou à renoncer à ces logements plutôt qu'à ceux issus d'autres segments du parc (propriété, logements sociaux ou gratuits). Autrement dit, les locataires du parc privé présentent des caractéristiques inobservables par l'économètre, différentes des agents occupant les logements des parcs alternatifs et qui influencent la probabilité d'occuper ce type de logement.

En l'absence de discrimination, les paramètres estimés des régressions hédonistes sont déterminés par la fonction de production du locataire. Ainsi, en théorie, les estimations effectuées sur le groupe *non discriminé*, ne devraient pas nécessiter de correction car la sélection ne devrait pas être affectée par les caractéristiques individuelles : comme les variables individuelles n'influencent pas les paramètres de l'équation hédonique, alors le terme d'erreur ne devrait pas être affecté. Toutefois, le potentiel effet d'auto-sélection des locataires *discriminés* tend à avoir un impact sur le choix des locataires de l'autre groupe, dans le sens où l'offre de logements totale est constituée par un nombre de logements fini : un ménage discriminé se tournant, contre son gré, vers le parc social, par exemple, empêche un ménage *non discriminé*, qui en éprouve le besoin, d'occuper un logement de ce parc, et l'incite, à son tour, à se tourner vers d'autres segments du parc immobilier.

En l'état, la méthode de décomposition fournit ainsi une mesure imparfaite de la discrimination sur le marché du logement, en introduisant un biais dans les paramètres estimés, et notamment ceux mesurant la discrimination (Meurs et Ponthieux, 2000[136]). La méthode de correction du biais proposée par Heckman (1979)[97] permet de tenir compte de l'auto-sélection des agents occupant le parc locatif privé. Oaxaca & Neuman (2004)[141] proposent une amélioration de son modèle en intégrant à la méthodologie la procédure "en deux étapes" de Heckman afin de corriger

le biais de sélection. Cette procédure consiste à estimer, dans un premier temps, un modèle *Probit* afin de prendre en compte le biais de sélection et d'introduire, dans un second temps, un terme de correction dans l'équation de loyer, appelé *l'inverse du Ratio de Mills.*

Nous estimons le modèle *Probit* suivant : $L^* = Z\gamma + u$, où L^* est une variable dichotomique latente correspondant à la probabilité d'occuper un logement en location du parc privé : le loyer est uniquement observé pour les locataires du parc privé. Z représente un vecteur des caractéristiques du ménage, qui influence le choix de ce parc et u est le terme d'erreur de l'équation. Ce dernier suit une loi normale standard d'espérance nulle dont la variance est normalisée à 1. Le paramètre γ est estimé par la méthode du maximum de vraisemblance.

A partir de l'équation (1.1), le loyer moyen d'un locataire est déterminé de la façon suivante :

$$\begin{aligned} E(\ln P|X, L^* > 0) &= E(Xp + \varepsilon|X, Z\gamma + u > 0) \\ &= Xp + E(\varepsilon|X, u > -Z\gamma) \\ &= Xp + \theta\lambda \end{aligned}$$

où θ représente l'estimateur associé à l'effet de la sélection sur le loyer. $\lambda = \dfrac{\phi(Z\gamma)}{\Phi(Z\gamma)}$ avec $\phi(.)$ la fonction de densité d'une loi normale et $\Phi(.)$ sa fonction cumulative : λ représente l'estimateur de l'inverse du ratio de Mills.

Selon Neuman et Oaxaca (2004), la procédure la plus simple est d'introduire le terme de sélection dans la décomposition du loyer comme une composante séparée sous la forme : $(\widehat{\lambda_n}\widehat{\theta_n} - \widehat{\lambda_d}\widehat{\theta_d})$ [11]. En discutant sur les différentes façons possibles d'introduire ce terme dans la décomposition, les auteurs expliquent que cette approche est la plus simple puisqu'elle ne demande, à priori, aucune hypothèse sur le fait que la sélectivité aurait un impact plutôt sur les caractéristiques individuelles ou plutôt sur la discrimination (Meurs et Ponthieux, 2000).

Nous suivons la méthodologie de Neuman & Oaxaca (2004)[141] selon laquelle les effets de la sélection sont déduits de l'écart de loyer total avant l'application de la décomposition en trois parties. Pour implémenter ceci, nous utilisons la commande "OAXACA" de STATA en appliquant la procédure de sélection d'Heckman en deux étapes. La décomposition est automatiquement effectuée en tenant compte de la

11. Les équations des loyers moyens, estimées sur les deux groupes n et d, s'écrivent de la façon suivante :

$$\overline{\ln P}_n = \overline{X}_n\ \widehat{p}_n + \widehat{\lambda_n}\widehat{\theta_n} \qquad \text{et} \qquad \overline{\ln P}_d = \overline{X}_d\ \widehat{p}_d + \widehat{\lambda_d}\widehat{\theta_d}$$

Ainsi, le différentiel de loyers moyens entre les deux groupes estimés, s'écrit :

$$\overline{\ln P}_n - \overline{\ln P}_d = [\overline{X}_n\ \widehat{p}_n - \overline{X}_d\ \widehat{p}_d] + (\widehat{\lambda_n}\widehat{\theta_n} - \widehat{\lambda_d}\widehat{\theta_d})$$

sélection de la façon suivante :

$$\overline{\ln P}_n - \overline{\ln P}_d - (\widehat{\lambda_n}\widehat{\theta_n} - \widehat{\lambda_d}\widehat{\theta_d}) = E + C + CE$$

1.3 Présentation des données

L'*Enquête Nationale Logement* de l'INSEE constitue la seule source intercensitaire centrée sur les conditions de logement en France. Elle étudie, avec précision, la structure du parc immobilier ainsi que la description de ses résidents. Une note expliquant les détails de l'enquête est disponible dans l'annexe (1. A), page 60 ; nous y renvoyons le lecteur intéressé par les détails techniques de l'enquête. L'intérêt de cette vague réside dans le fait qu'elle soit la seule qui fournisse une description relativement fine du logement occupé, ainsi que de son l'environnement. Les autres vagues ne fournissent pas ce dernier point.

Le parc locatif regroupe les 2 247 logements du parc privé possédés par les *propriétaires physiques*[12] et ceux du parc social, dont le loyer est soumis à la législation HLM. Les propriétaires de ces derniers sont, dans la majorité des cas, des organismes HLM (société anonyme, office public, société coopérative ...), mais également des sociétés immobilières, d'assurance, des organismes ou l'État [...], comme le montre la figure (1.2) page 30. L'échantillon du parc sur lequel nous travaillons regroupe les 1 002 logements en location du parc privé de la région Île de France, ce qui représente moins de la moitié du parc locatif de la région (figure (1.2)). Le choix de se focaliser sur le parc privé, nous permet de considérer que les modes d'attribution des propriétaires physiques et des propriétaires moraux sont établis selon des règles différentes ; néanmoins, le lien entre le parc privé et le parc social n'est pas oublié.

Des tests d'égalités de proportions entre les ménages français et immigrés ont été réalisés pour chacune des statistiques présentées. Les résultats de ces tests sont disponibles en annexe (1. C) page 68.

La population immigrée en Île de France

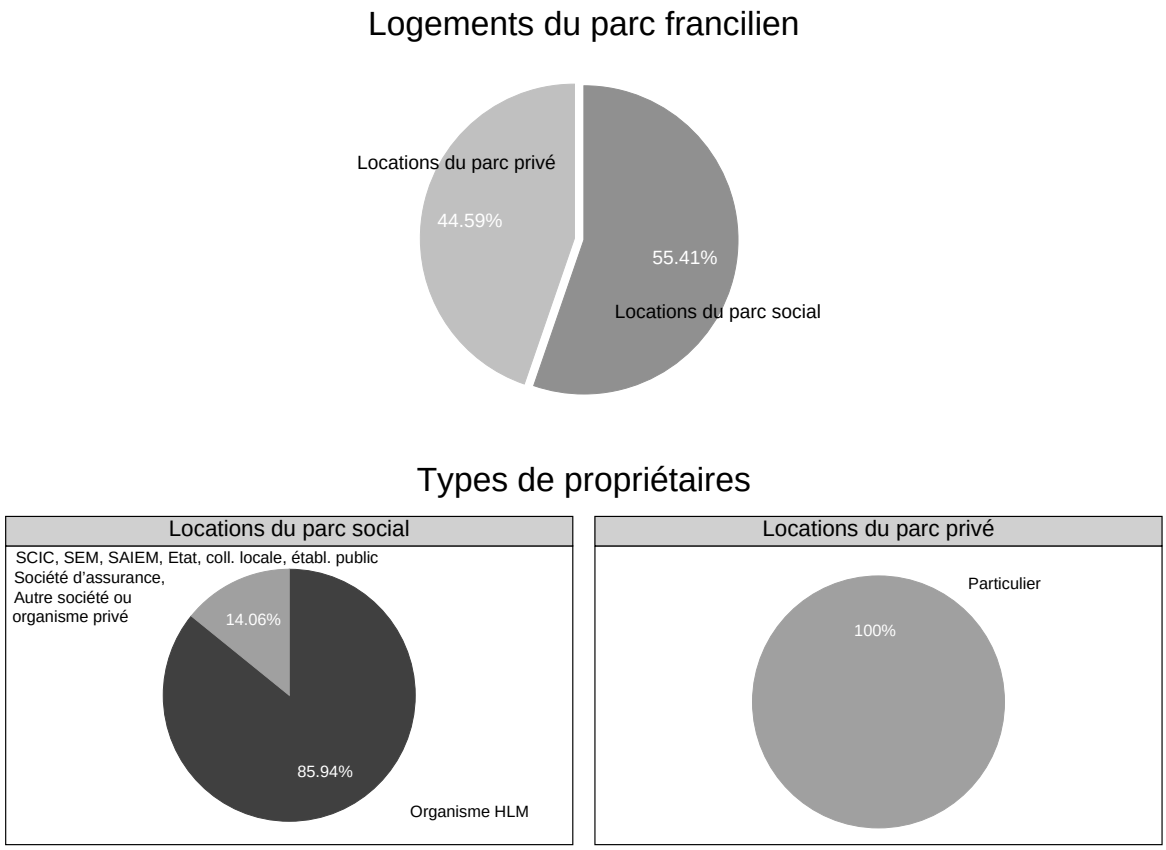
La population immigrée, regroupant près d'un francilien sur cinq, provient de différents horizons. Nous avons regroupé les immigrés selon le pays dont ils sont originaires. En voici la liste exhaustive :

- Pays d'Afrique du Nord, du Proche & Moyen Orient et d'Amérique Centrale et du Sud :
  ⋆ *Afrique du Nord :* Algérie, Maroc, Tunisie, Libye ;
  ⋆ *Proche & Moyen Orient :* Liban, Iran, Syrie, Israël, Irak, autres pays du Proche et Moyen Orient ;
  ⋆ *Amérique Centrale :* Mexique, Autres pays d'Amérique Centrale ;
  ⋆ *Amérique du Sud :* Chili, Brésil, Colombie, Argentine, Pérou, Vénézuéla, autres pays d'Amérique du Sud ;

- Pays d'Afrique Noire : Sénégal, Mali, Zaïre, Cameroun, Côte-d'Ivoire, Maurice, Congo, Madagascar, Mauritanie, Égypte, Togo, Guinée, Bénin, Répu-

12. La *personne morale* doit être distinguée de la *personne physique*. La personne physique désigne un individu, alors que la personne morale n'est qu'une entité juridique : entreprise, association ...

FIGURE 1.2 – Les logements du parc immobilier francilien & leurs propriétaires



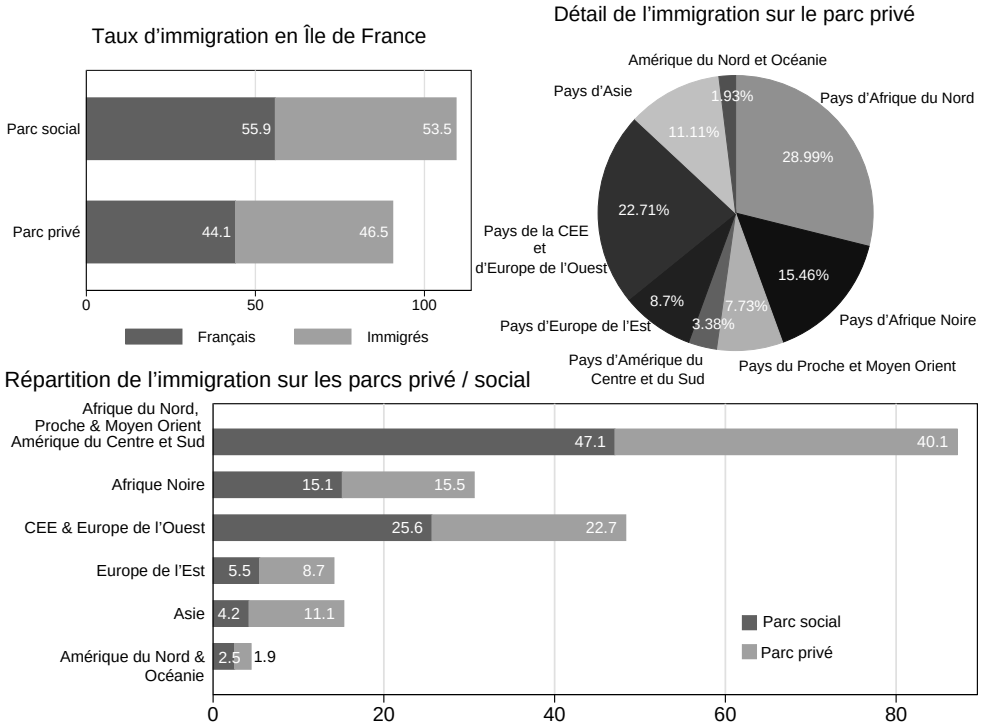
Organisme HLM : Office, Société Anonyme, OPAC, Coopérative HLM
SCIC : Société immobilière à participation majoritaire de la Société Centrale Immobilière de la Caisse des dépôts et consignations
SEM, SAIEM : Société d'économie mixte

blique de Centrafrique, Gabon, Comores, Ghana, Burkina, Tchad, Niger, Nigéria, Afrique du Sud, autres pays d'Afrique ;

- Pays de la Communauté Économique Européenne (CEE) & d'Europe de l'Ouest :
  ⋆ *Pays de la CEE :* Portugal, Italie, Espagne, Allemagne, Royaume-Uni, Belgique, Pays-Bas, Grèce, Suède, Danemark, Irlande (EIRE), Luxembourg ;
  ⋆ *Pays d'Europe de l'Ouest (hors CEE) :* Suisse, Norvège, Finlande, Islande, Autriche, Malte, autres pays d'Europe de l'Ouest ;

- Pays d'Europe Centrale & d'Europe de l'Est : Pologne, Roumanie, Slovaquie, République Tchèque, Hongrie, Bulgarie, Russie, Ukraine, Autres pays de l'ex-URSS, Yougoslavie, Serbie et Monténégro, Croatie, Bosnie, autres pays de

FIGURE 1.3 – Taux d'immigration en France



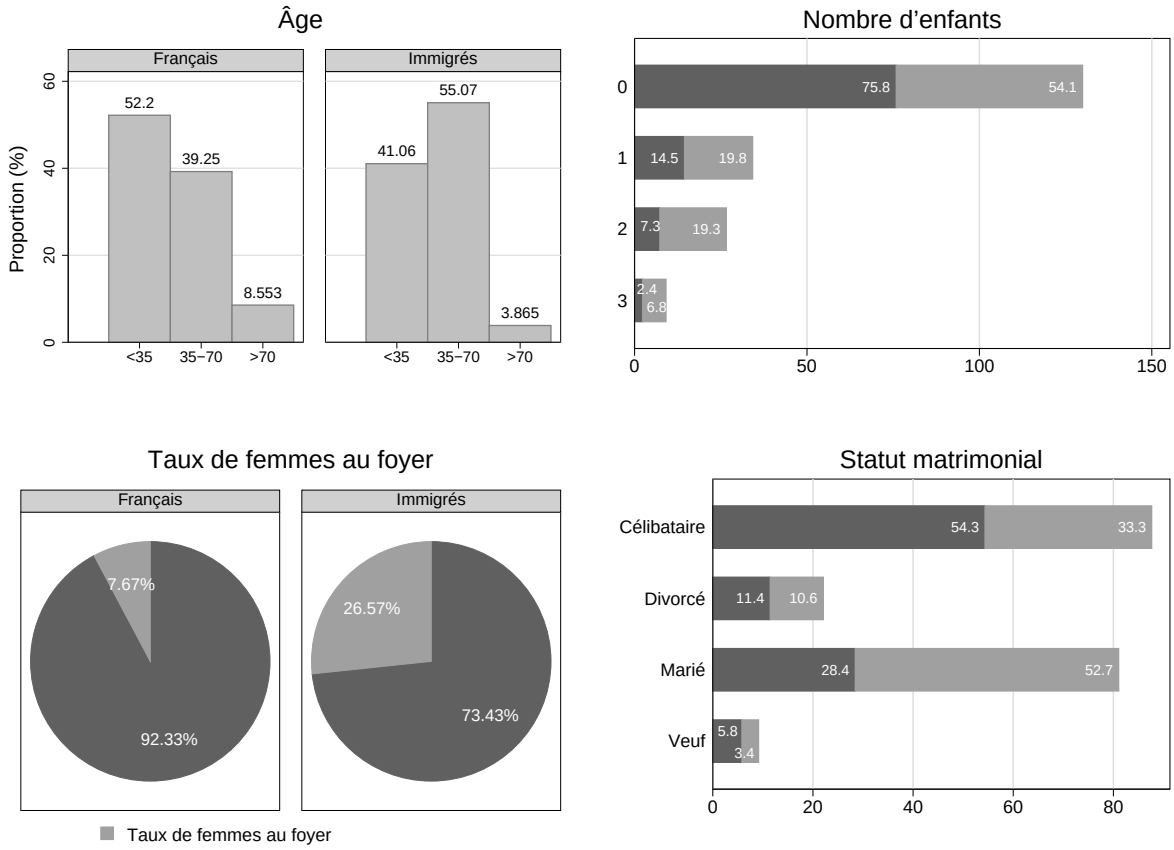
l'ex-Yougoslavie, Turquie, Albanie, autres pays d'Europe Centrale ou de l'Est ;

- Pays d'Asie : Cambodge, Vietnam, Laos, République populaire de Chine, Japon, Sri-Lanka, Pakistan, Inde, Corée, Philippines, Thaïlande, Indonésie, autres pays d'Asie ;

- Pays d'Amérique du Nord & d'Océanie :
  ⋆ *Amérique du Nord :* États-Unis d'Amérique, Canada, Haïti, autres pays des Caraïbes ;
  ⋆ *Océanie :* Australie, Nouvelle-Zélande, autres pays d'Océanie ;

D'après la figure (1.3), près de la moitié des immigrés habitant la région, est née sur le contient Africain et les deux tiers d'entre eux viennent des pays du Maghreb. L'immigration en provenance d'Europe de l'Est représente moins de 7%, tandis que celle de l'Ouest du continent représente près du quart du flux d'immigration en Île de France ; les ménages venant des pays du Moyen et du Proche Orient représentent moins de 10% de l'immigration. Tandis que les immigrés d'Afrique du Nord, du Proche & du Moyen Orient et d'Afrique du Centre et du Sud semblent plus présents sur le parc public, seule la population asiatique semble plus significativement présente sur le parc locatif privé.

FIGURE 1.4 – Caractéristiques des ménages franciliens

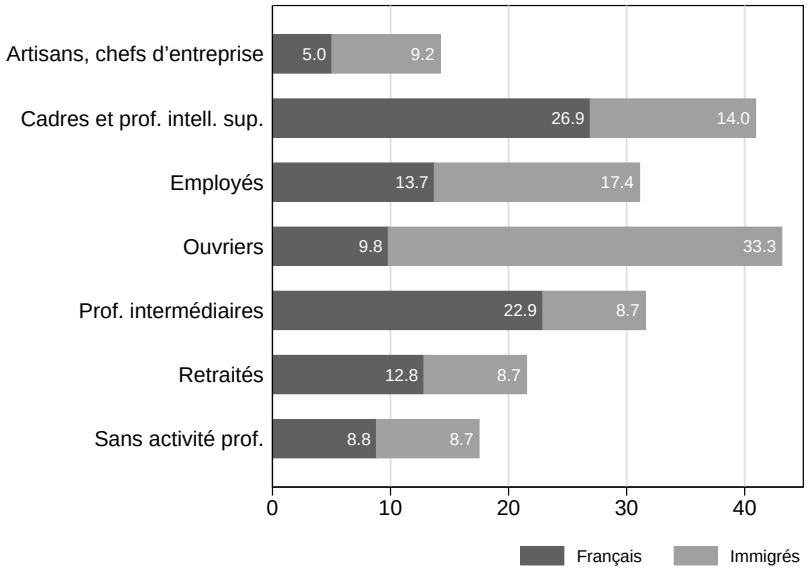


Globalement plus âgée que la population de nationalité française, la population immigrée compte davantage de ménages dont le chef de ménage a entre 35 et 70 ans, que la population de nationalité française. Une première explication de cette asymétrie pourrait relever de l'âge d'arrivée de cette population sur le territoire français et de l'âge de retour dans le pays dont il est originaire. Malgré le fait que ces informations nous soient inconnues [13], nous pouvons spéculer sur le fait que les immigrés quittent probablement leur pays d'origine au début de l'âge adulte et retournent y vivre à la fin de leur vie active, ce qui pourrait également s'expliquer, au moins en partie, leur sous-représentation parmi les moins de 35 ans. De plus, il est plausible qu'une part plus importante de la population de nationalité française de plus de 35 ans, ait tendance à se tourner vers les logements en propriété, par rapport aux ménages immigrés ; l'illustration de ces particularités se retrouvent également dans l'inégale répartition des statuts matrimoniaux entre ces deux populations. Significativement plus faible que celui de la population née en France, le taux de célibat des immigrés est compensé par un taux marital nettement plus élevé que chez les

13. L'*Enquête Nationale Logement* ne nous informe ni de l'année d'arrivée du ménage immigré sur le territoire, ni de son parcours de mobilité entre son pays d'origine et son arrivée en France.

ménages français, ce qui s'expliquerait par un phénomène d'immigration en famille. Une autre conséquence porte sur le nombre d'enfants, dans le sens où les ménages français sans enfant représentent une part plus importante que leurs homologues immigrés et les ménages immigrés avec enfants comptent davantage d'enfants que les ménages français avec enfants. Une autre particularité porte sur le taux d'emploi des femmes : tandis que seules 7,7% des françaises en couple ne travaillent pas, les femmes immigrés sont près de trois fois plus nombreuses à ne pas occuper d'emploi.

FIGURE 1.5 – Répartition des habitants au sein de chaque CSP



D'après la figure (1.5), nous constatons que les chefs de ménage des deux populations occupent des postes assez différents : tandis que les français sont davantage présents parmi les cadres, les professions intellectuelles supérieures et les professions intermédiaires, les immigrés sont, quant à eux, trois fois plus nombreux à occuper un poste d'ouvrier et sont rémunérés près de 25% de moins que les français, comme le montre la figure (1.6). Néanmoins, bien que moins présents au sein des postes de cadres, de professions intellectuelles supérieures et de professions intermédiaires, les immigrés gagnent, en moyenne, un revenu moyen supérieur à celui des français. Les immigrés à la retraite touchent une allocation un tiers inférieur à celles des français. Ceci peut s'expliquer par le fait qu'ils participent, en moyenne, moins longtemps au système de cotisation des retraites français. De plus, les écarts de revenus durant la vie active entre les deux populations expliquent également qu'ils n'aient pas accès au mêmes niveaux d'allocation de retraite.

Tandis qu'en moyenne, un ménage français gagne un revenu 30% plus élevé que celui d'un immigré, il paie son logement seulement 15% de plus. Bien que les dépenses de logement semblent moins importantes chez les immigrés que chez les

français, le taux d'effort résidentiel [14] montre tout de même que les immigrés allouent une plus grande part de leurs revenus à ces dépenses, par rapport aux français. Ainsi, malgré un salaire supérieur, les immigrés des postes de cadres, professions intellectuelles supérieures et intermédiaires, paient un loyer supérieur de 6% et 12% à celui des français et affichent un taux d'effort résidentiel significativement supérieur au niveau moyen de celui des français. Le système de redistribution des richesses montre que, malgré une aide au logement plus favorable à la population immigrée, reste peu attribuée aux immigrés sans emplois, par rapport à la population française. Les conditions de peuplement des habitants immigrés sont plus précaires que ceux des ménages français dans le sens où une plus grande part d'entre eux vive dans des logements trop étroits pour leurs besoins. A l'exception des immigrés provenant d'Amérique du Nord, d'Océanie et d'Europe de l'Ouest, l'ensemble des communautés immigrées sont touchées par les conditions de surpeuplement [15], comme le montre la figure (1.7).

Une région particulière

La population immigrée est deux fois plus nombreuse au sein de cette région que sur le reste du territoire national. Cette nette préférence pour cette zone, est le reflet d'un dynamisme économique toujours croissant. L'Île de France, se distinguant de la province de par son dynamisme économique et sa densité, regroupe plus de 20% de la population française sur moins de 2% de son territoire. Elle génère à elle-seule près de 30% du produit intérieur brut (PIB) métropolitain et se place en position de leader économique, avec un PIB par habitant 1,9 fois plus élevé qu'en Province et 1,6 fois plus qu'en Europe, comme en témoigne le tableau (1.1).

Table 1.1 – PIB/habitant en Île de France, France et Europe

	PIB / hab	PIB / emploi
IdF	31 900 €	66 900 €
France	20 400 €	51 200 €
Europe	20 600 €	Non Connu

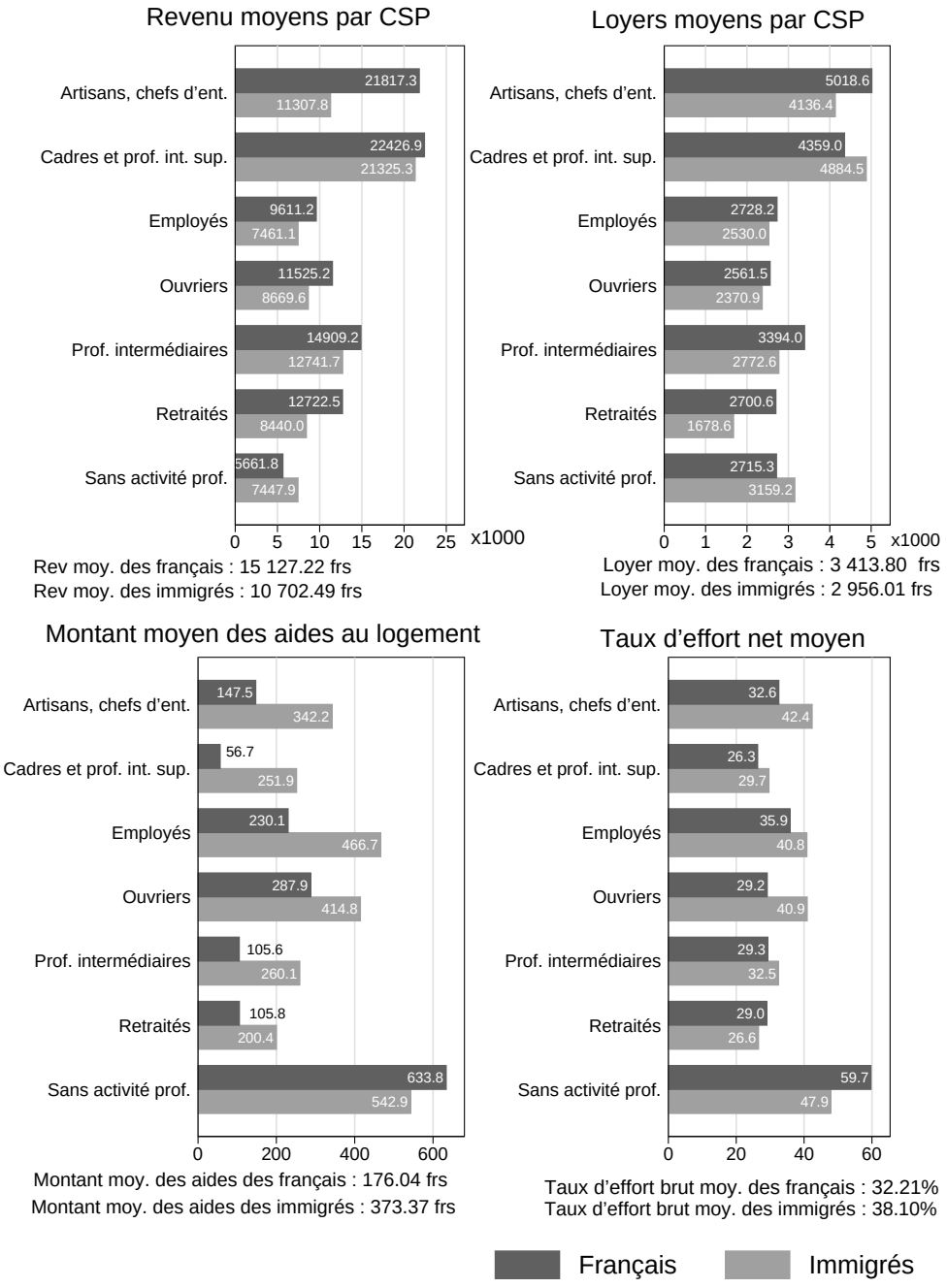
Source : Chiffres de l'INSEE

La région francilienne est découpée en quatre zones relativement homogènes, dont chacune représente globalement un cercle concentrique. Ces cercles présentent la particularité d'être enclavés les uns dans les autres : nous trouvons la ville de *Paris* au centre de la région, entourée par les communes de la *Petite Couronne*, elle-même située au centre de la *Grande Couronne*. La ville de *Paris* est la zone la

14. Le taux d'effort résidentiel, défini comme *le rapport entre les dépenses engagées pour le logement et le revenu disponible*, mesure le coût du logement dans les ressources du ménage. Les dépenses de logement regroupent le loyer et les charges locatives (énergies, eau et autres charges locatives), ainsi que les aides au logement.

15. Définition Conditions de peuplement selon l'*INSEE* page 62

FIGURE 1.6 – Revenus, loyers et taux d'effort résidentiel



plus dense de l'Île de France, en affichant une densité 22 fois plus élevée que dans le reste de la région et plus de 233 fois celle de la province (graphique (3.4) page 165). Délaissant singulièrement les zones les plus éloignées du centre de la région, la population immigrée présente une tendance à se loger au sein de *Paris* et de la *Petite Couronne* : dans ces communes, un quart de ses habitants est immigré. Leur présence en *Grande Couronne*, représentant près de 1 habitant sur cinq, est

FIGURE 1.7 – Indice de peuplement des ménages

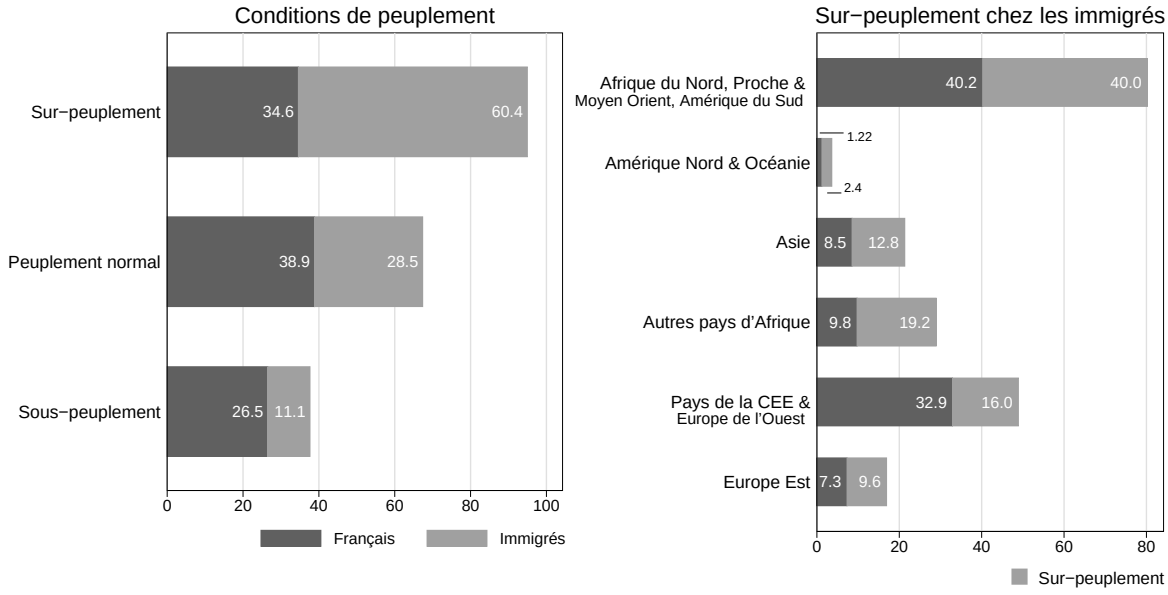
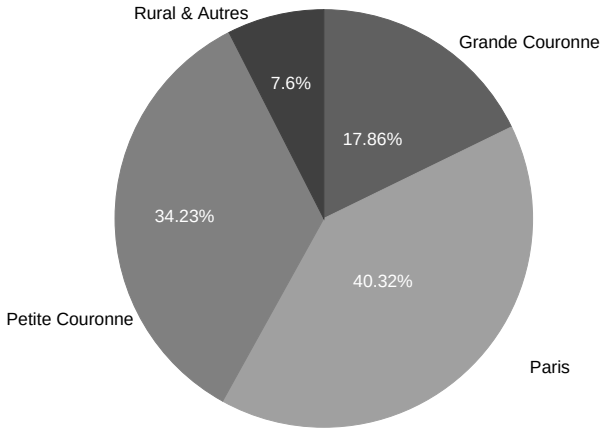


FIGURE 1.8 – Répartition des habitants en Île de France



en deçà de leur taux de présence dans l'ensemble de la région. Les communes de la zone rurale ont la particularité d'être habitées quasi-exclusivement par des ménages français. Ainsi, les ménages français et immigrés semblent se partager le territoire, en occupant des zones relativement distinctes. Le choix d'habiter dans ces zones plutôt que dans celles situées en périphérie, apporte une explication d'ordre structurelle au différentiel de loyer entre les deux groupes, dans le sens où le loyer moyen au m^2 est moins onéreux à mesure qu'on s'éloigne du centre de la région.

FIGURE 1.9 – Implantation des populations et loyers observés

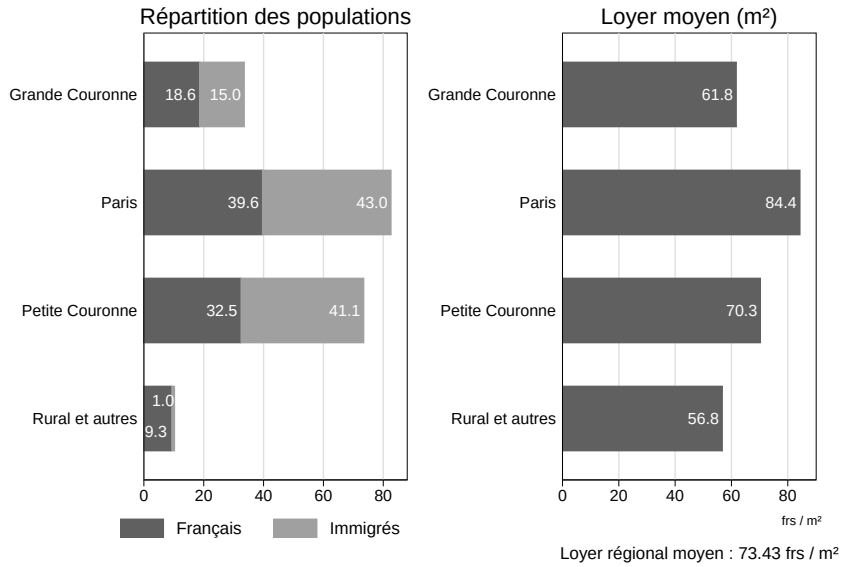
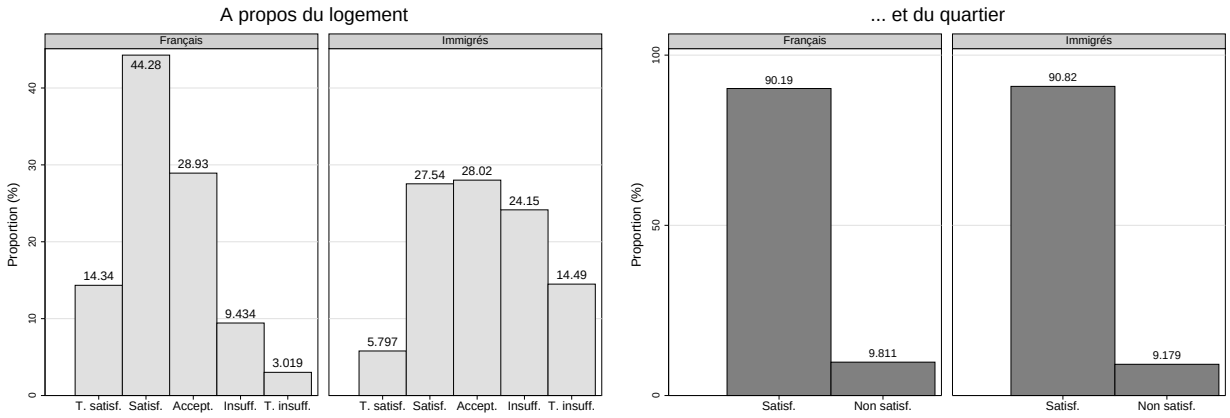


FIGURE 1.10 – Taux de satisfaction du logement et du quartier



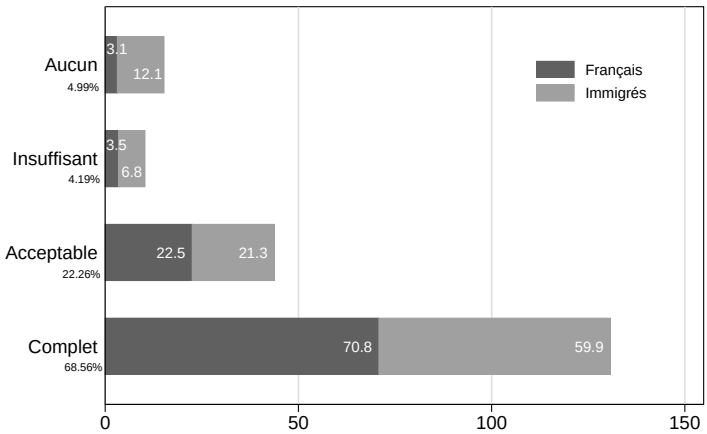
Conditions résidentielles

Occupant davantage les logements présentant un niveau de confort inférieur, les ménages immigrés sont les plus insatisfaits de leurs logements, comme en témoigne la figure (1.10). Le niveau de confort [16], tout d'abord, est, d'une certaine manière, une "norme" permettant de répertorier les équipements sanitaires de base présents dans le logement : 10% du parc locatif privé en Île de France, propose des logements dont le niveau de confort est en deçà d'un niveau défini comme acceptable par l'INSEE : il s'agit des logements dépourvus d'eau courante ou/et d'installation sanitaire. Les

16. Définition Niveau de confort selon l'*INSEE* page 63

immigrés occupent 4 fois plus les logements sans aucun confort et près de 2 fois plus ceux dont le confort est insuffisant par rapport aux ménages français. Bien que les trois quarts des logements possèdent l'ensemble des caractéristiques d'un logement dit "tout confort", ce sont les immigrés qui y ont le moins accès.

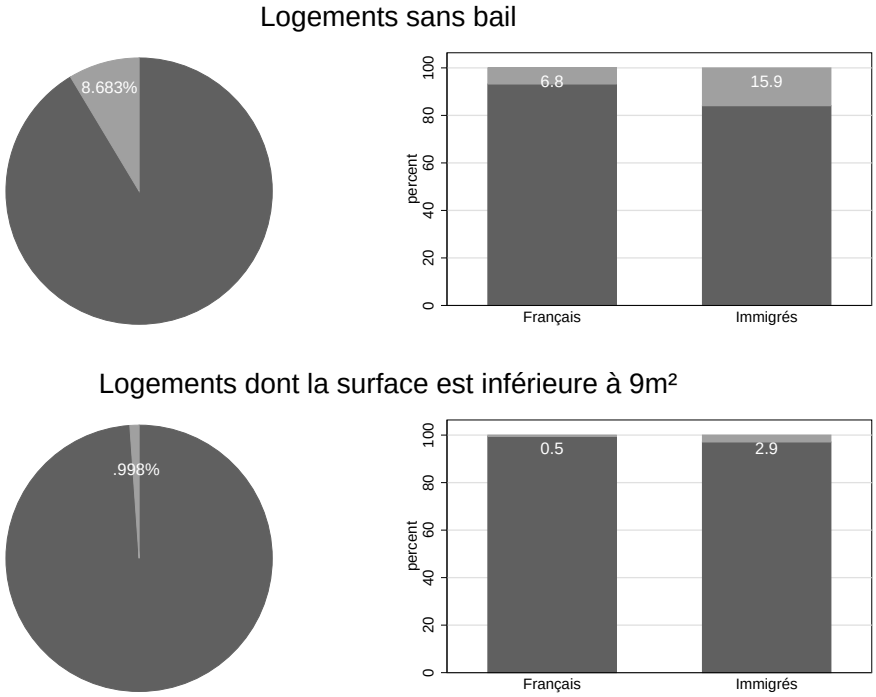
FIGURE 1.11 – Niveau de confort des ménages



Un réel effort a été effectué depuis ces dernières décennies, pour protéger juridiquement le locataire, comme le propriétaire. Ainsi, l'absence de contrat de location entre les deux parties constitue soit un mauvais signal quant à la qualité du logement, soit la possibilité d'un lien particulier entre le propriétaire et le locataire. En effet, ayant pour but de protéger les deux protagonistes en cas d'éventuels litiges, le bail est une garantie dont le propriétaire se passe lorsqu'il confie son logement sans en rédiger un. Ces logements, constituant plus de 8% du parc, sont davantage habités par des ménages immigrés. En outre, la loi interdit à un propriétaire de louer un logement dont la surface est inférieure à 9 m^2 ; pourtant, pas loin de 1% du parc privé ne respecte pas ceci. D'après la figure (1.12), davantage de locataires immigrés occupent ces logements de tailles inappropriées.

En somme, en occupant les logements les plus inconfortables du marché, ainsi que ceux respectant le moins les textes de lois protégeant le locataire, les immigrés semblent avoir des raisons d'être plus insatisfaits de leurs conditions résidentielles que le reste de la population. Toutefois, ce constat n'est pas nécessairement le reflet de pratiques discriminatoires, dans le sens où les écarts de revenus et les différences de besoins en termes de logement, entre les deux populations, peuvent apporter une explication à ces différences de conditions de vie.

FIGURE 1.12 – Contrat de location atypiques



1.4 Écarts de loyers et prix de la discrimination

L'accès aux logements du parc privé et du parc social, comme première approche discriminante, montre des divergences en terme d'occupation entre les populations française et immigrée. Deux modèles *probit univariés* ont été estimés sur deux échantillons, afin d'appréhender l'impact de variables individuelles sur la probabilité d'occuper un logement du secteur privé versus du secteur social : la variable à expliquer est une indicatrice valant 1 si le ménage appartient au parc privé, 0 s'il appartient au parc social : le premier modèle est estimé sur l'ensemble de la population locative en Île de France, tandis que le second est restreint aux locataires immigrés.

Comme le montre les résultats disponibles dans le tableau (1.2) page 42, les ménages de nationalité française ont, en moyenne, plus de chances que les ménages immigrés, d'occuper un logement du parc social. Toutefois, au sein de cette population, leur présence dans le parc privé ne semble pas uniforme. Voici la liste ordonnée des populations, des plus présentes aux moins présentes sur le parc privé : les populations immigrées des pays d'Asie, d'Europe de l'Est, d'Afrique Noire, de la CEE et d'Europe de l'Ouest, d'Afrique du Nord, du Proche et du Moyen Orient, d'Amérique du Sud et, enfin, d'Amérique du Nord et d'Océanie ; la population asiatique étant la seule population immigrée significativement plus présente sur le parc privé que les autres populations immigrées. Les raisons qui poussent ces ménages à occuper un logement du parc social reposent probablement davantage sur l'attraction d'un loyer peu élevé et encadré, que sur un véritable choix résidentiel basé sur des préférences. Toutefois, il n'est pas à exclure qu'elles ne soient pas également le résultat de comportements visant à favoriser ou défavoriser certaines populations. De plus, les raisons qui ont motivé certains ménages à venir vivre en France (professionnelle, par exemple), ainsi que l'accès aux dispositifs d'aides sociaux, influencent naturellement la probabilité d'occuper un logement social. Tandis qu'un revenu élevé donne davantage accès à un logement du parc privé qu'à un logement social, les caractéristiques liées à la composition familiale, comme la vie en couple, l'âge et le besoin d'un logement de grande taille, augmentent les chances d'obtenir un logement du parc social ; l'âge et la vie de couple exercent une pression supplémentaire sur la population immigrée qui les poussent davantage à occuper un logement social que les populations nées sur le territoire français. En outre, le besoin d'un logement de plus grande taille, a davantage tendance à pousser les populations immigrées à se tourner vers le parc privé, dont les logements sont davantage en adéquation avec les besoins de familles nombreuses. Les caractéristiques d'un emploi stable à temps plein, comme critère garantissant la solvabilité du locataire dans le temps, semble également jouer un rôle dans l'attribution d'un logement social. En outre, l'obtention d'un tel logement dont les loyers sont moindres que ceux du parc privé, influencent le comportement de mobilité des ménages dans le sens où ceux-ci semblent moins enclins que les locataires du parc privé, à quitter un tel logement. Les femmes célibataires immigrées, présentent, enfin, plus de chances que les hommes célibataires d'occuper un logement du parc privé, à cause, probablement de garanties financières insuffisantes. L'accès au parc social semble ainsi favoriser l'accès aux ménages fran-

çais et faire reposer l'attribution de ses logements sur des règles plus contraignantes que ceux du parc privé, alors même qu'il est censé répondre aux besoins de ménages les plus modestes.

Table 1.2 – Probabilité d'appartenir au parc locatif privé

	Ensemble des locataires des secteurs privés & publics Français versus Immigrés	Ensemble des locataires immigrés des secteurs privés & publics Imm. d'Afrique du Nd, Proche & Moyen Orient, Proche & Amérique du Sud versus Autres Immigrés
# Être de nationalité française	Réf.	-
# Pays d'Afrique du Nord, Proche & Moyen Orient et d'Amérique du Sud	1.318**	Réf.
	(0.610)	
# Autres pays d'Afrique	1.563**	0.246
	(0.634)	(0.195)
# Pays d'Europe de l'Ouest et de la CEE	1.395**	0.0718
	(0.638)	(0.169)
# Pays d'Europe de l'Est	1.731**	0.416−
	(0.678)	(0.259)
# Pays d'Asie	1.896***	0.578**
	(0.683)	(0.292)
# Pays d'Amérique du Nord & d'Océanie	1.282*	-0.0137
	(0.763)	(0.452)
Immigré * (Ménage - Revenu)	-0.0000458−−	-
	(0.0000346)	
Ménage - Revenu	0.0000370*	-0.0000103
	(0.0000219)	(0.0000270)
Immigré * (Ménage - Revenu²)	7.60e-11	-
	(8.30e-10)	
Ménage - Revenu²	5.19e-10	6.21e-10
	(5.59e-10)	(6.21e-10)
Immigré * (Ménage - Nombre de déménagements)	-0.0617	-
	(0.0919)	
Ménage - Nombre de déménagements	0.176***	0.113−−
	(0.0414)	(0.0818)
Immigré * (Personne de Référence - Age)	-0.00602	-
	(0.00625)	
Personne de Référence - Age	-0.0173***	-0.0232***
	(0.00270)	(0.00563)
Immigré * (Personne de Référence - Homme)	-0.502*	-
	(0.265)	
Personne de Référence - Homme	-0.0568	-0.536**
	(0.0936)	(0.248)
Immigré * (Personne de Référence - CDI à temps complet)	0.213	-
	(0.173)	
Personne de Référence - CDI à temps complet	-0.399***	-0.161
	(0.0841)	(0.154)
Immigré * (Ménage - Nombre d'actifs)	-0.0623	-
	(0.140)	
Ménage - Nombre d'actifs	-0.115−	-0.170−
	(0.0731)	(0.116)
Immigré * (Ménage - Nombre de pièces nécessaires)	0.305***	-
	(0.0917)	
Ménage - Nombre de pièces nécessaires	-0.508***	-0.208***
	(0.0514)	(0.0761)
Immigré * (Ménage - Montant des aides au logement)	-0.000289**	-
	(0.000141)	
Ménage - Montant des aides au logement	0.0000208	-0.000260**
	(0.0000823)	(0.000115)
Immigré * (Ménage - Couple)	-0.576**	-
	(0.237)	
Ménage - Couple	-0.378***	-0.942***
	(0.101)	(0.214)
Constante	1.747***	3.038***
	(0.253)	(0.557)
Nombre d'observations	2247	445

Standard errors in parentheses
−− $p < 0.2$, − $p < 0.15$, * $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$

Source : Auteur, ENL96

Les écarts de loyers moyens

L'étude de la discrimination par les prix se doit de prendre en compte cette divergence d'occupation entre les populations, puisque rien de nous permet d'affirmer qu'elle est le résultat d'un choix émanant des ménages eux-mêmes, d'une différence de solvabilité ou d'un traitement discriminatoire visant à défavoriser une partie des habitants. Ainsi, un locataire peut occuper un logement du secteur privé ou social, soit parce que celui-ci est en adéquation avec les préférences et les revenus de l'occupant, soit parce qu'il a été discriminé de telle sorte que le logement qu'il occupe ne lui permet pas d'atteindre le niveau de satisfaction correspondant à ses besoins, mais un niveau inférieur seulement. La discrimination, si elle a lieu, s'effectue sur des logements observés, certes, mais probablement occupés par d'autres ménages. Ceci revient à considérer qu'une discrimination à l'accès aux logements est similaire à une discrimination par les prix. En l'absence de discrimination, les caractéristiques des habitants ne devraient pas influencer le montant du loyer. Cependant, les prédictions empiriques ne sont pas celles observées, mais une moyenne pondérée des choix de ménages *discriminés* et *non discriminés*. Toutefois, à cause du caractère illégal de ces comportements, il n'existe aucune donnée qui indique de façon objective si le locataire a été victime de discrimination durant le processus d'attribution du logement qu'il occupe ou par le passé : il est ainsi impossible pour l'économètre d'observer ce que certains ménages auraient voulu faire, mais ce qu'ils ont pu faire à cause de comportements potentiellement discriminatoires.

La plupart des modèles que nous présentons a été corrigée d'un biais de sélection, selon la méthodologie d'Heckman en deux étapes. La prise en compte de cette correction sur les locataires français et immigrés, permet d'intégrer les choix résidentiels du parc privé, qui ne relèvent pas de volontés individuelles, et de prendre en considération les comportements visant à favoriser la population de nationalité française. La méthode repose sur l'estimation d'un ratio, appelé *Ratio de Mills*, calculé à partir d'un modèle probit dans lequel est estimé la probabilité d'occuper un logement du parc privé (versus du parc social) selon les caractéristiques individuelles, comme la nationalité du chef de ménage, son sexe, son âge. Nous ajoutons des variables au niveau du ménage, telles que la présence d'un conjoint et le nombre de déménagements au cours des quatre dernières années, afin d'intégrer le fait que les locataires du secteur privé sont, statistiquement, plus mobiles que ceux du parc social. Ce modèle n'est pas sans rappeler ceux que nous venons de présenter, sans être à proprement parlé identiques. Ainsi, la plupart des estimations que nous présentons, intègrent l'inverse du *Ratio de Mills* comme variable explicative.

La première étape de notre travail s'attache à montrer l'existence d'écarts de loyers entre les populations française et immigrée et à en évaluer les différences. Le tableau (1.3) présente ainsi les écarts de loyers bruts entre les deux populations, en projetant orthogonalement le logarithme du loyer sur une indicatrice valant 1 si le locataire est immigré, 0 sinon ; le modèle présenté en colonne (1) fournit des résultats corrigés d'un potentiel biais de sélection, alors que celui de la colonne (3) présente des estimations non corrigées. En moyenne, un immigré paie son loyer 18% moins

cher qu'un locataire de nationalité française, et la prise en compte du phénomène de sélection au sein des différents segments de l'offre locative, montre que ce différentiel est sous-évalué, puisqu'en réalité, il atteint quasiment 20% : la prise en compte de ce ratio montre, à travers la hausse de la constante, que les ménages résidant dans des logements sociaux, auraient payé un loyer plus élevé que les locataires du secteur privé, s'ils avaient occupé un logement du parc privé.

TABLE 1.3 – Écarts bruts de loyers

	Modèles corrigés selon la méthode d'Heckman		Modèles non corrigés	
	Français versus Immigrés	Français versus Immigrés (détaillé)	Français versus Immigrés	Français versus Immigrés (détaillé)
Être de nationalité française	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.
Être immigré	-0.197*** (0.0486)	-	-0.180*** (0.0466)	-
# Pays d'Afrique du Nord, Proche & Moyen Orient et d'Amérique du Sud	-	-0.291*** (0.0710)	-	-0.291*** (0.0686)
# Autres pays d'Afrique	-	-0.155^{--} (0.112)	-	-0.103 (0.107)
# Pays de la CEE et d'Europe de l'Ouest	-	-0.196** (0.0922)	-	-0.216** (0.0892)
# Autres pays d'Europe (hors CEE)	-	-0.264* (0.149)	-	-0.185^{--} (0.142)
# Pays d'Asie	-	-0.0579 (0.135)	-	0.0521 (0.126)
# Pays d'Amérique du Nord & d'Océanie	-	0.602* (0.310)	-	0.636** (0.298)
Constante	8.305*** (0.0481)	8.308*** (0.0479)	7.981*** (0.0212)	7.981*** (0.0211)
Ratio de Mills Lambda	-0.429*** (0.0550)	-0.433*** (0.0548)	-	-
Variables de contrôle :	∅	∅	∅	∅
Correction Heckman :	√	√	∅	∅
Nb d'observations	2247	2247	1002	1002
adj. R^2	-	-	0.014	0.023

Standard errors in parentheses
$^{--}$ $p < 0.2$, $^{-}$ $p < 0.15$, * $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$

↬ L'interprétation des coefficients p d'un modèle log-linéaire de la forme $\log Y = Xp + \epsilon$, est telle que, pour une augmentation d'une unité dans X, la valeur prédite de Y est multipliée par $\exp^{\widehat{p}}$. Toutefois, pour de faibles valeurs de $\widehat{p}$, nous pouvons approximer $\exp^{\widehat{p}} \approx 1 + \widehat{p}$.
Nous pouvons utiliser ceci pour effectuer une approximation rapide de l'interprétation des coefficients : $100 * \widehat{p}$ est la variation en pourcentage du loyer, Y, suite une augmentation d'une unité d'un attribut, X.

--→ Ce tableau présente les informations les plus pertinentes des estimations ; nous invitons le lecteur à se rendre à la page 70 du manuscrit pour obtenir l'intégralité du tableau.

Source : Auteur, ENL96

Toutefois, l'ensemble des locataires immigrés n'engendre pas le même supplément de loyer. Les seconde et quatrième colonnes du tableau (1.3) présentent les mêmes modèles, à la différence près qu'ils permettent d'évaluer les écarts de loyer bruts entre les français et chacune des population immigrées. Nous constatons, d'une part, que certaines populations immigrées ne sont pas concernées par un supplément de loyer et que, d'autre part, ceux provenant d'Afrique du Nord, Proche & Moyen Orient et d'Amérique Centrale et du Sud paient, en moyenne, 30% de moins que les habitants de nationalité française, ceux de la CEE et d'Europe de l'Ouest, près de 20% seulement, et ceux d'Europe de l'Est, près de 26% de plus ; les immigrés d'Amérique du nord et d'Océanie occupent des logements dont le loyer est près de 60% supérieur à celui des locataires français. La prise en compte de la sélection dans l'estimation des écarts de loyers amplifie le différentiel des premiers et réduit celui des seconds.

Néanmoins, ces résultats reposent sur l'hypothèse implicite que l'ensemble du parc propose des logements en tous points similaires et que les habitants sont semblables à la nationalité près. Nous nous proposons de faire évoluer ces modèles, en prenant en compte l'hétérogénéité du parc immobilier. Le tableau (1.5) page 48 présentent les estimations de modèles basés sur une représentation hédonique où le logarithme du loyer est projeté orthogonalement sur les attributs du logement : en théorie, seules les variables définissant le logement sont susceptibles d'influencer le montant du loyer. Les variables de contrôle sont la surface selon le type de logement, la date de construction, la présence d'un jardin et la distance du vis-à-vis, mais également celles décrivant l'environnement urbain dans lequel se situe le logement. L'*Enquête Logement* propose également une variable de typologie socio-économique au niveau de la commune de résidence, qui permet de prendre en considération le tissus économique et social de la commune résidentielle. Un certain nombre de variables relatives à l'environnement ont également été ajoutées, comme l'accessibilité aux lieux de vie et les pôles d'emplois les plus attractifs. Nous ajoutons également des variables représentant la localisation du logement dans l'immeuble et les services qui y sont liés, ainsi que des variables responsables des mauvaises conditions de logement, comme l'absence ou l'insuffisance du niveau de confort, la présence de fissures dans les cloisons et le plancher, la qualité du revêtement intérieur et de l'insonorisation, ou encore la fréquence des pannes d'ascenseur dans l'immeuble. Nous ajoutons également des variables reflétant le niveau de sécurité au sein du quartier, comme le taux de cambriolages, de vandalisme ou du vol. Nous ajoutons une indicatrice valant 1 si le logement présente une surface inférieure à 9 m^2, dont la loi n'autorise, en théorie, pas la location, 0 sinon. Enfin, nous incorporons des variables décrivant l'accord passé entre le locataire et le propriétaire lors de l'attribution du logement : dépôt de garantie et l'existence d'une personne s'étant portée garante pour le locataire. Le tableau (1.4) présente la liste exhaustive des variables prises dans le modèle (1.5) et dans les modèles qui suivent. L'annexe (1. B) page 62, présente certaines définitions des variables utilisées.

Qu'en est-il alors de l'hypothèse d'Heckman ? Un certain nombre d'éléments nous amène à penser que les variables expliquant la sélection, sont indépendantes de celles expliquant le loyer et que nous n'observons pas. En d'autres termes, tout porte à croire que cette hypothèse, selon laquelle les variables expliquant la sélection ne sont pas corrélées aux résidus de l'équation de traitement, est vérifiée et ce pour plusieurs raisons. Tout d'abord, les variables expliquant le loyer, portant uniquement sur les attributs du logement, et celles de l'équation de sélection reposant exclusivement sur les caractéristiques du ménage, il n'y a aucune raison pour que ces dernières influencent les attributs du logement non observés ; tout du moins en théorie. Ensuite, les variables expliquant l'équation de loyer sont suffisamment nombreuses et variées pour que cette hypothèse soit satisfaite : une quarantaine de variables de contrôle décrivant le logement sont intégrées à l'analyse.

La prise en compte de l'hétérogénéité des logements à travers le territoire, semble expliquer globalement le différentiel de loyers entre les populations française

Table 1.4 – Variables de contrôle et de correction

	Modèle (1.3)	Modèle (1.5)	Modèle (1.6)	Modèle (1.7) & (1.8)
CARACTÉRISTIQUES INTRINSÈQUES D'UNE MAISON				
Surface & surface^2♦	Non	Oui	Oui	Oui
# Présence d'un jardin				
Distance du vis-à-vis♦				
CARACTÉRISTIQUES INTRINSÈQUES D'UN APPARTEMENT				
Surface & surface^2♦	Non	Oui	Oui	Oui
Localisation dans l'immeuble (haut ; milieu ; bas)				
Nombre d'étages de l'immeuble				
# Présence d'un ascenseur dans l'immeuble				
# Présence d'un gardien dans l'immeuble				
Distance du vis-à-vis♦				
CARACTÉRISTIQUES INTRINSÈQUES COMMUNES				
# Présence d'un dépôt de garantie	Non	Oui	Oui	Oui
# Une tierce personne s'est portée garante pour le locataire				
Date de construction du bâtiment♦				
ANNEXES DU LOGEMENT				
# Présence d'un balcon	Non	Oui	Oui	Oui
# Présence d'un parking				
LOCALISATION DANS L'ESPACE URBAIN				
Nombre de lieux de vie accessibles à pieds♦				
# Localisation dans l'espace urbain : Grande Couronne ; Petite Couronne ; Paris♦				
Tranche d'emplois du pôle urbain le plus attractif♦	Non	Oui	Oui	Oui
Typologie socio-économique de N. Tabard (niveau communal)♦				
MAUVAISES CONDITIONS DE LOGEMENT				
Fréquences de cambriolages ou tentatives d'effraction du logement au cours des 12 derniers mois♦				
Niveau de confort♦				
Présence de fissures ouvertes de l'épaisseur d'une pièce de monnaie ou revêtement endommagés dans les murs intérieurs, les plafonds ou les planchers♦	Non	Oui	Oui	Oui
Nombre de panne d'ascenseur de plus de 48h au cours des 3 derniers mois				
Actes de vandalisme ou de négligence dans les parties communes de l'immeuble au cours des 12 derniers mois♦				
Témoin ou victime de vol, agression ou violence dans le quartier au cours des 12 derniers mois♦				
Surface insuffisante pour pouvoir légalement le louer ($<9m^2$)				
Niveau d'insonorisation (moyen ; médiocre)				
CARACTÉRISTIQUES DU LOCATAIRE				
Revenu & Revenu au carré				
Montant des aides au logement	Non	Oui & Non	Oui	Oui
Nombre de pièces nécessaires au ménage♦				
# La personne de référence a un contrat à durée indéterminée à temps complet				
VARIABLES DE CORRECTION D'HECKMAN				
Âge de la personne de référence				
Sexe de la personne de référence				
Nationalité de la personne de référence (7 catégories)	Oui & Non	Oui	Oui	Oui
Nombre de déménagement au cours des 12 derniers mois				
Nombre d'actifs au sein du ménage				
# Présence d'un couple				

♦ : Voir les définitions : Annexe (1. B), pages 62 à 66.
: la variable portant cet exposant correspond à une indicatrice valant 1 si le label est vrai, 0 sinon.

Source : Auteurs, ENL96

et immigrée. Toutefois, les immigrés provenant d'Afrique du Nord, du Proche et du Moyen Orient, ainsi que ceux d'Amérique du Sud paient un loyer de près de 9% supérieurs à ceux des ménages français et les immigrés d'Amérique du Nord et d'Océanie, près de 35%. Tandis que les premiers sont potentiellement victimes de discrimination, les seconds ont probablement accès à des logements plus chers en raison d'une recherche résidentielle accélérée avec des moyens financiers supérieurs (migration professionnelle par exemple). Seuls les immigrés des pays de la CEE et d'Europe de l'Ouest paient un loyer de près de 15% moins cher que les ménages français. Malheureusement, aucune donnée nous informe de la raison de l'arrivée sur le territoire français pour ces ménages.

Table 1.5 – Écarts de loyers sur des logements hétérogènes

	Modélisation hédonique pure		Modélisation hédonique élaborée	
	Français versus Immigrés (1)	Français versus Immigrés (détaillé) (2)	Français versus Immigrés (3)	Français versus Immigrés (détaillé) (4)
# Être de nationalité française	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.
# Être immigré	0.0223 (0.0328)	-	0.0287 (0.0335)	-
# Pays d'Afrique du Nord, Proche & Moyen Orient et d'Amérique du Sud	-	0.0875* (0.0488)	-	0.101** (0.0473)
# Autres pays d'Afrique	-	0.0979^{--} (0.0738)	-	0.0897 (0.0721)
# Pays de la CEE et d'Europe de l'Ouest	-	-0.145** (0.0604)	-	-0.149*** (0.0578)
# Autres pays d'Europe (hors CEE)	-	-0.0314 (0.0975)	-	0.00106 (0.0925)
# Pays d'Asie	-	0.0151 (0.0873)	-	0.0863 (0.0865)
# Pays d'Amérique du Nord & d'Océanie	-	0.351* (0.197)	-	0.262^{--} (0.190)
# Dépôt garantie	0.302*** (0.0313)	0.291*** (0.0313)	0.302*** (0.0300)	0.292*** (0.0299)
# Aucun confort	-0.629*** (0.0718)	-0.655*** (0.0732)	-0.582*** (0.0673)	-0.608*** (0.0685)
# Confort insuffisant	-0.734*** (0.0699)	-0.727*** (0.0698)	-0.678*** (0.0658)	-0.673*** (0.0655)
# Confort acceptable	-0.0601* (0.0353)	-0.0610* (0.0352)	-0.0536^{-} (0.0332)	-0.0559* (0.0330)
# Présence de fissures	-0.0529*** (0.0183)	-0.0544*** (0.0182)	-0.0441** (0.0174)	-0.0447*** (0.0173)
Immeuble - # Dégradations	0.0490* (0.0288)	0.0422^{-} (0.0287)	0.00891 (0.0288)	0.00155 (0.0287)
# Surface inférieure à 9m^2	0.373*** (0.144)	0.369** (0.143)	0.327** (0.132)	0.319** (0.132)
Ménage - Revenu	-	-	0.0000121*** (0.00000352)	0.0000124*** (0.00000350)
Ménage - Nombre de pièces nécessaires	-	-	0.00422 (0.0215)	0.00123 (0.0213)
Ménage - Montant des aides au logement	-	-	0.000125*** (0.0000302)	0.000118*** (0.0000301)
# Personne de Référence - CDI à temps complet	-	-	0.0315 (0.0274)	0.0295 (0.0273)
Constante	7.178*** (0.136)	7.185*** (0.135)	7.132*** (0.133)	7.145*** (0.133)
Ratio de Mills : Lambda	-0.248*** (0.0444)	-0.255*** (0.0437)	-0.0810^{--} (0.0567)	-0.0836^{-} (0.0554)
Contrôle : Caractéristiques du logement	✓	✓	✓	✓
Localisation dans l'espace urbain	✓	✓	✓	✓
Mauvaises conditions de logement	✓	✓	✓	✓
Caractéristiques individuelles dans l'équation de traitement	∅	∅	✓	✓
Correction : Heckman	✓	✓	✓	✓
Nb d'observations	2247	2247	2247	2247

Standard errors in parentheses

$^{--}$ $p < 0.2$, $^{-}$ $p < 0.15$, * $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$

--→ Ce tableau présente les informations les plus pertinentes des estimations ; nous invitons le lecteur à se rendre à la page 74 du manuscrit pour obtenir l'intégralité du tableau.

Source : Auteur, ENL96

Toutefois, cette vision quelque peu rudimentaire du modèle hédonique, laisse peu de place à une réalité tangible. En considérant que le loyer repose uniquement sur les caractéristiques du logement, cela sous-entend que chaque logement peut être attribué à n'importe quel ménage par un propriétaire. Bien que la solvabilité du locataire et ses caractéristiques n'influencent pas le niveau du loyer dans l'ab-

solu, elle intervient pourtant dans la décision d'attribution du logement : occuper un logement repose non seulement sur les attributs de celui-ci, mais également sur les caractéristiques du ménage qui l'occupe, dans le sens où l'accord entre le propriétaire et le locataire relève d'un processus d'adéquation entre une offre et une demande. Ne pas prendre en compte les caractéristiques des ménages revient à occulter la demande dans le processus de décision. Nous avons enrichi notre modèle hédonique de variables décrivant le ménage : le revenu et son carré, le nombre de pièces nécessaires au ménage, calculé de façon normative et le montant des aides au logement ont été ajoutés. Nous ajoutons également le type de contrat professionnel de la personne de référence du ménage (contrat à durée indéterminée à temps complet), considéré comme une garantie financière. Les résultats de ces modèles, présents aux colonnes (3) et (4) du tableau (1.5), montre que la prise en compte des caractéristiques individuelles influençant les conditions d'attribution des logements, ont tendance augmenter légèrement les écarts de loyers entre les français et les immigrés : seuls les immigrés venant d'Afrique du Nord, du proche et du Moyen Orient, ainsi que ceux venant d'Amérique du Nord payent un loyer, en moyenne 10% plus cher cher que ceux des ménages nés en France. L'écart de loyers entre les ménages français et les ménages immigrés des pays de la CEE et d'Europe de l'Ouest reste inchangé. Ce résultat est très intéressant : il montre que les capacités financières des premiers, ainsi que leurs goûts en matière de bien résidentiel les amène à payer un loyer supérieur à sa valeur, tandis que le supplément de loyer supporté par les seconds ne dépend ni de leurs capacités financières, ni de leurs besoins résidentiels, ce qui laisse supposer qu'ils aient moins de chances d'être sujets à de potentiels comportements discriminatoires sur le marché du logement en location.

Toutefois, ces résultats ne nous permettent pas d'affirmer que les immigrés venants des pays d'Afrique du Nord, du Proche et du Moyen Orient et d'Amérique du Sud ne sont pas victimes de discrimination : simplement, en moyenne, certains immigrés paient un loyer différent de celui des locataires de nationalité française, d'autres non. Ces écarts de loyers peuvent être le résultat soit d'une hétérogénéité des préférences individuelles observées ou inobservées - certains ménages peuvent avoir une préférence pour payer un loyer plus élevé, considérant qu'il s'agit là d'un gage de qualité - soit d'une discrimination par les prix, soit les deux. Notons qu'une aide au logement permet d'accéder à des logements plus chers. Ceci peut découler d'une volonté individuelle, comme d'une pression de la part de propriétaires à accepter l'attribution du logement moyennant une augmentation du loyer égale au montant des aides perçues : tandis que le premier cas montre que le système d'aide au logement fonctionne bien, le second reflète un comportement discriminatoire qui ne vise pas forcément la population immigrée, mais les bénéficiaires de ces aides dans l'ensemble.

Table 1.6 – Effets propres aux immigrés

X=	L'ensemble des Immigrés	Immigrés d'Afrique du Nord, Proche & Moyen Orient	Immigrés d'Afrique Noire	Immigrés de des pays de la CEE	Immigrés des autres pays d'Europe	Immigrés d'Asie	Immigrés d'Amérique du Nord & d'Océanie
# X (versus français)	0.0582	0.133	0.607^{--}	0.0582	-0.289	0.366	1.059
	(0.113)	(0.188)	(0.444)	(0.277)	(1.061)	(0.383)	(0.880)
X * Surface	-0.000925	0.000198	0.00309	-0.00666*	0.00224	0.00113	-0.00821
	(0.00152)	(0.00247)	(0.00697)	(0.00368)	(0.00550)	(0.00772)	(0.0105)
Maison - Surface	0.00992***	0.00960***	0.0106***	0.0104***	0.0104***	0.0105***	0.0103***
	(0.00209)	(0.00215)	(0.00213)	(0.00217)	(0.00215)	(0.00215)	(0.00217)
Appartement - Surface	0.00894***	0.00850***	0.00900***	0.00937***	0.00887***	0.00888***	0.00884***
	(0.00169)	(0.00175)	(0.00173)	(0.00176)	(0.00174)	(0.00174)	(0.00176)
X * Cambriolage	0.0684	0.282**	0.0175	-0.151	0.191	-0.102	-
	(0.0618)	(0.113)	(0.142)	(0.126)	(0.400)	(0.522)	
Cambriolage	-0.00683	-0.00723	-0.00540	-0.00542	-0.00588	-0.00578	-0.00567
	(0.0307)	(0.0302)	(0.0295)	(0.0302)	(0.0297)	(0.0296)	(0.0299)
X * (Ménage - Revenu)	-0.00000272	0.00000158	-0.0000312	0.0000127*	-0.000000441	-0.0000148	0.00000957
	(0.00000411)	(0.00000877)	(0.0000281)	(0.00000739)	(0.0000466)	(0.0000237)	(0.0000173)
Ménage - Revenu	0.0000138***	0.0000141***	0.0000144***	0.0000148***	0.0000141***	0.0000140***	0.0000141***
	(0.00000350)	(0.00000356)	(0.00000351)	(0.00000359)	(0.00000357)	(0.00000355)	(0.00000360)
X * (# Aucun confort)	0.265**	0.134	0.925**	0.423	0.899*	-	-
	(0.127)	(0.159)	(0.468)	(0.442)	(0.489)		
# Aucun confort	-0.573***	-0.584***	-0.549***	-0.544***	-0.550***	-0.553***	-0.551***
	(0.0838)	(0.0829)	(0.0813)	(0.0832)	(0.0819)	(0.0818)	(0.0826)
X * (# Confort insuffisant)	0.000895	0.303^{--}	0.429	-1.154***	0.00000110	-	-
	(0.139)	(0.232)	(0.461)	(0.291)	(0.361)		
# Confort insuffisant	-0.660***	-0.658***	-0.636***	-0.638***	-0.635***	-0.638***	-0.636***
	(0.0765)	(0.0755)	(0.0737)	(0.0755)	(0.0743)	(0.0742)	(0.0749)
X * (# Présence de fissure)	-0.00237	-0.0394	-0.0962	0.270**	-0.243^{--}	-0.0128	-
	(0.0394)	(0.0573)	(0.129)	(0.108)	(0.172)	(0.140)	
# Présence de fissure	-0.0454**	-0.0425**	-0.0380**	-0.0397**	-0.0378**	-0.0383**	-0.0378**
	(0.0195)	(0.0192)	(0.0188)	(0.0193)	(0.0189)	(0.0189)	(0.0191)
Constante	7.141***	7.060***	7.072***	7.068***	7.047***	7.049***	7.052***
	(0.137)	(0.146)	(0.140)	(0.144)	(0.144)	(0.144)	(0.146)
Ratio de Mills : Lambda	-0.0474	-0.0421	-0.0224	-0.0207	-0.0242	-0.0266	-0.0240
	(0.0516)	(0.0539)	(0.0538)	(0.0557)	(0.0556)	(0.0551)	(0.0564)
Contrôle : Caractéristiques du logement	√	√	√	√	√	√	√
Localisation dans l'espace urbain	√	√	√	√	√	√	√
Mauvaises conditions de logement	√	√	√	√	√	√	√
Caractéristiques individuelles	√	√	√	√	√	√	√
Correction : Heckman	√	√	√	√	√	√	√
Nb d'observations	2247	1997	1870	1910	1833	1835	1812

Standard errors in parentheses
$^{--}$ $p < 0.2$, $^{-}$ $p < 0.15$, * $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$ *Source : Auteur, ENL96*
--→ Ce tableau présente les informations les plus pertinentes des estimations ; nous invitons le lecteur à se rendre à la page 80 du manuscrit pour obtenir l'intégralité du tableau.

Pour clore cette interlude, nous nous proposons de mettre en évidence les types de logements pour lesquels les immigrés paient un loyer, en moyenne, plus élevé que les ménages français. Le tableau (1.6) présente des résultats de régressions du loyer sur les caractéristiques du logement dont certaines sont croisées avec une dummy valant 1 si le chef du ménage est immigré, 0 sinon. De plus, souhaitant capter les effets propres à chaque population immigrée, les six dernières régressions sont effectuées sur des échantillons comprenant l'ensemble des ménages français et chacune des six populations immigrées ; la première étant effectuée sur la population de locataires, sans distinction au sein de la population immigrée[17]. Ces résultats montrent que le pays d'origine n'est pas, en soi, un facteur responsable d'écarts de loyers, ce qui est, évidemment, un fait encourageant, puisqu'il suggère l'absence de discrimination par les prix à l'encontre de cette population. Toutefois, il semblerait qu'elle paie un loyer différent de celui des ménages français pour des logements de mauvaise qualité. Bien qu'un logement sans eau ni installation sanitaire coûte en moyenne 60% de moins que les logements "tout confort", les immigrés paient près de 30% de plus que les français pour occuper un tel logement. Néanmoins, cette augmentation, n'étant qu'une moyenne, concerne uniquement les immigrés d'Afrique Noire et des pays d'Europe hors CEE : leur loyer leur coûte près de 40% plus cher que les autres ménages. Les ménages d'Afrique du Nord, du Proche & du Moyen Orient et ceux d'Amérique du Sud, quant à eux, ont accès à des quartiers dont les cambriolages sont plus fréquents qu'ailleurs, moyennant un loyer plus élevé de près de 30%. Ceci peut relever de pratiques discriminatoires de la part des propriétaires dont le but est de désinciter ces populations, probablement non désirées dans les quartiers riches, à s'y installer, afin de se prémunir d'une potentielle dépréciation du quartier. Enfin, la population immigrée provenant des pays de la CEE et d'Europe de l'Ouest, présente, quant à elle, des particularités : caractérisée par un niveau de revenu, en moyenne, plus élevé que les autres immigrés, celle-ci accède à des logements plus chers que ceux des ménages français pour un niveau de richesse similaire. Ils occupent, en outre, des logements dont la surface et un niveau de confort insuffisant, est, en moyenne, moins cher par rapport aux français et des logements présentant des fissures, en moyenne, plus chers. La raison de leur présence sur le territoire peut probablement expliquer, au moins en partie, la cause de ce phénomène, dans le sens où une migration professionnelle pour une durée de temps déterminée, implique une recherche résidentielle moins minutieuse ; une hétérogénéité dans les goûts résidentiels peut tout autant l'expliquer.

17. La lecture des résultats présentés dans le tableau (1.6) page 50, mérite une note d'explications : considérons la ligne "*X * (# Aucun confort)*" et la ligne "*# Aucun confort*" : tandis qu'un logement ne présentant aucun confort est en moyenne moins cher de 57.3% pour l'ensemble des locataires, la population immigrée paie, quant à elle, 26.5% de plus que les ménages français pour un tel logement (*Colonne 1*). Néanmoins, seuls les immigrés issus d'Afrique Noire paient 92.5% de plus que les locataires français pour ce même type de logement. La lettre "*X*" correspond à l'ensemble de la population immigrée (*Colonne 1*), ou à une partie seulement (*Colonnes 2 à 6*).

Des préférences révélées à la discrimination

Jusqu'à présent, nous avons simplement étudié la présence d'écarts de loyers entre les locataires immigrés et ceux de nationalité française, en tentant de mettre en évidence l'hétérogénéité des comportements résidentiels entre ces deux populations, sur un parc pour le moins diversifié. Toutefois, ces écarts de loyers ne prouvent en rien l'existence ou l'absence de discrimination sur le marché du logement : un écart de loyers entre les deux populations peut notamment provenir d'une asymétrie des préférences résidentielles non prises en compte dans le modèle, alors, qu'a contrario, une apparente égalité de loyers peut cacher la présence de discrimination : il se peut que la population immigrée affiche des préférences particulières en matière de logement, impliquant un loyer moindre par rapport aux locataires français, et que, parallèlement, un comportement discriminatoire les oblige à payer un supplément de loyer ; les deux variations de loyers s'annulant mutuellement.

La décomposition mise en place par Oaxaca-Blinder sur des équations de gains,permet de distinguer l'hétérogénéité des goûts, des pratiques discriminatoires à l'encontre d'une population, par le biais d'une différenciation des prix, et d'en mesurer les effets. Les calculs effectués pour estimer la décomposition ont été implémentés dans le logiciel STATA par Ben Jann et regroupent plusieurs étapes de calculs intermédiaires. Tout d'abord, la procédure calcule la probabilité qu'un locataire puisse occuper un logement du parc privé (versus du parc social), à partir des caractéristiques individuelles du ménage, sur l'échantillon des ménages français, puis celui des ménages immigrés. Ensuite, elle effectue une estimation hédonique sur chacune des deux populations. Il s'agit des deux équations hédoniques (1.3) de la page 24. Ces estimations prennent également en compte les attributs du logement listés dans le tableau (1.4) page 46, ainsi que l'inverse du Ratio de Mills, comme variable explicative, calculée au cours de la première étape. Enfin, le logiciel calcule la différence des estimateurs hédoniques précédents de chaque groupe et établit la part de cette différence dû aux écarts de caractéristiques des locataires et celle dû à un traitement différent. Cette décomposition est donnée par l'équation (1.4) page 25. Nous présentons un résumé de la décomposition dans le corps de l'article, ainsi que la décomposition exhaustive en annexe (1. D).

Table 1.7 – Décomposition d'Oaxaca & Blinder sur la région Île de France

	(1) Île de France	(2) Paris	(3) Petite Couronne	(4) Grande Couronne
Log(Loyer des Français) moyen	8.252***	8.245***	8.013***	7.965***
	(0.0585)	(0.0938)	(0.0734)	(0.120)
Log(Loyer des Immigrés) moyen	8.003***	7.758***	7.915***	7.845***
	(0.0945)	(0.0905)	(0.0952)	(0.154)
⋆ Difference	0.249**	0.487***	0.0979	0.120
	(0.111)	(0.130)	(0.120)	(0.195)
⋆ Endowments	0.179***	0.231**	0.0244	-0.476
	(0.0556)	(0.0960)	(0.0906)	(0.613)
⋆ Coefficients	0.0751	0.214*	0.0217	-0.0120
	(0.115)	(0.123)	(0.131)	(0.231)
⋆ Interaction	-0.00463	0.0416	0.0517	0.608
	(0.0482)	(0.0777)	(0.0883)	(0.622)
Endowments				
# Date de construction : entre 10 & 20 ans	0.0129−−	-0.000291	0.0298−	0.104*
	(0.00917)	(0.00334)	(0.0200)	(0.0576)
# Aucun confort	0.0372**	0.0500*	0.0679**	-0.00765
	(0.0145)	(0.0266)	(0.0309)	(0.0109)
Ménage - Revenu	0.0341	0.0266	-0.0916	3.784***
	(0.0463)	(0.0628)	(0.128)	(1.119)
Ménage - Montant des aides au logement	-0.0287**	-0.00463	-0.0570**	0.0646*
	(0.0135)	(0.00785)	(0.0274)	(0.0389)
Coefficients				
Maison - Surface	0.0862−	-	0.0496	1.277***
	(0.0537)		(0.0887)	(0.484)
Immeuble - Nombre d'étage	0.0213	0.183*	-	-
	(0.0517)	(0.0938)		
# Tiers garant	0.0138	-0.0320	0.0187	-0.279**
	(0.0191)	(0.0334)	(0.0263)	(0.111)
# Date de construction : entre 10 & 20 ans	-0.00318	0.00194	-0.0193−−	-0.0657*
	(0.00625)	(0.00564)	(0.0141)	(0.0394)
# Façade : pierre de taille ; marbre	0.0223−−	0.0153	0.0557**	-0.00185
	(0.0155)	(0.0354)	(0.0243)	(0.00514)
Typologie N. Tabard : communes	0.131**	0.560***	0.0364	0.318***
	(0.0561)	(0.171)	(0.0397)	(0.0919)
# Présence de fissures	0.0198	0.135***	-0.0506−−	0.154**
	(0.0224)	(0.0419)	(0.0384)	(0.0732)
# Insonorisation médiocre	0.0389	-0.0449	0.0590	-0.382***
	(0.0361)	(0.0591)	(0.0533)	(0.135)
Ménage - Revenu	-0.0499	-0.0124	0.400−	-8.794***
	(0.120)	(0.181)	(0.273)	(1.239)
Ménage - Nombre de pièces nécessaires	0.0855	0.344−−	0.288−	-0.0344
	(0.156)	(0.258)	(0.196)	(0.312)
Ménage - Montant des aides au logement	-0.0158	0.0143	-0.0291	0.124**
	(0.0270)	(0.0353)	(0.0467)	(0.0626)
# Personne de Référence - CDI à temps complet	0.0650**	0.0869**	-0.0799−	0.879***
	(0.0328)	(0.0379)	(0.0492)	(0.182)
Constante	-0.625*	-1.109***	-0.419−−	3.738***
	(0.357)	(0.387)	(0.296)	(0.609)
Contrôle : Caractéristiques intrinsèques	√	√	√	√
Localisation dans l'espace urbain	√	√	√	√
Mauvaises conditions de logement	√	√	√	√
Caractéristiques individuelles	√	√	√	√
Correction : Heckman	√	√	√	√
Nb Obs.	1002	404	343	179

Standard errors in parentheses

−− $p < 0.2$, − $p < 0.15$, * $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$

--→ Ce tableau présente les informations les plus pertinentes des estimations ; nous invitons le lecteur à se rendre à la page 84 du manuscrit pour obtenir l'intégralité du tableau.

Source : Auteur, ENL96

Cette décomposition est appliquée sur l'ensemble des habitants de la région Île de France, puis sur la ville de *Paris*, et enfin sur les habitants de la *Petite* et de la *Grande Couronne*. Les résultats disponibles dans le tableau (1.7) montrent, qu'en moyenne, les français paient un loyer plus élevé que les immigrés, uniquement à *Paris*, et que cette différence est suffisamment importante pour qu'elle soit significativement visible sur la globalité de la région. Cette différence de loyers sur les logements parisiens est à la fois le résultat d'une hétérogénéité des préférences entre les locataires et celui d'une différence de traitement entre les deux groupes : les différences de goûts résidentiels entre les deux populations expliquent pas loin de 56% des différences de loyers, notamment sur les logements ne présentant aucun confort, comme par exemple, les studios avec sanitaires sur le pallier, davantage convoités par les étudiants parisiens que par les familles immigrées, dont les besoins résidentiels sont différents ; nous pouvons aisément imaginer qu'une immigration estudiantine aura, en moyenne, moins de difficultés à se loger sur Paris, dans le sens où émigrer en France pour accomplir des études nécessite un revenu déjà élevé. A contrario, le supplément de loyer supporté uniquement par les ménages français renferme davantage de subtilités : bien qu'il soit suffisamment faible pour ne pas être significativement présent au niveau de la région, cet écart est tout de même responsable de près de 45% des différences de loyers entre les deux populations vivant à *Paris*. Il met en évidence une différence de traitement important entre les deux populations au sein des logements situés en haut des immeubles, ainsi que ceux présentant des fissures ouvertes. Toutefois, il parait plus vraisemblable que cet écart de loyer propre aux ménages français, soit davantage le résultat d'effets non pris en compte dans le modèle que de comportements discriminatoires. Oaxaca insistait d'ailleurs sur ce point en préférant le terme "d'écart non expliqué par le modèle" à celui de "discrimination", dans le sens où ce coefficient intègre le différentiel des constantes des régressions hédonistes. Ainsi, il est fort probable qu'un certain nombre de caractéristiques non observés soit à l'origine d'une partie des écarts de loyers entre les deux groupes : les données ne distinguent pas les logements de plus de 20 ans, ni les bâtiments Haussmaniens, très prisés de la Capitale ; les logements situés en haut des immeubles Haussmaniens sont probablement occupés par des ménages français capable de payer plus cher pour obtenir un tel logement ; ceux situés en haut des immeubles moins riches, occupés par des ménages immigrés. De même, le supplément de loyer supporté par les français travaillant en CDI à temps complet peut être le reflet d'une préférence typiquement française pour des logements particuliers et dont nous n'observons pas cette particularité. Si les données nous permettaient d'observer ces particularités, il est fort probable que les effets que nous sommes incités à interpréter comme de la discrimination, apparaissent comme des différences de goûts entre les populations françaises et immigrées.

Table 1.8 – Décomposition d'Oaxaca & Blinder sur les habitants de Paris

	Bon état de la façade	Appartements Haussmanniens	Ménages aux revenus moyens	Ménages en surpeuplement
Log(Loyer des Français) moyen	8.251***	8.168***	8.277***	8.102***
	(0.123)	(0.174)	(0.171)	(0.224)
Log(Loyer des Immigrés) moyen	7.882***	7.716***	7.806***	7.578***
	(0.146)	(0.114)	(0.115)	(0.0835)
⋆ Difference	0.369*	0.452**	0.472**	0.524**
	(0.191)	(0.208)	(0.205)	(0.239)
⋆ Endowments	0.273*	0.337***	0.219^{-}	0.205**
	(0.166)	(0.126)	(0.143)	(0.104)
⋆ Coefficients	0.126	0.146	0.403*	0.340^{--}
	(0.137)	(0.245)	(0.233)	(0.259)
⋆ Interaction	-0.0292	-0.0305	-0.150	-0.0209
	(0.120)	(0.143)	(0.144)	(0.135)
Endowments				
Immeuble - Nombre d'étage	-0.0159	-0.118**	-0.000934	-0.000738
	(0.0284)	(0.0578)	(0.0112)	(0.0111)
# Aucun confort	0.159*	0.0855*	0.0873*	0.0811*
	(0.0847)	(0.0485)	(0.0475)	(0.0450)
Coefficients				
Appartement - Surface	0.647**	0.0542	-0.248	1.735*
	(0.284)	(0.298)	(0.486)	(0.984)
Appartement - Localisation dans immeuble	0.0408	-0.301**	0.0258	0.0720
	(0.115)	(0.145)	(0.0799)	(0.171)
Immeuble - Nombre d'étage	0.338^{-}	0.867***	-0.0855	0.00271
	(0.234)	(0.311)	(0.100)	(0.169)
# Immeuble - Présence ascenseur	0.166^{--}	-0.0251	0.271***	-0.00684
	(0.128)	(0.0475)	(0.0945)	(0.114)
# Immeuble - Présence d'un gardien	-0.0281	0.0123	0.218***	0.0397
	(0.113)	(0.0823)	(0.0779)	(0.111)
# Tiers garant	-0.0321	-0.0654	-0.204**	-
	(0.0651)	(0.0560)	(0.0831)	
# Façade : pierre de taille ; marbre	-0.0413	-0.0376	0.0858*	-
	(0.0652)	(0.0544)	(0.0487)	
# Présence d'un parking	-0.0260	-	0.101*	-
	(0.0348)		(0.0598)	
# Aucun confort	0.129*	-0.00174	0.0615	0.0503
	(0.0671)	(0.0862)	(0.0495)	(0.101)
# Confort acceptable	0.0812	-0.0270	0.262***	0.0166
	(0.0759)	(0.0822)	(0.0866)	(0.0745)
# Présence de fissures	0.116^{-}	0.228***	0.0595^{-}	0.129*
	(0.0779)	(0.0802)	(0.0403)	(0.0772)
# Insonorisation médiocre	-0.146**	-0.0841	0.124**	-0.0741
	(0.0675)	(0.116)	(0.0617)	(0.122)
Ménage - Revenu	0.671*	0.126	3.024^{-}	0.433
	(0.383)	(0.333)	(1.969)	(0.516)
Ménage - Nombre de pièces nécessaires	-0.947***	0.397	0.958**	1.061^{--}
	(0.350)	(0.440)	(0.394)	(0.804)
Ménage - Montant des aides au logement	0.0755^{-}	0.0892	0.0988*	0.0181
	(0.0476)	(0.0799)	(0.0522)	(0.0693)
Constante	-0.683	-1.711**	-3.288***	-3.071***
	(0.641)	(0.829)	(1.136)	(1.134)
Contrôle : *Caractéristiques intrinsèques*	√	√	√	√
Localisation dans l'espace urbain	√	√	√	√
Mauvaises conditions de logement	√	√	√	√
Caractéristiques individuelles	√	√	√	√
Correction : *Heckman*	√	√	√	√
Nb Obs.	215	244	186	186

Standard errors in parentheses

$^{--}$ $p < 0.2$, $^{-}$ $p < 0.15$, * $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$

--→ Ce tableau présente les informations les plus pertinentes des estimations ; nous invitons le lecteur à se rendre à la page 88 du manuscrit pour obtenir l'intégralité du tableau.

Source : Auteur, ENL96

Les bâtiments Haussmanniens, considérés comme des chefs d'œuvre d'architecture parisiens, pourraient être le théâtre de pratiques discriminatoires particulièrement prononcées à l'encontre des ménages immigrés. Toutefois, les données ne nous renseignent pas si le bâtiment est réellement de type "Haussmannien" [18] et leur détection reste pour le moins approximatif, dans le sens où seul un petit nombre de critères est disponible, et ce de façon parfois imprécise (Immeubles de moins de 6 étages, façade en pierre de taille, date de construction antérieure à 1948.). Il se peut qu'une partie des logements considérés ne soit pas de type Haussmanniens. Les résultats de la décomposition, appliquée aux habitants des logements à priori Haussmanniens et disponible dans le tableau (1.8) montre qu'il existe une différence de loyer significative entre les français et les immigrés occupant ces logements, mais qu'elle repose uniquement sur une hétérogénéité des goûts et non sur une différence de traitement entre ces deux populations. Bien que les français semblent disposés à payer plus cher pour habiter les bâtiments les plus hauts, ils paient moins cher pour occuper un logement situé dans les hauteurs du bâtiment. Ici encore, le manque d'informations peut expliquer ce dernier effet : aucune donnée ne nous permet de distinguer les bâtiments dont les derniers étages sont accessibles par l'intérieur du bâtiments de ceux dont l'accès se fait par un escalier extérieur. Probablement également que les ménages habitants dans les logements les plus riches et les plus hauts de *Paris*, donnant sur les plus belles vues de la Capitale, présentent une solvabilité exceptionnellement élevée et non observée dans les données : seul le revenu du ménage est disponible et non le reste de son patrimoine. Il n'est toutefois pas à exclure que les immigrés ayant la capacité financière d'accéder à de tels logements ne soient pas victimes de discrimination et qu'un supplément de loyer leur soit effectivement demandé pour occuper les logements les plus riches et les plus prisés de la Capitale. En outre, les habitants des logements parisiens dont la façade est en bon état (colonne (1) du tableau (1.8), montre qu'un revenu plus élevé permet, uniquement aux français, d'accéder aux logements les plus chers de *Paris*.

Le marché de la location privée à *Paris* est un marché très spécial où l'offre évolue peu et où la demande se presse ; le rôle de la capacité financière des ménages est alors un critère particulièrement important pour l'obtention d'un de ses logements dont les loyers sont les plus chers du pays. Il est ainsi probable que les ménages les moins fortunés, ainsi que ceux vivant dans des conditions de surpeuplement soient davantage victimes de discrimination que les autres ménages plus riches,

18. Construits entre 1850 et 1870, ce ne sont pas moins de 4000 logements qui ont vus le jour à Paris, représentant près de 60% des logements actuels. Ces bâtiments dits "Haussmanniens" respectent un cahier des charges précis comme la construction en pierre de taille comme matériau noble, ainsi qu'une hauteur proportionnelle à la largeur de la chaussée. Ils sont caractérisés par la continuité de la façade, ornés de corniches et moulures, selon les étages, et s'élèvent sur six étages au maximum, dont chacun est destiné à une population plus ou moins aisée. Outre le rez de chaussée et le premier étages réservés aux commerces, le second étage est doté d'un balcon et présentent des hauteurs de plafond plus importants que les autres logement. Il est considéré comme l'étage noble puisque l'absence d'ascenseur rend plus difficile l'accès aux étages supérieurs. Ceux-ci présentent des enluminures et des fenêtre moins riches et parfois d'un balcon dans un soucis d'esthétisme de la façade. Le dernier étage est réservé aux domestiques et se présentent sous forme de combles à 45 degrés, dans lesquels les pièces d'eau sont disponibles sur le pallier et sont accessibles par un escalier de service à l'extérieur du bâtiment, invisible de la rue.

dans ce contexte de marché tendu. La décomposition appliquée aux ménages modestes montre que contrairement aux immigrés, les français paient davantage pour vivre dans un immeuble présentant un bon niveau de standing (ascenseur, parking, gardien) et qu'à contrario, les immigrés sont les seuls à payer un loyer supérieur pour obtenir un logement sans avoir de garant. Néanmoins, le niveau élevé de la différence des constantes laisse supposé une importante hétérogénéité non prise en compte dans l'équation de loyers des immigrés, impliquant que les effets observés seraient davantage du à l'omission de variables explicatives à des comportements discriminatoires. Ce phénomène également observé en *Grande Couronne* est visible dès lors que l'échantillon de ménages considéré présente une disproportion importante entre les ménages français et immigrés.

1.5 Conclusion

Bien qu'occupant les logements les plus insatisfaisants de la région, la population immigrée ne semble pas pour autant subir de discrimination par les prix. Présentant en moyenne des revenus plus modestes et ayant davantage de charges par rapport à leurs homologues français, les immigrés occupent des logements en accord avec leurs préférences et leurs capacités financières. Ce résultat ne signifie pas pour autant que la population immigrée ne soit pas victime de discrimination face à l'accès au logement, mais simplement que le loyer ne varie pas avec le lieu de naissance du locataire. Ce résultat peut sembler, à première vue, contradictoire, mais il ne l'est pas. Conformément à la prédiction fournie par le modèle théorique, dans un monde où une partie des propriétaires n'est pas averse à la population immigrée, celle-ci saura trouver un propriétaire non discriminant qui proposera un loyer similaire aux locataires français et immigrés. Le processus de recherche de logement par la population immigrée est ainsi théoriquement plus longue que celui des ménages français, mais aboutit à des niveaux de loyers équivalents. Juridiquement parlant, l'interdiction pour un bailleur de faire dépendre l'attribution des logements sur la nationalité notamment, incite la discrimination à se faire d'autant plus discrète. Souvenons-nous de la sanction supportée par une agence immobilière d'Amiens condamnée à 10 000 euros de dommages et intérêts et trois mois de sursis pour des faits commis entre 2000 et 2003 : le gérant et l'agence ont été reconnus coupables de discrimination envers des personnes de couleur [19].

Ainsi, il est peu probable qu'une discrimination par les prix puisse réellement exister en France, tout du moins sur le parc de logements officiellement établi. Il est toutefois moins improbable qu'elle puisse avoir lieu sur des logements loués de façon officieuse -comme les marchands de sommeil - à des populations illégitimes - les individus sans papiers. La non légitimité de ces populations vivant en France, les pousse probablement à accepter des conditions de logement inacceptables à des prix moyennant la discrétion du propriétaire. Cette économie souterraine, dont aucune loi ne protège l'occupant du logement, connait très certainement de grandes inégalités en termes de loyers et touche probablement particulièrement la population immigrée peu avertie des lois françaises.

Enfin, la particularité de la discrimination résidentielle réside également dans le fait qu'elle touche tous les segments de la population : il n'est pas rare qu'un propriétaire affiche une aversion pour les célibataires, les propriétaires d'animaux, les colocations d'étudiants, par exemple. Cette variété de préférences implique une grande difficulté pour l'économètre à détecter les signaux faibles et dont le loyer a peu de chance d'en être le reflet.

19. Le Monde. 5/22/2008, p.11 : "*Le gérant de l'agence immobilière Mil'im d'Amiens a été condamné, mardi 20 mai, à trois mois de prison avec sursis et 2 000 euros d'amende par le tribunal correctionnel de la ville pour discrimination raciale, pour des faits commis entre 2000 et 2003. Thierry Duval et son agence devront verser 10 000 euros de dommages et intérêts à SOS-Racisme. L'association s'était portée partie civile en 2003 à la suite d'un testing. Plus de 300 appartements mis en location par l'agence immobilière avaient été codés "3" dans un fichier informatique, ce qui signifiait qu'ils ne devaient pas être loués à une personne de couleur.*"

Annexes

1. A Enquête Nationale Logement 1996

Réalisée tous les quatre à cinq ans, L'*Enquête Nationale Logement* de l'INSEE est la première source statistique française qui permette d'appréhender de façon détaillée les conditions résidentielles des ménages à un niveau complètement désagrégé, à savoir celui du ménage dans leur résidence principale.

La vague établie en 1996 [20] est réalisée par sondage auprès de 46 000 logements : l'enquête, réalisée du 04 nov. 1996 au 31 déc. 1997, comprend 40 000 logements, et est complétée par 3 extensions régionales d'environ 6 000 logements en Nord-Pas de Calais, Picardie, Rhône Alpes. Elle est représentative du parc national des logements à la fin de l'année 1996. Un tirage à une phase a été effectué dans 2 bases de sondage : l'échantillon maître issu du recensement de 1990 pour 34 140 logements et la base des logements neufs achevés depuis 1990 pour 5 860 logements. L'échantillon initial est constitué de 40 178 logements, dont 34 066 sont occupés en tant que résidences principales (logements ou pièces indépendantes où le ménage vit habituellement ; en opposition avec les logements occasionnels, secondaires et vacants) et seules 29 043 d'entre elles sont occupées par des ménages : un ménage dit *ordinaire* est constitué de toutes les personnes habitant sous un même toit quels que soient leurs liens de parenté ; sont exclues les personnes vivant en habitations mobiles ou résidant en collectivité (*INSEE*). Ces logements, ainsi que leurs habitants, ont été décrits de façon très précise. Le taux de sondage ex-post est de 1 logement sur 802.

Les principaux thèmes abordés sont les suivants (Source : INSEE) :

- Type d'immeuble, caractéristiques physiques de l'immeuble ;
- caractéristiques socio-démographiques des ménages ;
- caractéristiques physiques des résidences principales des ménages (taille, confort sanitaire, chauffage, dépendances) ;
- modalités juridiques d'occupation du logement (forme et origine de la propriété, législation sur les loyers, aides de l'Etat) ;
- dépenses associées au logement (loyers, charges locatives ou de copropriété, prix et financement des logements achetés récemment, remboursements d'emprunt des accédants, travaux) ;
- ressources des ménages (revenus et aides au logement) ;
- opinion des ménages à l'égard de leur logement et projet de mobilité ;
- autres indicateurs d'appréciation de la qualité du logement et de son environnement ;
- mobilité résidentielle des ménages entre 1992 et 1996 ;

20. Réseau Quetelet : *http : //bdq.reseau−quetelet.cnrs.fr/fr/Details_d_une_enquete/*1214

- patrimoine de logements possédés par le ménage en dehors de sa résidence principale ;
- description des logements vacants à usage non locatif détenus par le ménage ;
- hébergement (situations inhabituelles d'hébergement d'individus au sein des ménages).

Les deux derniers thèmes sont spécifiques à l'enquête de 1996. Par rapport aux enquêtes précédentes, les questions sur les appréciations du logement et de son environnement ont été substantiellement développées. Ce sont ces informations, nécessaires à notre étude, qui nous ont fait préférer cette vague aux autres.

1. B Quelques définitions

⋆ Personne de Référence (*INSEE*) :
Depuis 1984, la notion de personne de référence dans les enquêtes s'est substituée à celle de chef de ménage. La situation de la personne de référence sert à caractériser l'ensemble du ménage (sa catégorie socioprofessionnelle, sa nationalité, son âge font référence). La personne de référence du ménage est déterminée en fonction de sa situation familiale (vie en couple, famille monoparentale ou autre), de son sexe et de l'exercice d'une activité professionnelle.

Il existe un ou plusieurs couples mariés ou de fait, avec ou sans enfant(s)	Un couple	Le conjoint masculin
	Plusieurs couples	Parmi les conjoints masculins, l'actif* le plus âgé ou, à défaut d'actif*, le plus âgé
À défaut de couple, il existe une famille monoparentale : une mère ou un père sans conjoint avec des enfants célibataires de moins de 25 ans	Une famille monoparentale	La mère ou le père des enfants
	Plusieurs familles monoparentales	parmi les mères ou pères, la personne active* la plus âgée ou, à défaut de personne active*, la personne la plus âgée
À défaut de couple et de famille monoparentale	Toutes les personnes du logement sont considérées comme des personnes « isolées »	La personne active* la plus âgée ou, à défaut de personne active, la personne la plus âgée
Cas particuliers : les salariés logés chez l'employeur ne sont jamais retenus comme personne de référence, de même que les enfants de moins de 15 ans.		

* y compris les chômeurs.

⋆ Conditions de peuplement des résidences principales (*INSEE*) :
Le nombre de pièces nécessaires est calculé en comparant le nombre de pièces et la surface du logement à une norme d'occupation, définie en fonction de la composition du ménage (nombre de personnes, âge et situation familiale de ses membres). Cette norme est établie en attribuant à chaque ménage :

- une pièce de séjour ;
- une pièce pour chaque personne de référence d'une famille ;
- une pièce pour chaque personne hors famille et chaque célibataire de 19 ans ou plus ;

- une pièce pour deux enfants célibataires de moins de 19 ans s'ils sont de même sexe ou ont moins de 7 ans, sinon une pièce par enfant.

Le degré de peuplement est établi en comparant le nombre de pièces et la surface du logement à une norme d'occupation, définie en fonction de la composition du ménage (nombre de personnes, âge et situation familiale de ses membres). Le degré de peuplement est alors déterminé de la façon suivante :

- sous-peuplement très accentué : le logement a au moins trois pièces de plus que la norme (Réf.) ;
- sous-peuplement prononcé : le logement a deux pièces de plus que la norme (Réf.) ;
- sous-peuplement modéré : le logement a une pièce de plus que la norme (Réf.) ;
- peuplement normal : le nombre de pièces est égal à la norme (Réf.) ;
- surpeuplement modéré : il manque une pièce par rapport à la norme ;
- surpeuplement accentué : il manque au moins deux pièces par rapport à la norme.

Selon cette classification, tout logement d'une seule pièce est par définition surpeuplé. Afin d'affiner cette norme, un critère de surface a également été introduit. Ainsi, les studios occupés par une seule personne seront considérés comme étant en peuplement normal si leur surface est supérieure à 25 m^2. À l'opposé, seront considérés comme sur-peuplés les logements comportant autant ou plus de pièces que la norme mais offrant moins de 18 m^2 par personne."

⋆ Types de logements (*INSEE*) :

- Logements individuels : Ferme, bâtiment agricole ; Habitation de fortune, construction provisoire à usage d'habitation ; Maison individuelle ; Pièce indépendante (ayant sa propre entrée) ne faisant pas partie d'un immeuble collectif.
- Logements collectifs : Logement-foyer pour personnes âgées ; Chambre d'hôtel ; Pièce indépendante (ayant sa propre entrée) faisant partie d'un immeuble collectif ; Immeuble collectif à usage d'habitation ; Immeuble à usage autre que d'habitation.

⋆ Niveau de confort (*INSEE*) :

- Sans confort : logements sans eau courante, ou avec eau courante sans installation sanitaire ;

- Confort insuffisant : logements avec W.-C. intérieurs mais sans installation sanitaire (ni douche, ni baignoire), ou avec installations sanitaires sans W.-C. intérieur ;
- Confort acceptable : logement avec W.-C. intérieurs et installations sanitaires, sans chauffage central ;
- Tout confort : logement avec W.-C. intérieurs, installations sanitaires et chauffage "central" (les chauffages mixte, urbain, individuel électrique ou par chaudière, individuelle ou collective). (Réf.)

⋆ Surface habitable (*INSEE*) :
L'ensemble des pièces du logement, tel que la cuisine, le salon, les chambres, les couloirs, la salle de bain, ou encore les sanitaires, comptent dans la surface du logement. Par contre, les balcons, terrasses, véranda, caves, parkings et greniers, ainsi que les pièces à usages professionnelles ne sont pas inclues dans le calcul de la surface.

⋆ Variables de typologie socio-économique des communes, par N. Tabard *INSEE* :
Commencée au CREDOC [tabard, 1993-1 et 1993-27] puis développée à l'INSEE, Nicole Tabard a réalisé une typologie des communes et des quartiers à partir des résultats du recensement de la population de 1990 puis de 1999. Cette typologie fait reposer la diversité sociale d'une commune et d'un quartier sur la position des habitants dans le système productif. La position professionnelle des résidants résulte d'une combinaison de leur catégorie socio-professionnelle et du secteur d'activité économique de l'entreprise (NAF) pour les habitants actifs et fournit une description détaillée de chacun des 27 profils moyens des types de la typologie. Elle effectue un découpage du territoire national en 7 160 unités géographiques basé sur les TRIRIS (zones de 5 000 habitants) et des communes : ce découpage va du canton pour les communes de moins de 5 000 habitants à la commune pour les villes de taille intermédiaire, jusqu'au quartier pour les villes d'au moins 10 000 habitants. En moyenne, chaque unité géographique compte près de 7 700 habitants. La méthode d'analyse des données utilisée est l'analyse en composantes principales.
↬ *http ://www.insee.fr/fr/publications-et-services/docs_doc_travail/f0208.htm*

⋆ Date de construction du bâtiment : Nous conservons les deux dernières catégories de la liste ci-dessous, en deux variables indicatrices.

- Logements de plus de 20 ans (Réf.)
- Logements de moins de 20 ans ;
- Logements de moins de 10 ans ;

⋆ Distance du vis-à-vis :
Nous considérons cette variable comme continue.

Mod.	*Label*
1	Moins de 10 mètres
2	De 10 à moins de 20 mètres
3	De 20 à moins de 50 mètres
4	50 mètres ou plus

⋆ Unité Urbaine : Nous conservons les trois dernières catégories de la liste ci-dessous, en trois variables indicatrices.

- Zones rurales, Petites unités urbaines : Communes de la Grande Couronne comptant moins de 20 000 habitants (Réf.)
- Grandes unités urbaines : Communes de la Grande Couronne comptant au moins 20 000 habitants ;
- Grandes unités urbaines : Communes de la Petite Couronne ;
- Grandes unités urbaines : Communes de Paris

⋆ Accessibilité aux lieux de vie :
Nombre des équipements de proximité, disponible à moins de 500 m. Cette variable prend une valeur comprise entre 0 et 7 ; L'idée d'une telle variable est de prendre en compte le nombre de lieux de vie accessibles à pieds . Nous considérons cette variable comme continue.

- Salle de cinéma la plus proche
- École maternelle ou primaire la plus proche
- Magasin d'alimentation le plus proche
- La Poste
- Pharmacie la plus proche
- Supermarché le plus proche
- Arrêt de transport en commun le plus proche

⋆ Tranche d'emplois du pôle urbain le plus attractif :
Nous conservons les deux dernières catégories de la liste ci-dessous, en deux variables indicatrices.

Mod.	*Label*
1	Moins de 20 000 emplois (Réf.)
2	De 20 000 à moins de 99 000 emplois
3	100 000 emplois et plus

⋆ Violence dans le quartier :
L'un des membres du ménage a été victime de vol, agression ou violence dans le quartier au cours des 12 derniers mois ; l'un des membres du ménage a été témoin d'un vol, d'agression ou de violence dans le quartier au cours des 12 derniers mois. La règle de calcul prend en compte une pondération de 1/2 pour les témoins et de 1 pour les victimes. Nous considérons cette variable comme continue.

Mod.	*Label*
0	Non, jamais
1	Oui, une fois
2	Oui, plus d'une fois

⋆ Cambriolage ou tentative d'effraction du logement au cours des 12 derniers mois :

Nous considérons cette variable comme continue.

Mod.	*Label*
0	Non
1	Oui, mais seulement la cave ou le parking
2	Oui, une fois
3	Oui, plus d'une fois

⋆ Actes de vandalisme ou de négligence dans les parties communes de l'immeuble au cours des 12 derniers mois :

Nous considérons cette variable comme continue.

Mod.	*Label*
0	Non, jamais
1	Oui, dégradations ou gêne mineures
2	Oui, dégradations ou gêne importantes ou fréquentes

⋆ Nombre de types de fissures dans le logement :
Cette variable comptabilise de nombre de types de fissures et de revêtements endommagés. Il ne s'agit pas du nombre de fissures constatés dans le logement. Cette

variable prend une valeur entre 0 et 3. Nous considérons cette variable comme continue.

- Fissures ouvertes de l'épaisseur d'une pièce de monnaie dans les murs intérieurs ou les plafonds
- Fissures ouvertes ou trous dans les planchers (dans lesquels quelqu'un pourrait trébucher)
- Revêtement endommagé sur les murs intérieurs ou les plafonds.

1. C Tests d'égalités de moyennes et de proportions

Table 1.9 – Tests d'égalité de moyennes

		Moyenne chez les Français	Moyenne chez les Immigrés	Différence = M(Français)-M(Immigré)
Revenu	Artisans, chef d'ent.	21 817,3 (3 897,29)	11 307,84 (2 394,87)	10 509,46** (4 574,31)
	Cadres, Prof. int. sup.	22 426,94 (872,67)	21 325,31 (2 683,96)	1 101,63 (2 822,26)
	Prof. interm.	14 909,19 (584,16)	12 741,67 (1 786,61)	2 167,52 (1 879,68)
	Employés	9 611,23 (502,59)	7 461,08 (749,07)	2 150,15*** (902,05)
	Ouvriers	11 525,24 (634,35)	8 669,57 (521,18)	2 855,68*** (820,99)
	Retraités	12 722,46 (869,14)	844 (1 458,77)	4 282,46*** (1 698,06)
	Sans Prof.	5 661,83 (469,69)	7 447,94 (1 172,41)	-1 786,12* (1 262,99)
Loyer	Artisans, chef d'ent.	5 018,65 (776,04)	4 136,37 (854,95)	882,28 (1 154,63)
	Cadres, Prof. int. sup.	4 358,1 (136,21)	4 884,52 (540,46)	-525,52 (557,36)
	Prof. interm.	3 393,95 (143,29)	2 772,56 (247,3)	621,40** (285,81)
	Employés	2 728,17 (97,07)	2 529,97 (187,04)	198,19 (210,73)
	Ouvriers	2 561,47 (107,38)	2 370,86 (120,22)	190,62 (161,2)
	Retraités	2 700,64 (181,85)	1 678,56 (301,36)	1 022,08*** (351,97)
	Sans Prof.	2 715,31 (131,49)	3 159,17 (426,24)	-443,85 (446,06)
Montant des aides au logement	Artisans, chef d'ent.	147,50 (73,55)	342,21 (123,66)	-194,71* (143,88)
	Cadres, Prof. int. sup.	56,7 (16,8)	251,86 (111,35)	-195,16* (112,62)
	Prof. interm.	105,56 (22,42)	260,11 (132,65)	-154,55 (134,53)
	Employés	230,11 (45,2)	466,69 (105,05)	-236,58** (114,37)
	Ouvriers	287,95 (63,94)	414,77 (72,46)	-126,82* (96,64)
	Retraités	105,83 (29,41)	200,44 (99,86)	-94,61 (104,11)
	Sans Prof.	633,79 (68,04)	542,89 (162,61)	90,9 (176,27)
Taux d'effort net (%)	Artisans, chef d'ent.	32,58 (3,76)	42,41 (5,72)	-9,83* (6,85)
	Cadres, Prof. int. sup.	26,34 (1,08)	29,66 (3,23)	-3,32 (3,41)
	Prof. interm.	29,32 (1,47)	32,5 (4,43)	-3,18 (4,66)
	Employés	35,87 (1,73)	40,85 (4,76)	-4,98 (5,07)
	Ouvriers	29,17 (1,93)	40,95 (5,17)	-11,77** (5,52)
	Retraités	29,05 (1,87)	26,61 (4,22)	2,44 (4,62)
	Sans Prof.	59,75 (4,78)	47,89 (3,73)	11,86** (6,07)

Standard errors in parentheses
* $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$

Table 1.10 – Test de proportionnalité

		Proportion de Français	Proportion de Immigrés	Différence = P(Français)-P(Immigré)
Parc privé		44,12% (0,0117)	46,52% (0,0236)	-2,40% (0,0264)
Age	< 35 ans	52,20% (0,0177)	41,06% (0,0342)	11,14%*** (0,0385)
	35 - 70 ans	39,25% (0,0173)	55,07% (0,0346)	-15,83%*** (0,0387)
	> 70 ans	8,55% (0,0099)	3,86% (0,0134)	4,69%** (0,0167)
Nombre d'enfants	1	14,47% (0,0128)	19,81% (0,0277)	-5,34%** (0,0304)
	2	7,30% (0,0092)	19,32% (0,0274)	-12,03%*** (0,029)
	3+	2,39% (0,0054)	6,76% (0,0175)	-4,37%*** (0,0183)
Taux de femmes au foyer		7,67% (0,0094)	26,57% (0,0307)	-18,90%*** (0,0321)
Statut matrimonial	Célibataire	54,34% (0,0177)	33,33% (0,0328)	21,01%*** (0,0372)
	Marié	28,43% (0,016)	52,66% (0,0347)	-24,23%*** (0,0382)
	Divorcé	11,45% (0,0113)	10,63% (0,0214)	0,82% (0,0242)
	Veuf	5,79% (0,0083)	3,38% (0,0126)	2,40%* (0,0150)
Csp	Artisans, chef d'ent.	5,03% (0,0078)	9,18% (0,0201)	-4,15%** (0,0215)
	Cadres, Prof. int. sup.	26,92% (0,0157)	14,01% (0,0241)	12,91%*** (0,0288)
	Prof. interm.	22,89% (0,0149)	8,70% (0,0196)	14,20%*** (0,0246)
	Employés	13,71% (0,0122)	17,39% (0,0263)	-3,68%* (0,0290)
	Ouvriers	9,81% (0,3333)	1,06% (0,0328)	-23,52%*** (0,0344)
	Retraités	12,83% (0,0119)	8,70% (0,0196)	4,13%* (0,0229)
	Sans Prof.	8,81% (0,0101)	8,70% (0,0196)	0,11% (0,0220)
Conditions de peuplement	Sous-peuplement	23,40% (0,0150)	11,11% (0,0218)	12,29%*** (0,0265)
	Peuplement normal	38,87% (0,0173)	28,50% (0,0314)	10,37%*** (0,0358)
	Sur-peuplement	34,59% (0,0169)	60,39% (0,034)	-25,80%*** (0,038)
Localisation en Île de France	Zone rurale & petites unités urbaines	9,31% (0,0103)	0,97% (0,0068)	8,34%*** (0,0123)
	Grande Couronne	18,62% (0,0138)	14,98% (0,0248)	3,64% (0,0284)
	Petite Couronne	32,45% (0,0166)	41,06% (0,0342)	-8,61%*** (0,0380)
	Paris	39,62% (0,0173)	43,00% (0,0344)	-3,37% (0,0385)
Opinion sur le logement	Très satisfaisant	14,34% (0,0124)	5,80% (0,0162)	8,54%*** (0,0205)
	Satisfaisant	44,28% (0,0176)	27,54% (0,0310)	16,74%*** (0,0357)
	Acceptable	28,93% (0,0161)	28,02% (0,0312)	0,91% (0,0351)
	Insuffisant	9,43% (0,0104)	24,15% (0,0297)	-14,72%*** (0,0315)
	Très insuffisant	3,02% (0,0061)	14,49% (0,0245)	-11,47%*** (0,0252)
Opinion sur quartier	Satisfaisant	90,19% (0,0106)	90,82% (0,0201)	-0,63% (0,0227)
Niveau de confort	Aucun	3,14% (0,0062)	12,08% (0,0227)	-8,93%*** (0,0235)
	Insuffisant	3,52% (0,0065)	6,76% (0,0175)	-3,24%** (0,0186)
	Accpetable	22,52% (0,0148)	21,26% (0,0284)	1,26% (0,0321)
	Complet	70,82% (0,0161)	59,90% (0,0341)	10,91%*** (0,0377)
Absence de bail		6,79% (0,0089)	15,94% (0,0254)	-9,15%*** (0,027)
Surface inf. 9m²		0,50% (0,0025)	2,90% (0,0117)	-2,40%*** (0,0119)

Standard errors in parentheses
* $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$

1. D Détail des estimations

Table 1.11 – Écarts bruts de loyers (exhaustif)

	Français versus Immigrés	Français versus Immigrés (détaillé)	Français versus Immigrés	Français versus Immigrés (détaillé)
# Être de nationalité française	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.
# Être immigré	-0.197*** (0.0486)	-	-0.180*** (0.0466)	-
# Pays d'Afrique du Nord, Proche & Moyen Orient et d'Amérique du Sud	-	-0.291*** (0.0710)	-	-0.291*** (0.0686)
# Autres pays d'Afrique	-	-0.155^{--} (0.112)	-	-0.103 (0.107)
# Pays de la CEE et d'Europe de l'Ouest	-	-0.196** (0.0922)	-	-0.216** (0.0892)
# Autres pays d'Europe (hors CEE)	-	-0.264* (0.149)	-	-0.185^{--} (0.142)
# Pays d'Asie	-	-0.0579 (0.135)	-	0.0521 (0.126)
# Pays d'Amérique du Nord & d'Océanie	-	0.602* (0.310)	-	0.636** (0.298)
Constante	8.305*** (0.0481)	8.308*** (0.0479)	7.981*** (0.0212)	7.981*** (0.0211)
Équation de sélection				
# Être de nationalité française	Réf.	Réf.	-	-
# Être immigré	0.487*** (0.0792)	-	-	-
# Pays d'Afrique du Nord, Proche & Moyen Orient et d'Amérique du Sud	-	0.403*** (0.110)	-	-
# Autres pays d'Afrique	-	0.700*** (0.181)	-	-
# Pays de la CEE et d'Europe de l'Ouest	-	0.324** (0.135)	-	-
# Autres pays d'Europe (hors CEE)	-	0.690*** (0.245)	-	-
# Pays d'Asie	-	1.032*** (0.246)	-	-
# Pays d'Amérique du Nord & d'Océanie	-	0.310 (0.465)	-	-
Ménage - Revenu	0.0000228* (0.0000134)	0.0000240* (0.0000134)	-	-
Ménage - Revenu^2	6.57e-10** (2.96e-10)	6.36e-10** (2.97e-10)	-	-
Ménage - Nombre de pièces nécessaires	-0.398*** (0.0416)	-0.409*** (0.0420)	-	-
Ménage - Montant des aides au logement	-0.0000820 (0.0000677)	-0.0000793 (0.0000682)	-	-
# Personne de Référence - CDI à temps complet	-0.344*** (0.0735)	-0.345*** (0.0736)	-	-
Ménage - Nombre de déménagements	0.175*** (0.0328)	0.170*** (0.0328)	-	-
Personne de Référence - Âge	-0.0172*** (0.00233)	-0.0170*** (0.00234)	-	-
# Personne de Référence - Homme	-0.131^{-} (0.0871)	-0.137^{-} (0.0876)	-	-
Ménage - Nombre d'actifs	-0.123** (0.0602)	-0.122** (0.0604)	-	-
# Ménage - Couple	-0.458*** (0.0886)	-0.455*** (0.0888)	-	-
Constante	1.753*** (0.218)	1.773*** (0.220)	-	-
Ratio de Mills Lambda	-0.429*** (0.0550)	-0.433*** (0.0548)	-	-
Variables de contrôle :	∅	∅	∅	∅
Correction Heckman :	✓	✓	∅	∅
Nombre d'observations	2247	2247	1002	1002
adj. R^2	-	-	0.014	0.023

Standard errors in parentheses
$^{--}$ $p < 0.2$, $^{-}$ $p < 0.15$, * $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$

Source : Auteur, ENL96

Table 1.12 – Écarts de loyers sur des logements hétérogènes (exhaustif)

	Modélisation hédonique pure		Modélisation hédonique élaborée	
	Français versus Immigrés (1)	Français versus Immigrés (détaillé) (2)	Français versus Immigrés (3)	Français versus Immigrés (détaillé) (4)
# Être de nationalité française	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.
# Être immigré	0.0223 (0.0328)	-	0.0287 (0.0335)	-
# Pays d'Afrique du Nord, Proche & Moyen Orient et d'Amérique du Sud	-	0.0875* (0.0488)	-	0.101** (0.0473)
# Autres pays d'Afrique	-	0.0979^{--} (0.0738)	-	0.0897 (0.0721)
# Pays de la CEE et d'Europe de l'Ouest	-	-0.145** (0.0604)	-	-0.149*** (0.0578)
# Autres pays d'Europe (hors CEE)	-	-0.0314 (0.0975)	-	0.00106 (0.0925)
# Pays d'Asie	-	0.0151 (0.0873)	-	0.0863 (0.0865)
# Pays d'Amérique du Nord & d'Océanie	-	0.351* (0.197)	-	0.262^{--} (0.190)
Maison - Surface	0.0168*** (0.00241)	0.0170*** (0.00240)	0.0124*** (0.00249)	0.0125*** (0.00246)
Maison - Surface^2	-0.0000437*** (0.0000143)	-0.0000456*** (0.0000142)	-0.0000286** (0.0000138)	-0.0000302** (0.0000137)
# Maison - Présence d'un jardin	-0.000119 (0.000115)	-0.000124 (0.000114)	-0.000115 (0.000106)	-0.000121 (0.000105)
Maison - Distance du vis-à-vis	-0.0518* (0.0275)	-0.0470* (0.0274)	-0.0393^{-} (0.0258)	-0.0344^{--} (0.0256)
Appartement - Surface	0.0138*** (0.00129)	0.0140*** (0.00128)	0.00914*** (0.00156)	0.00926*** (0.00153)
Appartement - Surface^2	-0.0000178*** (0.00000604)	-0.0000184*** (0.00000600)	-0.00000687 (0.00000613)	-0.00000746 (0.00000604)
Appartement - Localisation dans immeuble	-0.00923 (0.0398)	-0.0112 (0.0395)	-0.0148 (0.0378)	-0.0165 (0.0375)
Immeuble - Nombre d'étage	0.00354 (0.00454)	0.00344 (0.00453)	0.00145 (0.00432)	0.00104 (0.00431)
# Immeuble - Présence ascenseur	0.107*** (0.0351)	0.103*** (0.0349)	0.0851** (0.0336)	0.0797** (0.0334)
# Immeuble - Présence d'un gardien	-0.0455^{--} (0.0331)	-0.0429^{--} (0.0330)	-0.0578* (0.0318)	-0.0539* (0.0315)
Appartement - Distance du vis-à-vis	0.00566 (0.0112)	0.00719 (0.0112)	0.00207 (0.0108)	0.00314 (0.0107)
# Dépôt garantie	0.302*** (0.0313)	0.291*** (0.0313)	0.302*** (0.0300)	0.292*** (0.0299)
# Tiers garant	-0.0535^{--} (0.0373)	-0.0485^{--} (0.0370)	0.00300 (0.0384)	0.00775 (0.0377)
# Date de construction : moins de 10 ans	0.206*** (0.0588)	0.214*** (0.0583)	0.135** (0.0595)	0.141** (0.0587)
# Date de construction : entre 10 & 20 ans	0.258*** (0.0521)	0.257*** (0.0518)	0.203*** (0.0516)	0.200*** (0.0512)
# Façade : pierre de taille ; marbre	-0.0165 (0.0377)	-0.0135 (0.0375)	0.0394 (0.0373)	0.0438 (0.0369)
# Façade : pierre de meulière	-0.211* (0.119)	-0.231* (0.119)	-0.165^{-} (0.112)	-0.189* (0.112)
# Façade : pâte de verre, carrelage, mosaïque	0.0292 (0.0734)	0.0321 (0.0728)	0.00787 (0.0714)	0.00887 (0.0708)
# Présence d'un balcon	0.101*** (0.0338)	0.0990*** (0.0337)	0.0817** (0.0328)	0.0776** (0.0327)
# Présence d'un parking	-0.0300 (0.0368)	-0.0249 (0.0367)	-0.00994 (0.0356)	-0.00313 (0.0355)
Accessibilité aux lieux de vie (à pied)	0.00415 (0.00794)	0.00426 (0.00790)	0.00683 (0.00758)	0.00676 (0.00752)
# Grande Couronne	0.0240 (0.0706)	0.0344 (0.0702)	-0.0226 (0.0678)	-0.0115 (0.0672)
# Petite Couronne	0.0809 (0.0704)	0.0836 (0.0699)	0.0285 (0.0677)	0.0307 (0.0671)
# Paris	0.103 (0.0801)	0.103^{--} (0.0796)	0.0680 (0.0766)	0.0673 (0.0760)
# Tranche d'emplois : entre 20 000 & 100 000 emplois	-0.232^{-}	-0.242^{-}	-0.240^{-}	-0.251*

	Modélisation hédonique pure		Modélisation hédonique élaborée	
	Français versus Immigrés (1)	Français versus Immigrés (détaillé) (2)	Français versus Immigrés (3)	Français versus Immigrés (détaillé) (4)
	(0.153)	(0.152)	(0.147)	(0.146)
# Tranche d'emplois : > 100 000 emplois	-0.0288	-0.0486	-0.0505	-0.0685
	(0.131)	(0.130)	(0.125)	(0.125)
Typologie N. Tabard : communes	0.0885*	0.0982**	0.110**	0.121***
	(0.0471)	(0.0470)	(0.0449)	(0.0447)
Cambriolage	-0.00650	-0.00652	0.00638	0.00797
	(0.0284)	(0.0283)	(0.0271)	(0.0270)
# Aucun confort	-0.629***	-0.655***	-0.582***	-0.608***
	(0.0718)	(0.0732)	(0.0673)	(0.0685)
# Confort insuffisant	-0.734***	-0.727***	-0.678***	-0.673***
	(0.0699)	(0.0698)	(0.0658)	(0.0655)
# Confort acceptable	-0.0601*	-0.0610*	-0.0536−	-0.0559*
	(0.0353)	(0.0352)	(0.0332)	(0.0330)
# Présence de fissures	-0.0529***	-0.0544***	-0.0441**	-0.0447***
	(0.0183)	(0.0182)	(0.0174)	(0.0173)
Immeuble - Nombre de problèmes d'ascenseur	-0.0216	-0.0226	-0.0215	-0.0223
	(0.0212)	(0.0210)	(0.0206)	(0.0204)
# Immeuble - Dégradations	0.0490*	0.0422−	0.00891	0.00155
	(0.0288)	(0.0287)	(0.0288)	(0.0287)
# Quartier - Violence	0.0329	0.0376−−	0.0320	0.0371−−
	(0.0290)	(0.0289)	(0.0278)	(0.0277)
# Surface inférieure à 9m^2	0.373***	0.369**	0.327**	0.319**
	(0.144)	(0.143)	(0.132)	(0.132)
# Insonorisation moyenne	-0.0440−−	-0.0389	-0.0482−	-0.0430−−
	(0.0329)	(0.0327)	(0.0313)	(0.0311)
# Insonorisation médiocre	-0.0392	-0.0380	-0.0443−−	-0.0431−−
	(0.0340)	(0.0338)	(0.0324)	(0.0321)
Ménage - Revenu	-	-	0.0000121***	0.0000124***
			(0.00000352)	(0.00000350)
Ménage - Revenu^2	-	-	-3.19e-11	-3.37e-11
			(3.97e-11)	(3.95e-11)
Ménage - Nombre de pièces nécessaires	-	-	0.00422	0.00123
			(0.0215)	(0.0213)
Ménage - Montant des aides au logement	-	-	0.000125***	0.000118***
			(0.0000302)	(0.0000301)
# Personne de Référence - CDI à temps complet	-	-	0.0315	0.0295
			(0.0274)	(0.0273)
Constante	7.178***	7.185***	7.132***	7.145***
	(0.136)	(0.135)	(0.133)	(0.133)
Équation de sélection				
# Être de nationalité française	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.
# Être immigré	0.379***	-	0.379***	-
	(0.103)		(0.103)	
# Pays d'Afrique du Nord, Proche & Moyen Orient et d'Amérique du Sud	-	0.248*	-	0.248*
		(0.144)		(0.144)
# Autres pays d'Afrique	-	0.537**	-	0.537**
		(0.239)		(0.239)
# Pays de la CEE et d'Europe de l'Ouest	-	0.192	-	0.192
		(0.172)		(0.172)
# Autres pays d'Europe (hors CEE)	-	0.649*	-	0.649*
		(0.348)		(0.348)
# Pays d'Asie	-	1.449***	-	1.449***
		(0.290)		(0.290)
# Pays d'Amérique du Nord & d'Océanie	-	-0.307	-	-0.307
		(0.494)		(0.494)
Maison - Surface	-0.0527***	-0.0520***	-0.0527***	-0.0520***
	(0.00981)	(0.00987)	(0.00981)	(0.00987)
Maison - Surface^2	0.000223***	0.000219***	0.000223***	0.000219***
	(0.0000675)	(0.0000679)	(0.0000675)	(0.0000679)
# Maison - Présence d'un jardin	0.00289**	0.00296**	0.00289**	0.00296**
	(0.00129)	(0.00131)	(0.00129)	(0.00131)
Maison - Distance du vis-à-vis	0.0691	0.0661	0.0691	0.0661
	(0.111)	(0.112)	(0.111)	(0.112)
Appartement - Surface	-0.0565***	-0.0564***	-0.0565***	-0.0564***
	(0.00677)	(0.00683)	(0.00677)	(0.00683)
Appartement - Surface^2	0.000263***	0.000265***	0.000263***	0.000265***
	(0.0000465)	(0.0000469)	(0.0000465)	(0.0000469)
Appartement - Localisation dans immeuble	0.0243	0.0234	0.0243	0.0234

	Modélisation hédonique pure		Modélisation hédonique élaborée	
	Français versus Immigrés (1)	Français versus Immigrés (détaillé) (2)	Français versus Immigrés (3)	Français versus Immigrés (détaillé) (4)
	(0.112)	(0.113)	(0.112)	(0.113)
Immeuble - Nombre d'étage	-0.0350***	-0.0383***	-0.0350***	-0.0383***
	(0.0117)	(0.0118)	(0.0117)	(0.0118)
# Immeuble - Présence ascenseur	-0.130−−	-0.127−−	-0.130−−	-0.127−−
	(0.0967)	(0.0975)	(0.0967)	(0.0975)
# Immeuble - Présence d'un gardien	-0.225***	-0.227***	-0.225***	-0.227***
	(0.0860)	(0.0869)	(0.0860)	(0.0869)
Appartement - Distance vis-à-vis	-0.0717**	-0.0706**	-0.0717**	-0.0706**
	(0.0307)	(0.0310)	(0.0307)	(0.0310)
# Dépôt garantie	0.0330	0.0311	0.0330	0.0311
	(0.106)	(0.108)	(0.106)	(0.108)
# Tiers garant	0.774***	0.767***	0.774***	0.767***
	(0.122)	(0.122)	(0.122)	(0.122)
# Date de construction : moins de 10 ans	-1.144***	-1.168***	-1.144***	-1.168***
	(0.137)	(0.138)	(0.137)	(0.138)
# Date de construction : entre 10 & 20 ans	-0.745***	-0.759***	-0.745***	-0.759***
	(0.127)	(0.128)	(0.127)	(0.128)
# Façade : pierre de taille ; marbre	0.981***	0.994***	0.981***	0.994***
	(0.133)	(0.135)	(0.133)	(0.135)
# Façade : pierre de meulière	0.382	0.386	0.382	0.386
	(0.376)	(0.378)	(0.376)	(0.378)
# Façade : pâte de verre, carrelage, mosaïque	-0.253−	-0.222−−	-0.253−	-0.222−−
	(0.159)	(0.160)	(0.159)	(0.160)
# Présence d'un balcon	-0.147*	-0.153*	-0.147*	-0.153*
	(0.0813)	(0.0820)	(0.0813)	(0.0820)
# Présence d'un parking	0.368***	0.377***	0.368***	0.377***
	(0.0910)	(0.0916)	(0.0910)	(0.0916)
Accessibilité aux lieux de vie (à pied)	0.0195	0.0192	0.0195	0.0192
	(0.0223)	(0.0225)	(0.0223)	(0.0225)
# Grande Couronne	-0.669***	-0.682***	-0.669***	-0.682***
	(0.194)	(0.196)	(0.194)	(0.196)
# Petite Couronne	-0.673***	-0.703***	-0.673***	-0.703***
	(0.195)	(0.196)	(0.195)	(0.196)
# Paris	-0.440**	-0.473**	-0.440**	-0.473**
	(0.224)	(0.226)	(0.224)	(0.226)
# Tranche d'emplois : entre 20 000 & 100 000 emplois	0.0957	0.131	0.0957	0.131
	(0.374)	(0.373)	(0.374)	(0.373)
# Tranche d'emplois : > 100 000 emplois	0.260	0.310	0.260	0.310
	(0.344)	(0.344)	(0.344)	(0.344)
Typologie N. Tabard : communes	0.514***	0.549***	0.514***	0.549***
	(0.125)	(0.127)	(0.125)	(0.127)
Cambriolage	0.201**	0.217**	0.201**	0.217**
	(0.0835)	(0.0841)	(0.0835)	(0.0841)
# Aucun confort	0.851**	0.985**	0.851**	0.985**
	(0.396)	(0.415)	(0.396)	(0.415)
# Confort insuffisant	0.962***	0.959***	0.962***	0.959***
	(0.322)	(0.322)	(0.322)	(0.322)
# Confort acceptable	0.329***	0.336***	0.329***	0.336***
	(0.123)	(0.124)	(0.123)	(0.124)
# Présence de fissures	0.110**	0.116**	0.110**	0.116**
	(0.0556)	(0.0564)	(0.0556)	(0.0564)
Immeuble - Nombre de problèmes d'ascenseur	-0.0146	-0.00928	-0.0146	-0.00928
	(0.0432)	(0.0439)	(0.0432)	(0.0439)
# Immeuble - Dégradations	-0.469***	-0.483***	-0.469***	-0.483***
	(0.0615)	(0.0624)	(0.0615)	(0.0624)
# Quartier - Violence	0.0344	0.0238	0.0344	0.0238
	(0.0715)	(0.0726)	(0.0715)	(0.0726)
# Insonorisation moyenne	0.00429	-0.00742	0.00429	-0.00742
	(0.0906)	(0.0915)	(0.0906)	(0.0915)
# Insonorisation médiocre	0.101	0.0996	0.101	0.0996
	(0.0956)	(0.0966)	(0.0956)	(0.0966)
Ménage - Revenu	0.0000871***	0.0000890***	0.0000871***	0.0000890***
	(0.0000131)	(0.0000128)	(0.0000131)	(0.0000128)
Ménage - Revenu^2	-4.55e-10**	-4.81e-10**	-4.55e-10**	-4.81e-10**
	(2.22e-10)	(2.08e-10)	(2.22e-10)	(2.08e-10)
Ménage - Nombre de pièces nécessaires	-0.197***	-0.217***	-0.197***	-0.217***
	(0.0547)	(0.0560)	(0.0547)	(0.0560)
Ménage - Montant des aides au logement	0.0000698	0.0000904	0.0000698	0.0000904
	(0.0000887)	(0.0000904)	(0.0000887)	(0.0000904)

	Modélisation hédonique pure		Modélisation hédonique élaborée	
	Français versus Immigrés (1)	Français versus Immigrés (détaillé) (2)	Français versus Immigrés (3)	Français versus Immigrés (détaillé) (4)
# Personne de Référence - CDI à temps complet	-0.125^{--} (0.0930)	-0.130^{--} (0.0937)	-0.125^{--} (0.0930)	-0.130^{--} (0.0937)
Ménage - Nombre de déménagements	0.131*** (0.0506)	0.127** (0.0508)	0.131*** (0.0506)	0.127** (0.0508)
Personne de Référence - Âge	-0.0105*** (0.00311)	-0.0105*** (0.00314)	-0.0105*** (0.00311)	-0.0105*** (0.00314)
# Personne de Référence - Homme	-0.0104 (0.113)	-0.0209 (0.113)	-0.0104 (0.113)	-0.0209 (0.113)
Ménage - Nombre d'actifs	-0.191** (0.0765)	-0.187** (0.0772)	-0.191** (0.0765)	-0.187** (0.0772)
# Ménage - Couple	-0.0432 (0.115)	-0.0464 (0.116)	-0.0432 (0.115)	-0.0464 (0.116)
Constante	2,650*** (0.464)	2,664*** (0.466)	2,650*** (0.464)	2,664*** (0.466)
Ratio de Mills : Lambda	-0.248*** (0.0444)	-0.255*** (0.0437)	-0.0810^{--} (0.0567)	-0.0836^{-} (0.0554)
Contrôle : Caractéristiques du logement	√	√	√	√
Localisation dans l'espace urbain	√	√	√	√
Mauvaises conditions de logement	√	√	√	√
Caractéristiques individuelles dans l'équation de traitement	∅	∅	√	√
Correction : Heckman	√	√	√	√
Nb d'observations	2247	2247	2247	2247

Standard errors in parentheses
$^{--}$ $p < 0.2$, $^{-}$ $p < 0.15$, * $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$

Source : Auteur, ENL96

Table 1.14 – Effets propres aux immigrés (exhaustif)

X=	Français versus L'ensemble des Immigrés	Français versus Immigrés d'Afrique du Nord, Proche & Moyen Orient	Français versus Immigrés d'Afrique Noire	Français versus Immigrés de des pays de la CEE	Français versus Immigrés des autres pays d'Europe	Français versus Immigrés d'Asie	Français versus Immigrés d'Amérique du Nord & d'Océanie
X (versus français)	0.0582	0.133	0.607^{--}	0.0582	-0.289	0.366	1.059
	(0.113)	(0.188)	(0.444)	(0.277)	(1.061)	(0.383)	(0.880)
X * Surface	-0.000925	0.000198	0.00309	-0.00666*	0.00224	0.00113	-0.00821
	(0.00152)	(0.00247)	(0.00697)	(0.00368)	(0.00550)	(0.00772)	(0.0105)
Maison - Surface	0.00992***	0.00960***	0.0106***	0.0104***	0.0104***	0.0105***	0.0103***
	(0.00209)	(0.00215)	(0.00213)	(0.00217)	(0.00215)	(0.00215)	(0.00217)
Appartement - Surface	0.00894***	0.00850***	0.00900***	0.00937***	0.00887***	0.00888***	0.00884***
	(0.00169)	(0.00175)	(0.00173)	(0.00176)	(0.00174)	(0.00174)	(0.00176)
X * (# Construction inf. 10 ans)	0.119	0.207	-0.236	0.116	0.296	0.362	-
	(0.153)	(0.458)	(0.423)	(0.294)	(0.772)	(0.411)	
# Date de construction : moins de 10 ans	0.130**	0.130**	0.118**	0.117**	0.119**	0.122**	0.119**
	(0.0593)	(0.0594)	(0.0583)	(0.0599)	(0.0592)	(0.0589)	(0.0597)
X * (# Construction entre 10-20 ans)	0.00456	-0.186	-0.220	0.0241	0.103	0.158	-
	(0.146)	(0.303)	(0.362)	(0.312)	(0.880)	(0.484)	
# Date de construction : entre 10 & 20 ans	0.202***	0.194***	0.186***	0.189***	0.186***	0.188***	0.186***
	(0.0529)	(0.0527)	(0.0516)	(0.0528)	(0.0522)	(0.0521)	(0.0527)
X * (# Dépôt de garantie)	0.0295	-0.0873	-0.296	0.0984	-0.0778	-0.307^{--}	-
	(0.0711)	(0.108)	(0.241)	(0.169)	(0.332)	(0.221)	
# Dépôt de garantie	0.273***	0.273***	0.269***	0.271***	0.268***	0.269***	0.268***
	(0.0341)	(0.0338)	(0.0331)	(0.0339)	(0.0334)	(0.0333)	(0.0337)
X * (# Tiers garant)	-0.104	-0.0942	0.0168	-0.112	-0.241	-0.0209	-
	(0.0821)	(0.134)	(0.196)	(0.221)	(0.445)	(0.256)	
# Tiers garant	0.0349	0.0401	0.0486	0.0473	0.0488	0.0473	0.0485
	(0.0412)	(0.0409)	(0.0399)	(0.0410)	(0.0404)	(0.0403)	(0.0408)
X * (# Surpeuplement)	0.0535	0.0156	-0.187	-0.169	0.541	-0.0821	-0.723^{--}
	(0.0737)	(0.111)	(0.241)	(0.179)	(0.818)	(0.208)	(0.514)
# Surpeuplement	0.0160	0.00940	0.0247	0.0307	0.0213	0.0209	0.0210
	(0.0401)	(0.0405)	(0.0396)	(0.0407)	(0.0402)	(0.0401)	(0.0405)
X * (# Quartier - Violence)	0.0858	0.247^{--}	-0.0754	0.0537	-0.207	0.0424	-
	(0.0757)	(0.191)	(0.217)	(0.147)	(0.688)	(0.236)	
# Quartier - Violence	0.0369	0.0377	0.0432^{-}	0.0411^{--}	0.0429^{-}	0.0429^{-}	0.0428^{-}
	(0.0304)	(0.0299)	(0.0292)	(0.0299)	(0.0294)	(0.0294)	(0.0296)
X * (Cambriolage)	0.0684	0.282**	0.0175	-0.151	0.191	-0.102	-
	(0.0618)	(0.113)	(0.142)	(0.126)	(0.400)	(0.522)	
Cambriolage	-0.00683	-0.00723	-0.00540	-0.00542	-0.00588	-0.00578	-0.00567
	(0.0307)	(0.0302)	(0.0295)	(0.0302)	(0.0297)	(0.0296)	(0.0299)
X * (Ménage - Revenu)	-0.00000272	0.00000158	-0.0000312	0.0000127*	-0.000000441	-0.0000148	0.00000957
	(0.00000411)	(0.00000877)	(0.0000281)	(0.00000739)	(0.0000466)	(0.0000237)	(0.0000173)
Ménage - Revenu	0.0000138***	0.0000141***	0.0000144***	0.0000148***	0.0000141***	0.0000140***	0.0000141***

X=	Français versus L'ensemble des Immigrés	Français versus Immigrés d'Afrique du Nord, Proche & Moyen Orient	Français versus Immigrés d'Afrique Noire	Français versus Immigrés de des pays de la CEE	Français versus Immigrés des autres pays d'Europe	Français versus Immigrés d'Asie	Français versus Immigrés d'Amérique du Nord & d'Océanie
	(0.00000350)	(0.00000356)	(0.00000351)	(0.00000359)	(0.00000357)	(0.00000355)	(0.00000360)
X * (# Aucun confort)	0.265**	0.134	0.925**	0.423	0.899*	-	-
	(0.127)	(0.159)	(0.468)	(0.442)	(0.489)		
# Aucun confort	-0.573***	-0.584***	-0.549***	-0.544***	-0.550***	-0.553***	-0.551***
	(0.0838)	(0.0829)	(0.0813)	(0.0832)	(0.0819)	(0.0818)	(0.0826)
X * (# Confort insuffisant)	0.000895	0.303−−	0.429	-1.154***	0.00000110	-	-
	(0.139)	(0.232)	(0.461)	(0.291)	(0.361)		
# Confort insuffisant	-0.660***	-0.658***	-0.636***	-0.638***	-0.635***	-0.638***	-0.636***
	(0.0765)	(0.0755)	(0.0737)	(0.0755)	(0.0743)	(0.0742)	(0.0749)
X * (# Confort acceptable)	-0.0679	-0.0650	0.0340	0.00183	0.0488	0.146	-
	(0.0782)	(0.137)	(0.222)	(0.160)	(0.373)	(0.215)	
# Confort acceptable	-0.0516−	-0.0512−	-0.0406	-0.0376	-0.0409	-0.0418	-0.0409
	(0.0356)	(0.0352)	(0.0343)	(0.0352)	(0.0346)	(0.0345)	(0.0349)
X * (# Immeuble - Dégradations)	-0.00700	-0.119	0.0633	-0.333	-0.889	0.0874	-
	(0.0638)	(0.0953)	(0.166)	(0.412)	(1.565)	(0.181)	
# Immeuble - Dégradations	0.00273	0.00521	-0.000508	-0.00311	0.0000141	0.000786	0.000159
	(0.0320)	(0.0317)	(0.0309)	(0.0317)	(0.0313)	(0.0312)	(0.0316)
X * (# Présence de fissures)	-0.00237	-0.0394	-0.0962	0.270**	-0.243−−	-0.0128	-
	(0.0394)	(0.0573)	(0.129)	(0.108)	(0.172)	(0.140)	
# Présence de fissures	-0.0454**	-0.0425**	-0.0380**	-0.0397**	-0.0378**	-0.0383**	-0.0378**
	(0.0195)	(0.0192)	(0.0188)	(0.0193)	(0.0189)	(0.0189)	(0.0191)
X * (Immeuble - Nb de problèmes d'asc.)	0.104−−	0.0977	-0.0614	-0.0907	-	-	-
	(0.0785)	(0.109)	(0.221)	(0.419)			
Immeuble - Nb de problèmes d'ascenseur	-0.0169	-0.0175	-0.0184	-0.0193	-0.0182	-0.0181	-0.0183
	(0.0207)	(0.0204)	(0.0199)	(0.0204)	(0.0201)	(0.0200)	(0.0202)
Maison - Surface^2	-0.0000188−	-0.0000198−	-0.0000226*	-0.0000194−	-0.0000220*	-0.0000225*	-0.0000218*
	(0.0000125)	(0.0000128)	(0.0000125)	(0.0000127)	(0.0000127)	(0.0000126)	(0.0000128)
Appartement - Surface^2	-0.00000559	-0.00000480	-0.00000666	-0.00000784	-0.00000640	-0.00000635	-0.00000627
	(0.00000633)	(0.00000667)	(0.00000658)	(0.00000672)	(0.00000663)	(0.00000663)	(0.00000670)
Immeuble - Nombre d'étage	0.00219	0.00174	0.00383	0.00503	0.00373	0.00356	0.00379
	(0.00407)	(0.00436)	(0.00453)	(0.00459)	(0.00459)	(0.00448)	(0.00463)
Accessibilité aux lieux de vie (pied)	0.00336	0.00466	0.00878	0.00791	0.00966	0.0104	0.00870
	(0.0157)	(0.0169)	(0.0169)	(0.0172)	(0.0171)	(0.0171)	(0.0174)
# Petite Couronne	0.0565−	0.0321	0.0121	0.0264	0.0102	0.0127	0.0107
	(0.0360)	(0.0376)	(0.0378)	(0.0380)	(0.0383)	(0.0381)	(0.0386)
# Paris	0.101**	0.0699−	0.0447	0.0499	0.0429	0.0424	0.0417
	(0.0455)	(0.0482)	(0.0487)	(0.0491)	(0.0495)	(0.0494)	(0.0500)
Tranches d'emplois : entre 20 000 & 100 000 emplois	-0.244*	-0.206−−	-0.222−	-0.209−−	-0.205−−	-0.206−−	-0.205−−
	(0.145)	(0.150)	(0.143)	(0.146)	(0.147)	(0.147)	(0.149)
Tranches d'emplois : > 100 000 emplois	-0.0830	-0.0527	-0.0692	-0.0507	-0.0520	-0.0539	-0.0528
	(0.114)	(0.122)	(0.115)	(0.117)	(0.120)	(0.120)	(0.121)
Typologie N. Tabard : communes	0.138***	0.181***	0.205***	0.183***	0.205***	0.207***	0.208***
	(0.0429)	(0.0449)	(0.0453)	(0.0463)	(0.0461)	(0.0459)	(0.0465)

X=	Français versus L'ensemble des Immigrés	Français versus Immigrés d'Afrique du Nord, Proche & Moyen Orient	Français versus Immigrés d'Afrique Noire	Français versus Immigrés de des pays de la CEE	Français versus Immigrés des autres pays d'Europe	Français versus Immigrés d'Asie	Français versus Immigrés d'Amérique du Nord & d'Océanie
# Absence de bail	-0.238***	-0.213***	-0.266***	-0.261***	-0.269***	-0.265***	-0.267***
	(0.0507)	(0.0546)	(0.0589)	(0.0583)	(0.0589)	(0.0593)	(0.0601)
# Façade : pierre de taille ; marbre	0.0504−−	0.0684*	0.0741**	0.0630*	0.0776**	0.0735**	0.0764**
	(0.0355)	(0.0366)	(0.0366)	(0.0376)	(0.0372)	(0.0371)	(0.0376)
# Façade : pierre de meulière ; moellon	-0.131	-0.177−	-0.201*	-0.195−	-0.201*	-0.203*	-0.202*
	(0.111)	(0.111)	(0.117)	(0.119)	(0.117)	(0.117)	(0.118)
# Façade : pâte de verre, carrelage, mosaïque	-0.0117	0.00156	-0.000416	-0.00914	0.000211	-0.000935	0.000597
	(0.0704)	(0.0720)	(0.0725)	(0.0730)	(0.0731)	(0.0720)	(0.0737)
# Présence d'un balcon	0.0872***	0.0686**	0.0698**	0.0784**	0.0691**	0.0707**	0.0693**
	(0.0318)	(0.0328)	(0.0329)	(0.0336)	(0.0335)	(0.0331)	(0.0338)
# Présence d'un parking	0.0154	0.0265	0.0342	0.0234	0.0354	0.0319	0.0345
	(0.0345)	(0.0365)	(0.0361)	(0.0362)	(0.0368)	(0.0366)	(0.0371)
Ménage - Revenu²	-4.08e-11	-5.36e-11−−	-5.40e-11−−	-5.42e-11−−	-5.22e-11−−	-5.11e-11−−	-5.20e-11−−
	(3.93e-11)	(3.99e-11)	(3.91e-11)	(3.99e-11)	(3.95e-11)	(3.94e-11)	(3.98e-11)
Ménage - Nombre de pièces nécessaires	-0.0155	0.00664	-0.0208	-0.0305	-0.0135	-0.0132	-0.0135
	(0.0238)	(0.0269)	(0.0270)	(0.0284)	(0.0289)	(0.0288)	(0.0293)
Ménage - Montant des aides au logement	0.000129***	0.000121***	0.000125***	0.000128***	0.000122***	0.000120***	0.000121***
	(0.0000303)	(0.0000336)	(0.0000349)	(0.0000357)	(0.0000358)	(0.0000353)	(0.0000361)
# Personne de Référence - CDI à temps complet	0.0282	0.0407−−	0.0478−	0.0342	0.0497*	0.0484−	0.0486−
	(0.0273)	(0.0289)	(0.0291)	(0.0295)	(0.0296)	(0.0294)	(0.0299)
Constante	7,141***	7,060***	7,072***	7,068***	7,047***	7,049***	7,052***
	(0.137)	(0.146)	(0.140)	(0.144)	(0.144)	(0.144)	(0.146)
Équation de sélection							
X (versus français)	0.615−	0.125	-	-1.137	-	2.336	-
	(0.398)	(0.585)		(0.943)		(3.243)	
X * Surface	-0.00417	0.00523	-0.352−	0.00576	-0.0622	-0.00173	-1.146
	(0.00559)	(0.00760)	(0.235)	(0.0131)	(134.9)	(0.0556)	
Maison - Surface	-0.0394***	-0.0362***	-0.0367***	-0.0366***	-0.0366***	-0.0365***	-0.0366***
	(0.00918)	(0.00956)	(0.00992)	(0.00974)	(0.00990)	(0.00991)	(0.00990)
Appartement - Surface	-0.0553***	-0.0533***	-0.0534***	-0.0531***	-0.0534***	-0.0531***	-0.0534***
	(0.00824)	(0.00857)	(0.00901)	(0.00889)	(0.00901)	(0.00901)	(0.00901)
X * (# Construction inf. 10 ans)	0.0768	-1.080−−	-0.918	-0.299	-	-	-
	(0.356)	(0.763)	(5.593)	(0.923)			
# Date de construction : moins de 10 ans	-1.127***	-1.133***	-1.165***	-1.153***	-1.154***	-1.161***	-1.154***
	(0.141)	(0.143)	(0.144)	(0.143)	(0.144)	(0.144)	(0.144)
X * (# Construction entre 10-20 ans)	-0.564−	-0.638	-2.012	-0.609	-	-	-
	(0.353)	(0.601)	(3.128)	(0.868)			
# Date de construction : entre 10 & 20 ans	-0.686***	-0.688***	-0.705***	-0.695***	-0.695***	-0.701***	-0.695***
	(0.133)	(0.135)	(0.136)	(0.135)	(0.136)	(0.136)	(0.136)
X * (# Dépôt de garantie)	0.0258	0.128	-4.133	0.211	-	-	-
	(0.219)	(0.341)	(3.994)	(0.712)			
# Dépôt de garantie	0.0453	0.0339	0.0117	0.0401	0.0232	0.0230	0.0232
	(0.118)	(0.121)	(0.122)	(0.121)	(0.122)	(0.122)	(0.122)
X * (# Tiers garant)	0.0777	0.504	-0.0878	0.0740	-	-	-

X=	Français versus L'ensemble des Immigrés	Français versus Immigrés d'Afrique du Nord, Proche & Moyen Orient	Français versus Immigrés d'Afrique Noire	Français versus Immigrés de des pays de la CEE	Français versus Immigrés des autres pays d'Europe	Français versus Immigrés d'Asie	Français versus Immigrés d'Amérique du Nord & d'Océanie
	(0.337)	(0.500)	(1.585)	(1.203)			
# Tiers garant	0.739***	0.746***	0.742***	0.735***	0.743***	0.740***	0.743***
	(0.132)	(0.133)	(0.133)	(0.133)	(0.133)	(0.133)	(0.133)
X * (# Surpeuplement)	0.330^{-}	0.0815	-	0.445	-	-0.309	-
	(0.222)	(0.342)		(0.624)		(1.221)	
# Surpeuplement	0.0266	0.0672	0.0839	0.0668	0.0820	0.0837	0.0820
	(0.124)	(0.128)	(0.130)	(0.129)	(0.130)	(0.130)	(0.130)
X * (# Quartier - Violence)	-0.0431	-0.233	-	-0.202	-	-	-
	(0.245)	(0.472)		(0.488)			
# Quartier - Violence	0.000515	0.00725	0.00766	0.00671	0.00648	0.00627	0.00648
	(0.0775)	(0.0781)	(0.0788)	(0.0785)	(0.0787)	(0.0787)	(0.0787)
X * Cambriolage	0.128	-0.752**	-	1.084^{--}	-	-	-
	(0.221)	(0.376)		(0.760)			
Cambriolage	0.179*	0.182*	0.181*	0.182*	0.181*	0.182*	0.181*
	(0.0934)	(0.0938)	(0.0943)	(0.0942)	(0.0942)	(0.0943)	(0.0942)
X * (Ménage - Revenu)	-0.00000933	-0.0000234	0.000407^{-}	0.0000763^{-}	0.000766	-0.0000839	-0.0000981
	(0.0000161)	(0.0000240)	(0.000268)	(0.0000482)	(0.450)	(0.000172)	
Ménage - Revenu	0.0000849***	0.0000867***	0.0000859***	0.0000845***	0.0000857***	0.0000866***	0.0000857***
	(0.0000130)	(0.0000133)	(0.0000141)	(0.0000141)	(0.0000141)	(0.0000140)	(0.0000141)
# Aucun confort	1.133**	1.125*	1.124*	1.132*	1.120*	1.126*	1.120*
	(0.572)	(0.574)	(0.578)	(0.578)	(0.578)	(0.578)	(0.578)
# Confort insuffisant	0.886**	0.867**	0.861**	0.861**	0.862**	0.863**	0.862**
	(0.345)	(0.346)	(0.348)	(0.347)	(0.348)	(0.348)	(0.348)
# Confort acceptable	0.342***	0.334**	0.309**	0.314**	0.312**	0.311**	0.312**
	(0.131)	(0.132)	(0.133)	(0.132)	(0.133)	(0.133)	(0.133)
X * (# Immeuble dégradé)	0.0342	0.172	-3.990	-2.761*	-	-	-
	(0.157)	(0.225)	(3.277)	(1.634)			
# Immeuble dégradé	-0.460***	-0.457***	-0.458***	-0.455***	-0.459***	-0.459***	-0.459***
	(0.0691)	(0.0697)	(0.0702)	(0.0699)	(0.0701)	(0.0701)	(0.0701)
X * # Présence de fissures	-0.106	-0.194	-1.211	0.100	-	-	-
	(0.146)	(0.210)	(1.377)	(0.474)			
# Présence de fissures	0.128**	0.130**	0.133**	0.133**	0.133**	0.133**	0.133**
	(0.0620)	(0.0623)	(0.0627)	(0.0625)	(0.0626)	(0.0626)	(0.0626)
Immeuble - Nb de problèmes d'ascenseur	-0.0445	-0.0398	-0.0410	-0.0425	-0.0398	-0.0399	-0.0398
	(0.0523)	(0.0524)	(0.0524)	(0.0525)	(0.0524)	(0.0525)	(0.0524)
Maison - Surface^2	0.000204***	0.000187***	0.000191***	0.000190***	0.000191***	0.000191***	0.000191***
	(0.0000631)	(0.0000651)	(0.0000668)	(0.0000656)	(0.0000666)	(0.0000667)	(0.0000666)
Appartement - Surface^2	0.000271***	0.000262***	0.000266***	0.000261***	0.000265***	0.000264***	0.000265***
	(0.0000521)	(0.0000539)	(0.0000568)	(0.0000560)	(0.0000568)	(0.0000568)	(0.0000568)
Immeuble - Nombre d'étage	-0.0517***	-0.0583***	-0.0612***	-0.0587***	-0.0606***	-0.0613***	-0.0606***
	(0.0102)	(0.0109)	(0.0113)	(0.0112)	(0.0113)	(0.0113)	(0.0113)
Accessibilité aux lieux de vie (pieds)	-0.00637	0.0166	-0.00715	-0.0174	-0.00174	-0.00843	-0.00174
	(0.0466)	(0.0497)	(0.0515)	(0.0507)	(0.0516)	(0.0514)	(0.0516)
# Petite Couronne	-0.128^{--}	-0.153^{-}	-0.169*	-0.150^{-}	-0.171*	-0.165^{-}	-0.171*

X=	Français versus L'ensemble des Immigrés	Français versus Immigrés d'Afrique du Nord, Proche & Moyen Orient	Français versus Immigrés d'Afrique Noire	Français versus Immigrés de des pays de la CEE	Français versus Immigrés des autres pays d'Europe	Français versus Immigrés d'Asie	Français versus Immigrés d'Amérique du Nord & d'Océanie
	(0.0922)	(0.0979)	(0.102)	(0.100)	(0.102)	(0.102)	(0.102)
# Paris	0.100 (0.129)	0.111 (0.137)	0.156 (0.142)	0.128 (0.140)	0.153 (0.142)	0.164 (0.142)	0.153 (0.142)
# Tranches d'emplois : entre 20 000 & 100 000 emplois	0.0371 (0.369)	0.0868 (0.402)	-0.143 (0.414)	-0.173 (0.406)	-0.0720 (0.417)	-0.0800 (0.417)	-0.0720 (0.417)
# Tranches d'emplois : > 100 000 emplois	-0.301 (0.296)	-0.315 (0.330)	-0.540^{-} (0.345)	-0.566* (0.338)	-0.467^{--} (0.349)	-0.467^{--} (0.349)	-0.467^{--} (0.349)
Typologie N. Tabard : communes	0.480*** (0.126)	0.494*** (0.134)	0.483*** (0.138)	0.526*** (0.136)	0.465*** (0.138)	0.460*** (0.139)	0.465*** (0.138)
# Façade : pierre de taille ; marbre	0.992*** (0.133)	0.984*** (0.140)	1.026*** (0.144)	1.054*** (0.142)	1.028*** (0.144)	1.028*** (0.144)	1.028*** (0.144)
# Façade : pierre de meulière ; moellon	0.435 (0.380)	0.416 (0.382)	0.126 (0.400)	0.127 (0.400)	0.132 (0.400)	0.136 (0.400)	0.132 (0.400)
# Façade : pâte de verre, carrelage, mosaïque	-0.230^{--} (0.161)	-0.205 (0.166)	-0.170 (0.173)	-0.174 (0.170)	-0.168 (0.173)	-0.165 (0.173)	-0.168 (0.173)
# Présence d'un balcon	-0.174** (0.0803)	-0.163* (0.0854)	-0.179** (0.0891)	-0.173** (0.0875)	-0.178** (0.0890)	-0.173* (0.0890)	-0.178** (0.0890)
# Présence d'un parking	0.335*** (0.0918)	0.319*** (0.0986)	0.359*** (0.101)	0.350*** (0.0991)	0.341*** (0.102)	0.347*** (0.102)	0.341*** (0.102)
Ménage - Revenu^2	-4.34e-10** (2.03e-10)	-4.56e-10** (2.00e-10)	-4.30e-10* (2.25e-10)	-4.17e-10* (2.29e-10)	-4.25e-10* (2.27e-10)	-4.35e-10* (2.23e-10)	-4.25e-10* (2.27e-10)
Ménage - Nombre de pièces nécessaires	-0.218*** (0.0633)	-0.258*** (0.0722)	-0.296*** (0.0776)	-0.273*** (0.0752)	-0.291*** (0.0778)	-0.302*** (0.0777)	-0.291*** (0.0778)
Ménage - Montant des aides au logement	0.0000538 (0.0000904)	0.0000502 (0.000103)	0.0000927 (0.000110)	0.0000885 (0.000108)	0.0000912 (0.000111)	0.000112 (0.000110)	0.0000912 (0.000111)
# Personne de Référence - CDI à temps complet	-0.156^{-} (0.0953)	-0.150^{-} (0.103)	-0.190* (0.108)	-0.206* (0.106)	-0.189* (0.108)	-0.189* (0.108)	-0.189* (0.108)
Ménage - Nombre de déménagement	0.136*** (0.0515)	0.159*** (0.0547)	0.184*** (0.0554)	0.159*** (0.0540)	0.177*** (0.0555)	0.174*** (0.0554)	0.177*** (0.0555)
Personne de Référence - Âge	-0.0117*** (0.00318)	-0.0105*** (0.00338)	-0.00968*** (0.00353)	-0.0103*** (0.00345)	-0.00958*** (0.00353)	-0.00977*** (0.00353)	-0.00958*** (0.00353)
# Personne de Référence - Homme	0.0301 (0.114)	0.0150 (0.118)	0.0228 (0.121)	0.00500 (0.120)	0.0209 (0.121)	0.0225 (0.121)	0.0209 (0.121)
Ménage - Nombre d'actifs	-0.183** (0.0772)	-0.201** (0.0839)	-0.164* (0.0887)	-0.156* (0.0867)	-0.164* (0.0887)	-0.164* (0.0888)	-0.164* (0.0887)
# Ménage - Couple	-0.0435 (0.117)	-0.0319 (0.124)	-0.0327 (0.130)	-0.0556 (0.128)	-0.0322 (0.130)	-0.0347 (0.130)	-0.0322 (0.130)
Constante	2.522*** (0.491)	2.455*** (0.526)	2.771*** (0.545)	2.822*** (0.538)	2.680*** (0.547)	2.709*** (0.547)	2.680*** (0.547)
Ratio de Mills : Lambda	-0.0474 (0.0516)	-0.0421 (0.0539)	-0.0224 (0.0538)	-0.0207 (0.0557)	-0.0242 (0.0556)	-0.0266 (0.0551)	-0.0240 (0.0564)
Contrôle : Caractéristiques du logement	√	√	√	√	√	√	√
Localisation dans l'espace urbain	√	√	√	√	√	√	√
Mauvaises conditions de logement	√	√	√	√	√	√	√

X=	Français versus L'ensemble des Immigrés	Français versus Immigrés d'Afrique du Nord, Proche & Moyen Orient	Français versus Immigrés d'Afrique Noire	Français versus Immigrés de des pays de la CEE	Français versus Immigrés des autres pays d'Europe	Français versus Immigrés d'Asie	Français versus Immigrés d'Amérique du Nord & d'Océanie
Caractéristiques individuelles	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓
Correction : Heckman	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓
Nb d'observations	2247	1997	1870	1910	1833	1835	1812

Table 1.16 – Décomposition d'Oaxaca & Blinder sur la région Île de France (exhaustif)

	(1) Île de France	(2) Paris	(3) Petite Couronne	(4) Grande Couronne
Log(Loyer des Français) moyen	8.252***	8.245***	8.013***	7.965***
	(0.0585)	(0.0938)	(0.0734)	(0.120)
Log(Loyer des Immigrés) moyen	8.003***	7.758***	7.915***	7.845***
	(0.0945)	(0.0905)	(0.0952)	(0.154)
⋆ Difference	0.249**	0.487***	0.0979	0.120
	(0.111)	(0.130)	(0.120)	(0.195)
⋆ Endowments	0.179***	0.231**	0.0244	-0.476
	(0.0556)	(0.0960)	(0.0906)	(0.613)
⋆ Coefficients	0.0751	0.214*	0.0217	-0.0120
	(0.115)	(0.123)	(0.131)	(0.231)
⋆ Interaction	-0.00463	0.0416	0.0517	0.608
	(0.0482)	(0.0777)	(0.0883)	(0.622)
Endowments				
Maison - Surface	-0.00388	-	-0.000462	-0.134
	(0.0222)		(0.0108)	(0.520)
Maison - Surface²	0.0270	-	0.00432	0.522
	(0.0340)		(0.0173)	(0.580)
# Maison - Présence d'un jardin	-0.000000756	-	-0.0131	-0.0335
	(0.00382)		(0.0145)	(0.0376)
Maison - Distance du vis-à-vis	0.00147	-	0.00565	-0.00406
	(0.00371)		(0.0133)	(0.114)
Appartement - Surface	0.0422⁻	0.102*	-	-
	(0.0259)	(0.0618)		
Appartement - Surface²	0.000446	-0.00423	-	-
	(0.00797)	(0.0147)		
Appartement - Localisation dans immeuble	-0.000257	0.0125	-	-
	(0.00150)	(0.0118)		
Immeuble - Nombre d'étage	0.000745	-0.0139	-	-
	(0.00223)	(0.0167)		
# Immeuble - Présence ascenseur	0.00814	0.0223	-	-
	(0.00859)	(0.0187)		
# Immeuble - Présence d'un gardien	0.00166	-0.000778	-	-
	(0.00395)	(0.00856)		
Appartement - Distance du vis-à-vis	0.000284	-0.00220	-	-
	(0.00613)	(0.00701)		
# Dépôt garantie	0.00692	-0.00341	-0.00274	0.0471
	(0.0111)	(0.0115)	(0.0123)	(0.0368)
# Tiers garant	-0.00436	0.0121	-0.00759	-0.0213
	(0.00622)	(0.0161)	(0.0105)	(0.109)
# Date de construction : moins de 10 ans	0.00689	0.000436	-0.00629	0.00262
	(0.00730)	(0.00256)	(0.0114)	(0.0340)
# Date de construction : entre 10 & 20 ans	0.0129⁻⁻	-0.000291	0.0298⁻	0.104*
	(0.00917)	(0.00334)	(0.0200)	(0.0576)
# Façade : pierre de taille ; marbre	-0.00534	0.00127	-0.0260⁻	0.0184⁻⁻
	(0.00704)	(0.0122)	(0.0178)	(0.0131)
# Façade : pierre de meulière	0.000799	-	-0.000395	-
	(0.00230)		(0.00421)	
# Façade : pâte de verre, carrelage, mosaïque	-0.00282	-0.00148	-	-0.00424
	(0.00398)	(0.0172)		(0.00719)
# Présence d'un balcon	0.00752	0.00220	0.0186	-
	(0.00801)	(0.0139)	(0.0154)	
# Présence d'un parking	-0.000763	0.0106	0.00748	-
	(0.0126)	(0.0134)	(0.0184)	
Accessibilité aux lieux de vie (à pieds)	-0.000474	0.00186	-0.0103	-0.00509
	(0.00457)	(0.00737)	(0.00984)	(0.0176)
# Grande Couronne	-0.0151	-	-	-
	(0.0156)			
# Petite Couronne	0.0238	-	-	-
	(0.0264)			
# Paris	0.00697	-	-	-
	(0.0127)			
Typologie N. Tabard : communes	-0.00668	-0.0304⁻	0.00434	-0.0422
	(0.00850)	(0.0204)	(0.0223)	(0.0475)
Cambriolage	-0.00106	0.000860	-0.00561	0.500⁻⁻
	(0.00253)	(0.00300)	(0.0106)	(0.357)
# Aucun confort	0.0372**	0.0500*	0.0679**	-0.00765
	(0.0145)	(0.0266)	(0.0309)	(0.0109)

	(1) Île de France	(2) Paris	(3) Petite Couronne	(4) Grande Couronne
# Confort insuffisant	0.0218^{-}	0.0404	0.0221	-
	(0.0133)	(0.0327)	(0.0202)	
# Confort acceptable	-0.000937	0.000264	-0.0155	0.00189
	(0.00260)	(0.00303)	(0.0140)	(0.0250)
# Présence de fissures	0.00951^{--}	0.0128	-0.0102	-0.0764
	(0.00673)	(0.0326)	(0.0117)	(0.0840)
Immeuble - Nombre de problèmes d'ascenseur	0.00249	-0.00153	-0.00175	0.182^{--}
	(0.00447)	(0.0546)	(0.00605)	(0.130)
# Immeuble - Dégradations	0.00101	-0.00261	0.00202	-0.0479
	(0.00239)	(0.00552)	(0.00521)	(0.100)
# Quartier - Violence	0.00151	0.00571	-0.000406	0.129*
	(0.00293)	(0.00883)	(0.00352)	(0.0766)
# Surface inférieure à 9m^2	-0.00308	-0.0000446	-0.0109	-
	(0.00466)	(0.0100)	(0.0173)	
# Insonorisation moyenne	0.00347	0.00109	-0.00370	-0.00660
	(0.00472)	(0.00550)	(0.00943)	(0.0173)
# Insonorisation médiocre	0.00819	-0.000253	0.00694	-0.0792
	(0.00723)	(0.00204)	(0.0111)	(0.0945)
Ménage - Revenu	0.0341	0.0266	-0.0916	3.784***
	(0.0463)	(0.0628)	(0.128)	(1.119)
Ménage - Revenu^2	0.0182	0.00607	0.144	-5.325***
	(0.0332)	(0.0432)	(0.165)	(1.459)
Ménage - Nombre de pièces nécessaires	-0.0277^{-}	-0.00150	-0.0492^{-}	-0.0714^{-}
	(0.0188)	(0.0106)	(0.0312)	(0.0485)
Ménage - Montant des aides au logement	-0.0287**	-0.00463	-0.0570**	0.0646*
	(0.0135)	(0.00785)	(0.0274)	(0.0389)
# Personne de Référence - CDI à temps complet	-0.00565	-0.0111	0.0235^{--}	0.0257
	(0.00847)	(0.0156)	(0.0163)	(0.147)
Coefficients				
Maison - Surface	0.0862^{-}	-	0.0496	1.277***
	(0.0537)		(0.0887)	(0.484)
Maison - Surface^2	-0.0422	-	-0.0431	-1.004**
	(0.0351)		(0.0650)	(0.451)
# Maison - Présence d'un jardin	-0.00240	-	-0.0359	0.0320^{--}
	(0.00853)		(0.0312)	(0.0246)
Maison - Distance du vis-à-vis	-0.0179	-	0.0301	-0.284**
	(0.0170)		(0.0376)	(0.119)
Appartement - Surface	0.162	0.0981	-	-
	(0.137)	(0.196)		
Appartement - Surface^2	-0.0326	-0.0264	-	-
	(0.0392)	(0.0518)		
Appartement - Localisation dans immeuble	0.0191	-0.0787	-	-
	(0.0428)	(0.0778)		
Immeuble - Nombre d'étage	0.0213	0.183*	-	-
	(0.0517)	(0.0938)		
# Immeuble - Présence ascenseur	-0.00406	-0.0488	-	-
	(0.0300)	(0.0596)		
# Immeuble - Présence d'un gardien	0.0154	0.0462	-	-
	(0.0258)	(0.0612)		
Appartement - Distance du vis-à-vis	0.000650	0.133	-	-
	(0.0631)	(0.122)		
# Dépôt garantie	-0.0284	0.0561	0.0354	-0.0680
	(0.0410)	(0.0671)	(0.0575)	(0.0652)
# Tiers garant	0.0138	-0.0320	0.0187	-0.279**
	(0.0191)	(0.0334)	(0.0263)	(0.111)
# Date de construction : moins de 10 ans	-0.00350	-0.00203	0.00828	-0.0477^{--}
	(0.00660)	(0.00954)	(0.00994)	(0.0361)
# Date de construction : entre 10 & 20 ans	-0.00318	0.00194	-0.0193^{--}	-0.0657*
	(0.00625)	(0.00564)	(0.0141)	(0.0394)
# Façade : pierre de taille ; marbre	0.0223^{--}	0.0153	0.0557**	-0.00185
	(0.0155)	(0.0354)	(0.0243)	(0.00514)
# Façade : pierre de meulière	-0.00479	-	0.00276	-
	(0.00444)		(0.00853)	
# Façade : pâte de verre, carrelage, mosaïque	0.00369	0.00152	-	-0.0149
	(0.00456)	(0.00989)		(0.0166)
# Présence d'un balcon	-0.00349	0.00767	-0.0268	-
	(0.0168)	(0.0229)	(0.0258)	
# Présence d'un parking	0.00546	-0.0149	-0.0166	-
	(0.0194)	(0.0216)	(0.0279)	
Accessibilité aux lieux de vie (à pieds)	0.00844	-0.121	-0.108	-0.171^{-}
	(0.0872)	(0.184)	(0.106)	(0.108)
# Grande Couronne	0.0590^{--}	-	-	-

	(1) Île de France	(2) Paris	(3) Petite Couronne	(4) Grande Couronne
	(0.0444)			
# Petite Couronne	0.0992	-	-	-
	(0.119)			
# Paris	0.0967	-	-	-
	(0.131)			
# Tranche d'emplois : > 100 000 emplois	-0.0293	-	-	-
	(0.120)			
Typologie N. Tabard : communes	0.131**	0.560***	0.0364	0.318***
	(0.0561)	(0.171)	(0.0397)	(0.0919)
Cambriolage	-0.00413	-0.00443	-0.00615	-0.234
	(0.0101)	(0.0105)	(0.0227)	(0.235)
# Aucun confort	-0.0265−	-0.0354	-0.00871	-0.0491
	(0.0181)	(0.0369)	(0.0245)	(0.0511)
# Confort insuffisant	0.000974	0.0250	0.000298	-
	(0.0103)	(0.0231)	(0.0136)	
# Confort acceptable	0.0131	0.0235	0.0326−−	0.0331−−
	(0.0189)	(0.0465)	(0.0244)	(0.0256)
# Présence de fissures	0.0198	0.135***	-0.0506−−	0.154**
	(0.0224)	(0.0419)	(0.0384)	(0.0732)
Nombre de problèmes d'ascenseur	-0.00602	-0.000401	-0.00681	-0.0786
	(0.00614)	(0.00660)	(0.0110)	(0.0820)
# Immeuble - Dégradations	0.00350	0.00167	0.00638	0.115
	(0.0129)	(0.0238)	(0.0175)	(0.0926)
# Quartier - Violence	-0.00165	-0.00557	-0.00170	-0.0715−−
	(0.0101)	(0.0201)	(0.0157)	(0.0535)
# Surface inférieure à 9m²	0.00582	0.0250	-0.0141	-
	(0.00816)	(0.0245)	(0.0153)	
# Insonorisation moyenne	0.0197	0.0131	-0.0193	-0.0971
	(0.0347)	(0.0498)	(0.0548)	(0.102)
# Insonorisation médiocre	0.0389	-0.0449	0.0590	-0.382***
	(0.0361)	(0.0591)	(0.0533)	(0.135)
Ménage - Revenu	-0.0499	-0.0124	0.400−	-8.794***
	(0.120)	(0.181)	(0.273)	(1.239)
Ménage - Revenu²	-0.0213	-0.0215	-0.118	4.995***
	(0.0380)	(0.0618)	(0.124)	(1.075)
Ménage - Nombre de pièces nécessaires	0.0855	0.344−−	0.288−	-0.0344
	(0.156)	(0.258)	(0.196)	(0.312)
Ménage - Montant des aides au logement	-0.0158	0.0143	-0.0291	0.124**
	(0.0270)	(0.0353)	(0.0467)	(0.0626)
# Personne de Référence - CDI à temps complet	0.0650**	0.0869**	-0.0799−	0.879***
	(0.0328)	(0.0379)	(0.0492)	(0.182)
Constante	-0.625*	-1.109***	-0.419−−	3.738***
	(0.357)	(0.387)	(0.296)	(0.609)
Interaction				
Maison - Surface	0.0401	-	-0.00641	0.139
	(0.0353)		(0.0223)	(0.543)
Maison - Surface²	-0.0417	-	-0.00671	-0.522
	(0.0370)		(0.0244)	(0.581)
# Maison - Présence d'un jardin	-0.00111	-	0.0248	0.0188
	(0.00408)		(0.0251)	(0.0231)
Maison - Distance du vis-à-vis	-0.00307	-	-0.0129	0.00441
	(0.00615)		(0.0191)	(0.124)
Appartement - Surface	0.0271	0.0278	-	-
	(0.0249)	(0.0567)		
Appartement - Surface²	-0.00728	-0.00812	-	-
	(0.0103)	(0.0182)		
Appartement - Localisation dans immeuble	0.000215	-0.0103	-	-
	(0.00129)	(0.0123)		
Immeuble - Nombre d'étage	-0.000862	0.0147	-	-
	(0.00249)	(0.0176)		
# Immeuble - Présence ascenseur	-0.00116	-0.0138	-	-
	(0.00861)	(0.0182)		
# Immeuble - Présence d'un gardien	-0.000779	0.000501	-	-
	(0.00220)	(0.00554)		
Appartement - Distance du vis-à-vis	0.0000692	0.00259	-	-
	(0.00672)	(0.00824)		
# Dépôt garantie	-0.00139	-0.00206	-0.000920	-0.0215
	(0.00298)	(0.00727)	(0.00436)	(0.0251)
# Tiers garant	0.00474	-0.0177	0.00788	0.0202
	(0.00686)	(0.0198)	(0.0119)	(0.103)
# Date de construction : moins de 10 ans	-0.00390	0.000597	0.0108	-0.00225
	(0.00739)	(0.00318)	(0.0130)	(0.0293)
# Date de construction : entre 10 & 20 ans	-0.00448	0.00135	-0.0220−−	-0.0811*

	(1) Île de France	(2) Paris	(3) Petite Couronne	(4) Grande Couronne
	(0.00878)	(0.00437)	(0.0171)	(0.0468)
# Façade : pierre de taille ; marbre	0.0106	0.00592	0.0442*	-0.00514
	(0.00830)	(0.0141)	(0.0256)	(0.0135)
# Façade : pierre de meulière	-0.00145	-	-0.00185	-0.0234**
	(0.00400)		(0.00593)	(0.0111)
# Façade : pâte de verre, carrelage, mosaïque	0.00328	0.00278	0.00115	0.00708
	(0.00433)	(0.0180)	(0.00264)	(0.0125)
# Présence d'un balcon	-0.00170	0.00515	-0.00949	-
	(0.00823)	(0.0155)	(0.0111)	
# Présence d'un parking	0.00378	-0.00793	-0.0118	-
	(0.0135)	(0.0129)	(0.0201)	
Accessibilité aux lieux de vie (à pied)	-0.000488	-0.00587	0.00797	0.00527
	(0.00505)	(0.00982)	(0.00954)	(0.0183)
# Grande Couronne	0.0143	-	-	-
	(0.0154)			
# Petite Couronne	-0.0208	-	-	-
	(0.0265)			
# Paris	-0.00758	-	-	-
	(0.0134)			
# Tranche d'emplois : entre 20 000 & 100 000 emplois	-0.00479^{-}	-	-	-
	(0.00311)			
# Tranche d'emplois : > 100 000 emplois	0.000682	-	-	-
	(0.00281)			
Typologie N. Tabard : communes	0.0209*	0.0642**	0.0230	0.0452
	(0.0118)	(0.0306)	(0.0255)	(0.0510)
Cambriolage	0.00104	-0.00120	0.00320	-0.502^{--}
	(0.00275)	(0.00374)	(0.0119)	(0.358)
# Aucun confort	0.0196^{--}	0.0254	0.00670	0.0388
	(0.0139)	(0.0273)	(0.0189)	(0.0514)
# Confort insuffisant	-0.000467	-0.0109	-0.000161	-0.00162
	(0.00492)	(0.0128)	(0.00731)	(0.00401)
# Confort acceptable	0.000775	-0.000384	0.0125	-0.00190
	(0.00227)	(0.00435)	(0.0128)	(0.0252)
# Présence de fissures	-0.00442	-0.0104	0.0164	0.0717
	(0.00551)	(0.0265)	(0.0147)	(0.0791)
Immeuble - Nombre de problèmes d'ascenseur	-0.00450	-0.00333	0.00110	-0.185^{--}
	(0.00527)	(0.0549)	(0.00405)	(0.131)
# Immeuble - Dégradations	-0.000630	-0.000354	-0.000940	0.0457
	(0.00243)	(0.00506)	(0.00337)	(0.0959)
# Quartier - Violence	-0.000454	-0.00196	0.0000758	-0.131*
	(0.00280)	(0.00735)	(0.000953)	(0.0779)
# Surface inférieure à 9m^2	-0.00481	-0.0208	0.00945	-
	(0.00689)	(0.0214)	(0.0154)	
# Insonorisation moyenne	-0.00175	-0.000443	0.00349	0.0111
	(0.00361)	(0.00273)	(0.0103)	(0.0255)
# Insonorisation médiocre	-0.00645	0.00141	-0.0124	0.0820
	(0.00700)	(0.00697)	(0.0141)	(0.0980)
Ménage - Revenu	-0.0206	-0.00478	0.190^{--}	-3.578***
	(0.0497)	(0.0702)	(0.136)	(1.067)
Ménage - Revenu^2	-0.0191	-0.0159	-0.156	5.263***
	(0.0342)	(0.0461)	(0.166)	(1.445)
Ménage - Nombre de pièces nécessaires	-0.0131	-0.0202	-0.0678^{--}	0.00647
	(0.0240)	(0.0191)	(0.0472)	(0.0586)
Ménage - Montant des aides au logement	0.00833	-0.00292	0.0191	-0.0747^{-}
	(0.0144)	(0.00791)	(0.0308)	(0.0477)
# Personne de Référence - CDI à temps complet	0.0186*	0.0486*	-0.0214	-0.0229
	(0.0110)	(0.0260)	(0.0168)	(0.131)
Contrôle : *Caractéristiques intrinsèques*	√	√	√	√
Localisation dans l'espace urbain	√	√	√	√
Mauvaises conditions de logement	√	√	√	√
Caractéristiques individuelles	√	√	√	√
Correction : *Heckman*	√	√	√	√
Nb d'observations	1002	404	343	179

Standard errors in parentheses
$^{--}$ $p < 0.2$, $^{-}$ $p < 0.15$, * $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$

Source : *Auteur, ENL96*

Table 1.18 – Décomposition d'Oaxaca & Blinder sur les habitants de Paris (exhaustif)

	Bon état de la façade	Appartements Haussmanniens	Ménages aux revenus moyens	Ménages en surpeuplement
Log(Loyer des Français) moyen	8.251***	8.168***	8.277***	8.102***
	(0.123)	(0.174)	(0.171)	(0.224)
Log(Loyer des Immigrés) moyen	7.882***	7.716***	7.806***	7.578***
	(0.146)	(0.114)	(0.115)	(0.0835)
⋆ Difference	0.369*	0.452**	0.472**	0.524**
	(0.191)	(0.208)	(0.205)	(0.239)
⋆ Endowments	0.273*	0.337***	0.219−	0.205**
	(0.166)	(0.126)	(0.143)	(0.104)
⋆ Coefficients	0.126	0.146	0.403*	0.340−−
	(0.137)	(0.245)	(0.233)	(0.259)
⋆ Interaction	-0.0292	-0.0305	-0.150	-0.0209
	(0.120)	(0.143)	(0.144)	(0.135)
Endowments				
Appartement - Surface	-0.0272	0.108−−	0.130−	-0.112
	(0.0466)	(0.0784)	(0.0897)	(0.0948)
Appartement - Surface²	-0.00159	-0.00395	0.0652	0.0922
	(0.0103)	(0.0146)	(0.0759)	(0.101)
Appartement - Localisation dans immeuble	-0.000111	0.0636*	-0.0243	-0.000145
	(0.00629)	(0.0383)	(0.0316)	(0.00371)
Immeuble - Nombre d'étage	-0.0159	-0.118**	-0.000934	-0.000738
	(0.0284)	(0.0578)	(0.0112)	(0.0111)
# Immeuble - Présence ascenseur	0.00136	0.0163	-0.0114	0.0237
	(0.0159)	(0.0185)	(0.0483)	(0.0259)
# Immeuble - Présence d'un gardien	-0.00120	0.00242	0.0284	-0.00258
	(0.00723)	(0.00993)	(0.0457)	(0.0151)
Appartement - Distance du vis-à-vis	-0.00132	0.000632	-0.0115	0.00127
	(0.00748)	(0.00615)	(0.0148)	(0.00907)
# Dépôt garantie	-0.0178	-0.000378	0.00515	-
	(0.0359)	(0.00513)	(0.0320)	
# Tiers garant	0.00777	0.0400−	0.0900	-
	(0.0176)	(0.0276)	(0.0709)	
# Date de construction : moins de 10 ans	0.0153	-	-0.00590	-
	(0.0254)		(0.0148)	
# Date de construction : entre 10 & 20 ans	-0.000168	-	0.00194	-
	(0.0329)		(0.0358)	
# Façade : pierre de taille ; marbre	0.00132	0.0406−−	-0.0323	-
	(0.0153)	(0.0289)	(0.0296)	
# Façade : pâte de verre, carrelage, mosaïque	-0.00961	-	-	-
	(0.0207)			
# Présence d'un balcon	-0.00731	-0.000783	-0.0140	-
	(0.0184)	(0.00398)	(0.0181)	
# Présence d'un parking	0.00704	-	0.0210	-
	(0.0243)		(0.0439)	
Accessibilité aux lieux de vie (à pied)	0.00735	0.00866	-0.00851	0.000270
	(0.0155)	(0.0120)	(0.0133)	(0.00213)
Typologie N. Tabard : communes	-0.00153	-0.00894	0.000614	-0.0350−
	(0.00794)	(0.0311)	(0.0253)	(0.0237)
Cambriolage	-	-0.000179	-0.00716	0.00437
		(0.00217)	(0.0447)	(0.0135)
# Aucun confort	0.159*	0.0855*	0.0873*	0.0811*
	(0.0847)	(0.0485)	(0.0475)	(0.0450)
# Confort insuffisant	0.0753	0.0460	0.00785	0.0719
	(0.0747)	(0.0570)	(0.0854)	(0.0654)
# Confort acceptable	-0.00906	0.00268	-0.0378	-0.00460
	(0.0314)	(0.00808)	(0.0691)	(0.0107)
# Présence de fissures	0.0366	0.0229	-0.0156	0.0235
	(0.0477)	(0.0527)	(0.0323)	(0.0388)
Immeuble - Nombre de problèmes d'ascenseur	0.0562	-	-0.0369	-0.0182
	(0.0777)		(0.0292)	(0.0419)
# Immeuble - Dégradations	-0.000121	-0.00488	-0.00807	-0.00338
	(0.0104)	(0.00960)	(0.0128)	(0.00866)
# Quartier - Violence	0.00941	0.00457	-0.0109	0.00443
	(0.0371)	(0.0126)	(0.0175)	(0.0121)
# Surface inférieure à 9m²	-0.0126	0.0179	-0.0177	0.0272
	(0.0179)	(0.0188)	(0.0192)	(0.0222)
# Insonorisation moyenne	0.00610	-0.000153	0.000596	-0.00250
	(0.0175)	(0.00219)	(0.0319)	(0.0116)

	Bon état de la façade	Appartements Haussmanniens	Ménages aux revenus moyens	Ménages en surpeuplement
# Insonorisation médiocre	0.0322	-0.000956	-0.0351	0.000237
	(0.0412)	(0.00733)	(0.0456)	(0.00569)
Ménage - Revenu	-0.0227	-0.0136	0.0307	0.00198
	(0.0545)	(0.0777)	(0.0837)	(0.0234)
Ménage - Revenu²	-0.0164	0.0125	-0.0277	-0.00420
	(0.106)	(0.0526)	(0.0773)	(0.0288)
Ménage - Nombre de pièces nécessaires	-0.00673	0.0122	0.0382^{--}	0.0358
	(0.0537)	(0.0164)	(0.0281)	(0.0295)
Ménage - Montant des aides au logement	-0.00577	0.00270	0.0240	0.0192
	(0.0197)	(0.0109)	(0.0459)	(0.0192)
# Personne de Référence - CDI à temps complet	0.0152	0.00175	-0.00655	0.00114
	(0.0315)	(0.0144)	(0.0164)	(0.00712)
Coefficients				
Appartement - Surface	0.647**	0.0542	-0.248	1.735*
	(0.284)	(0.298)	(0.486)	(0.984)
Appartement - Surface²	-0.0609	-0.0161	-0.222	-0.843*
	(0.0799)	(0.0905)	(0.237)	(0.445)
Appartement - Localisation dans immeuble	0.0408	-0.301**	0.0258	0.0720
	(0.115)	(0.145)	(0.0799)	(0.171)
Immeuble - Nombre d'étage	0.338^{-}	0.867***	-0.0855	0.00271
	(0.234)	(0.311)	(0.100)	(0.169)
# Immeuble - Présence ascenseur	0.166^{--}	-0.0251	0.271***	-0.00684
	(0.128)	(0.0475)	(0.0945)	(0.114)
# Immeuble - Présence d'un gardien	-0.0281	0.0123	0.218***	0.0397
	(0.113)	(0.0823)	(0.0779)	(0.111)
Appartement - Distance du vis-à-vis	-0.0747	0.133	0.0822	0.149
	(0.240)	(0.195)	(0.154)	(0.243)
# Dépôt garantie	-0.0535	0.169^{--}	-0.0179	-
	(0.109)	(0.119)	(0.0969)	
# Tiers garant	-0.0321	-0.0654	-0.204**	-
	(0.0651)	(0.0560)	(0.0831)	
# Date de construction : moins de 10 ans	0.0238	-	-0.0198	-
	(0.0309)		(0.0254)	
# Date de construction : entre 10 & 20 ans	0.0307	-	-0.0300	-
	(0.0321)		(0.0321)	
# Façade : pierre de taille ; marbre	-0.0413	-0.0376	0.0858*	-
	(0.0652)	(0.0544)	(0.0487)	
# Façade : pâte de verre, carrelage, mosaïque	0.0152	-	0.00230	-
	(0.0309)		(0.00530)	
# Présence d'un balcon	0.0384	0.00559	0.0243	-
	(0.0666)	(0.0358)	(0.0291)	
# Présence d'un parking	-0.0260	-	0.101*	-
	(0.0348)		(0.0598)	
Accessibilité aux lieux de vie (à pied)	-0.131	-0.201	0.0664	-0.160
	(0.341)	(0.313)	(0.233)	(0.413)
Typologie N. Tabard : communes	0.336^{--}	0.389^{--}	0.192	0.649**
	(0.242)	(0.284)	(0.224)	(0.314)
Cambriolage	-	0.000604	0.0554^{--}	0.000917
		(0.0250)	(0.0417)	(0.0194)
# Aucun confort	0.129*	-0.00174	0.0615	0.0503
	(0.0671)	(0.0862)	(0.0495)	(0.101)
# Confort insuffisant	0.0833^{-}	0.0856^{-}	0.0808^{--}	0.0899^{--}
	(0.0538)	(0.0526)	(0.0584)	(0.0681)
# Confort acceptable	0.0812	-0.0270	0.262***	0.0166
	(0.0759)	(0.0822)	(0.0866)	(0.0745)
# Présence de fissures	0.116^{-}	0.228***	0.0595^{-}	0.129*
	(0.0779)	(0.0802)	(0.0403)	(0.0772)
Immeuble - Nombre de problèmes d'ascenseur	-0.0193	-	0.0108	0.00170
	(0.0292)		(0.0131)	(0.00674)
# Immeuble - Dégradations	0.0178	-0.00825	0.0153	0.00568
	(0.0300)	(0.0453)	(0.0193)	(0.0466)
# Quartier - Violence	-0.0476	-0.0148	0.0271	-0.0268
	(0.0420)	(0.0348)	(0.0256)	(0.0390)
# Surface inférieure à 9m²	-0.00544	0.0416	-0.0177	0.0634
	(0.0173)	(0.0728)	(0.0192)	(0.0672)
# Insonorisation moyenne	0.0284	-0.00257	0.0972^{-}	0.0673
	(0.0931)	(0.0934)	(0.0618)	(0.0942)
# Insonorisation médiocre	-0.146**	-0.0841	0.124**	-0.0741
	(0.0675)	(0.116)	(0.0617)	(0.122)
Ménage - Revenu	0.671*	0.126	3.024^{-}	0.433
	(0.383)	(0.333)	(1.969)	(0.516)
Ménage - Revenu²	-0.441*	-0.0494	-1.493^{-}	-0.185
	(0.249)	(0.107)	(0.986)	(0.189)

	Bon état de la façade	Appartements Haussmanniens	Ménages aux revenus moyens	Ménages en surpeuplement
Ménage - Nombre de pièces nécessaires	-0.947***	0.397	0.958**	1.061−−
	(0.350)	(0.440)	(0.394)	(0.804)
Ménage - Montant des aides au logement	0.0755−	0.0892	0.0988*	0.0181
	(0.0476)	(0.0799)	(0.0522)	(0.0693)
# Personne de Référence - CDI à temps complet	0.0260	0.0916	0.0834−−	0.122
	(0.0450)	(0.0722)	(0.0600)	(0.105)
Constante	-0.683	-1.711**	-3.288***	-3.071***
	(0.641)	(0.829)	(1.136)	(1.134)
Interactions				
Appartement - Surface	0.0858	0.0162	-0.0499	0.229
	(0.118)	(0.0895)	(0.100)	(0.198)
Appartement - Surface^2	0.00605	-0.00245	-0.0790	-0.152
	(0.0320)	(0.0156)	(0.0939)	(0.175)
Appartement - Localisation dans immeuble	0.00252	-0.0615−−	0.0130	-0.000330
	(0.00895)	(0.0447)	(0.0405)	(0.00840)
Immeuble - Nombre d'étage	0.0166	0.122*	0.00113	0.000319
	(0.0295)	(0.0701)	(0.0136)	(0.0199)
# Immeuble - Présence ascenseur	-0.00211	-0.0109	0.0126	-0.00255
	(0.0246)	(0.0220)	(0.0534)	(0.0426)
# Immeuble - Présence d'un gardien	0.00172	-0.000545	-0.0243	0.00114
	(0.00820)	(0.00425)	(0.0395)	(0.00736)
Appartement - Distance du vis-à-vis	0.00217	-0.00105	-0.00779	-0.00160
	(0.00908)	(0.0102)	(0.0164)	(0.0116)
# Dépôt garantie	0.00508	0.00216	-0.000570	-
	(0.0143)	(0.0289)	(0.00468)	
# Tiers garant	-0.00734	-0.0476	-0.100	-
	(0.0180)	(0.0445)	(0.0795)	
# Date de construction : moins de 10 ans	-0.0118	-	0.00929	-
	(0.0217)		(0.0224)	
# Date de construction : entre 10 & 20 ans	0.000172	-	-0.00184	-
	(0.0336)		(0.0339)	
# Façade : pierre de taille ; marbre	-0.000824	-0.0227	0.0451	-
	(0.00967)	(0.0341)	(0.0381)	
# Façade : pâte de verre, carrelage, mosaïque	0.00771	-0.000164	0.00319	-
	(0.0190)	(0.00549)	(0.00724)	
# Présence d'un balcon	0.00889	-0.000595	0.0131	-
	(0.0203)	(0.00452)	(0.0190)	
# Présence d'un parking	-0.00407	-0.00984	-0.0207	-
	(0.0147)	(0.0113)	(0.0435)	
Accessibilité aux lieux de vie (à pied)	-0.00522	-0.0117	0.00433	-0.000971
	(0.0149)	(0.0207)	(0.0156)	(0.00710)
Typologie N. Tabard : communes	0.0114	0.0630	0.0253	0.0751−
	(0.0207)	(0.0505)	(0.0318)	(0.0507)
Cambriolage	0.00136	-0.0000867	0.00707	0.000255
	(0.00685)	(0.00361)	(0.0442)	(0.00543)
# Aucun confort	-0.0986−	0.00136	-0.0517	-0.0308
	(0.0612)	(0.0675)	(0.0443)	(0.0628)
# Confort insuffisant	-0.0498	-0.0273	-0.00577	-0.0377
	(0.0512)	(0.0363)	(0.0629)	(0.0424)
# Confort acceptable	0.00771	-0.00210	0.0375	0.00219
	(0.0270)	(0.00835)	(0.0686)	(0.0108)
# Présence de fissures	-0.0293	-0.0205	0.0106	-0.0191
	(0.0398)	(0.0476)	(0.0225)	(0.0331)
Immeuble - Nombre de problèmes d'ascenseur	-0.0582	0.00563	0.0294	0.0109
	(0.0786)	(0.00963)	(0.0269)	(0.0426)
# Immeuble - Dégradations	-0.00795	0.00277	0.0101	-0.00101
	(0.0148)	(0.0155)	(0.0154)	(0.00860)
# Quartier - Violence	-0.00664	-0.00227	0.0136	-0.00456
	(0.0264)	(0.00796)	(0.0208)	(0.0135)
# Surface inférieure à 9m^2	0.00435	-0.0366	0.0177	-0.0457
	(0.0142)	(0.0648)	(0.0192)	(0.0530)
# Insonorisation moyenne	-0.00517	0.0000720	-0.000496	0.00346
	(0.0180)	(0.00267)	(0.0265)	(0.0163)
# Insonorisation médiocre	-0.0361	0.00193	0.0254	0.00657
	(0.0460)	(0.0146)	(0.0342)	(0.0170)
Ménage - Revenu	0.0661	0.0493	0.175	-0.00388
	(0.132)	(0.131)	(0.192)	(0.0459)
Ménage - Revenu^2	0.0281	-0.0344	-0.155	0.00682
	(0.182)	(0.0763)	(0.186)	(0.0470)
Ménage - Nombre de pièces nécessaires	0.00618	-0.0151	-0.121*	-0.0852
	(0.0493)	(0.0239)	(0.0668)	(0.0800)
Ménage - Montant des aides au logement	0.0110	-0.0229	-0.0215	0.00710
	(0.0370)	(0.0301)	(0.0415)	(0.0277)
# Personne de Référence - CDI à temps complet	0.0211	0.0352	0.0361	0.0212

	Bon état de la façade (0.0369)	Appartements Haussmanniens (0.0345)	Ménages aux revenus moyens (0.0315)	Ménages en surpeuplement (0.0336)
Contrôle : *Caractéristiques intrinsèques*	√	√	√	√
Localisation dans l'espace urbain	√	√	√	√
Mauvaises conditions de logement	√	√	√	√
Caractéristiques individuelles	√	√	√	√
Correction : *Heckman*	√	√	√	√
Nombre d'observations	215	244	186	186

Standard errors in parentheses

$^{--}$ $p < 0.2$, $^{-}$ $p < 0.15$, * $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$

Source : *Auteur, ENL96*

Deuxième partie

LES CONTRAINTES AU CŒUR DU MÉNAGE

Chapitre 2

La mise en ménage

Les modèles de choix résidentiels, tels qu'ils sont présentés dans la littérature, cherchent à expliquer le processus par lequel l'intégralité du ménage prend ses décisions de déménagement et de localisation résidentielle. Bon nombre de recherches montrent que le comportement résidentiel correspond à un processus d'adéquation entre la taille du ménage et celle du logement (Lelièvre, 1990[117]). En ce sens, Baccaini (1994)[9] montre, entre autre, que la naissance du premier enfant est un déterminant majeur de la mobilité, alors que les suivantes n'ont que peu d'effet sur celle-ci. Un changement de logement peut également être motivé par un changement d'emploi comme le montrent les études menées par Brutel, Jegou et Rieu (2000)[43] ou encore Chiappori, DePalma et Picard (2014)[52], ou l'inverse dans certains cas ; toutefois, la perte d'un emploi ne s'accompagnera pas forcément d'une modification de logement. En outre, Debrand et Taffin (2005)[61] montrent que les événements familiaux jouent un rôle plus important dans la décision de la mobilité résidentielle que ceux liés à l'emploi. De la même façon, Gobillon (2001)[88] affirme que les mobilités de courtes distances ne suivent pas le même processus que celles des mobilités de longues distances en précisant que les mobilités intra-communales sont plutôt déterminées par des événements liés aux caractéristiques du ménage, tandis que celles de inter-régionales sont d'avantage associées à une mobilité professionnelle. La littérature, comptant les travaux de Mills (1990)[137], Cho (1997)[54], Skaburskis (1999)[160], a également cherché à comprendre les facteurs expliquant le choix de la localisation résidentielle et du statut d'occupation, en montrant la faible mobilité des propriétaires fonciers par rapport aux locataires. Enfin, Driant, Drosso et Vignal (2005)[70] s'intéressent à la mobilité résidentielle des retraités dans un contexte de vieillissement de la population.

Cette vaste littérature empirique a le mérite d'étudier la question de la mobilité résidentielle à travers la plupart des stades du cycle de vie du ménage, mais envisage le ménage comme une entité unique et indivisible, qu'il soit constitué d'un célibataire ou d'un couple, alors que le processus de décision n'est pas le même. Ces choix résidentiels, souvent basés sur les caractéristiques du chef de ménage, ne tiennent compte ni de celles de sa compagne, ni des interactions entre les agents et laissent sous entendre que les membres du ménage effectuent des choix similaires, ou encore qu'il existe un agent altruiste prenant les décisions efficaces au sens de Pareto

pour l'ensemble du ménage, ce qui a été empiriquement contesté sur des données de consommation et d'offre de travail (entre autre, Bourguignon, Browing, Chiappori et Lechêne (1993)[32], (1994)[37], Browing et Chiappori (1998)[38], Fortin et Lacroix (1997)[79]). La littérature théorique relative aux choix de consommation des ménages a tenté d'apporter une réponse aux critiques adressées aux modèles unitaires, en intégrant la dimension d'une pluralité des décideurs au sein du ménage. Le choix résidentiel de la mise en ménage, c'est-à-dire le passage du logement que les agents occupent seuls, à celui où ils partagent un logement en couple, n'ayant, toutefois, pas été traité, présenterait l'avantage d'étudier les mécanismes par lesquels l'homme et la femme s'accordent sur un choix résidentiel commun, en s'appuyant sur une vision pluridimensionnelle des préférences du ménage. Différents modèles collectifs se sont développés, dont certains sont basés sur la théorie axiomatique de la négociation (Nash, 1950) : le ménage y est représenté comme un lieu de négociation où les agents coopèrent afin de s'accorder sur une décision commune. Ces modèles permettent, en outre, l'introduction de facteurs de distribution qui influencent le processus de décision du ménage à travers la distribution des gains, en n'affectant ni les préférences individuelles, ni la contrainte budgétaire du couple. Le principe de ces modèles repose sur des concepts de la Théorie des Jeux, où chaque membre propose à l'autre joueur un ensemble de décisions qui lui procure un niveau de satisfaction supérieur à une situation qu'il qualifiera de critique. Si aucun accord ne peut s'avérer mieux que cette situation critique, le joueur a la possibilité d'arrêter la négociation. La crédibilité de cette menace influence ainsi la distribution des gains entre les joueurs, dans le sens où plus l'utilité obtenue par un agent en cas de désaccord est importante, plus la part du surplus qu'il obtient d'un accord est élevé. Dans la littérature, la solution résultant de l'arrêt des négociations est assez arbitraire : Manser & Brown (1980)[128], McElroy & Horney (1981)[132] établissent un modèle coopératif, dans un cadre marital, dans lequel le point de menace, c'est-à-dire la situation des individus en cas de litige, dépend du salaire qui est offert à l'agent, de la législation sur le divorce et de la garde des enfants, ainsi que des possibilités de se remarier. Ulph (1988)[168] & Woolley (1988)[76] utilisent un point de menace associé à un jeu non-coopératif entre les membres du ménage. Certains auteurs, comme Bergstrom (1996)[22], considèrent une situation plus pragmatique dans laquelle les négociations quotidiennes au sein d'un couple se pratiquent sous contrainte d'un risque de situation conflictuelle et de mésentente : il évoque les "mots désagréables et les toasts brûlés" plutôt que le divorce comme point de menace. D'autres, comme Lundberg & Pollak (1993)[125], suggèrent que le point de menace est constitué par les utilités obtenues lorsque les partenaires se consacrent à des tâches qui leur sont attribuées par les normes sociales ou la tradition. Une grande lacune de ces modèles repose sur l'impossibilité d'expliquer formellement comment ces points de menace sont déterminés. Browing, Chiappori et Lechene (2010)[39] avancent simplement l'argument selon lequel les agents qui ne coopèrent pas, ont intérêt à se répartir les tâches quotidiennes en sphères disjointes. Certaines applications empiriques ont vu le jour dans le cadre du marché du mariage (Browning, Chiappori et Weiss (2011)[41]) ou encore celles relatives à l'impact de la richesse individuelle sur la répartition des ressources au sein du ménage (Iyigun et Walsh (2007)[106]). Ces modèles reposent sur l'hypothèse selon laquelle les décisions prises, mènent, la plupart du temps, à

des allocations efficaces au sens de Pareto : à l'équilibre, il n'est pas possible d'améliorer le bien-être d'un membre sans détériorer celui d'un autre. Chen & Woolley (2001)[47] proposent néanmoins un modèle de négociation où les points de menace coïncident avec le niveau d'utilité obtenu dans un jeu non-coopératif où les solutions ne mènent pas à des solutions efficaces au sens de Pareto. Lundberg & Pollak (2003)[126] montrent qu'un jeu de Nash répété mène généralement à une infinité d'équilibres et que ceux-ci ne sont pas forcément efficaces : lorsqu'une décision actuelle affecte la répartition du pouvoir à venir, alors les allocations ont davantage de chances d'être inefficaces, si les joueurs ont la possibilité d'exploiter un avantage de pouvoir résultant d'une décision antérieure. Leur travail met en scène un couple, où l'homme reçoit une opportunité professionnelle qui contraint le couple à déménager, tel qu'il est optimal pour le couple de l'accepter. Toutefois, cette mobilité implique que sa compagne perde, dans un premier temps, son emploi, et, une partie de son pouvoir de négociation au sein du ménage, dans un second. Cette situation implique une répartition inefficace des allocations futures au sens inconditionnel, malgré le fait que cette mobilité soit initialement avantageuse pour le ménage.

Nous proposons, tout d'abord, une approche théorique de ce choix résidentiel particulier : le couple, dont les membres occupent, séparément, un logement au moment de la discussion, est amené à choisir un lieu de résidence commun parmi un ensemble de logements, constitué du domicile de l'homme, de celui de la femme et des autres logements disponibles sur le marché. Le couple, faisant face à des préférences différentes de celles d'agents vivant seuls, choisit l'option qui maximise son bien-être étant donnée sa contrainte de budget ; les deux logements que les agents occupent séparément, présentent des caractéristiques qui satisfont, *à priori*, pleinement leurs besoins individuels, étant donnée leur propre budget. L'étude du premier choix résidentiel du couple tel que nous le proposons, place cette décision résidentielle dans un cadre théorique particulier par rapport aux autres : contrairement aux autres mobilités résidentielles, celle-ci repose sur le fait que les deux agents ne sont pas forcément amenés, tous les deux, à quitter le logement qu'ils occupent seuls et la spécificité de la menace repose sur une situation objective et non sur l'intuition du théoricien. Nous présentons, dans un premier temps, un cadre coopératif de Nash dans lequel les agents choisissent, de façon efficace au sens de Pareto, un logement commun, en procédant à une négociation de la répartition des gains résidentiels liés au passage du logement occupé avant la mise en ménage, à celui occupé en couple. Dans un second temps, nous proposons une vision plus élargie du modèle statique de Nash, en étudiant les implications du choix du premier logement commun sur les décisions futures du couple dans un environnement non stationnaire : selon le choix du premier logement commun effectué, certaines allocations futures sont susceptibles d'être porteuses d'inefficacités sans la possibilité d'accords particuliers et tenables entre les agents. Le modèle de négociation de Nash offre un cadre structurel puissant au problème de choix du premier logement commun du couple, mais présente l'inconvénient d'être difficilement estimable du fait du peu d'informations relatifs aux points de menace. Ainsi, comme aucune donnée ne permet d'estimer d'un tel modèle, nous proposons, à travers l'élaboration de scénarios simples, de calculer des probabilités expérimentales pour qu'un jeune ménage choisisse d'occuper, ensemble,

le logement que l'homme occupe avant la mise en ménage, celui de la femme ou de renoncer à ces deux logements-ci, à partir de l'estimation d'un modèle logit multinomial sur un échantillon de "jeunes ménages" français issus de l'*Enquête Nationale Logement* de 2002, fournie par l'INSEE. Ces ménages sont ceux dont la mise en ménage a eu lieu moins de quatre ans avant la date de l'enquête et dont les deux agents ne quittent pas le logement parental pour se mettre en ménage.

2.1 Modèle théorique

Soient un homme et une femme (notés $i = \{H; F\}$) en couple et vivant dans deux logements distincts. Ils discutent de la possibilité de vivre, ensemble, au sein d'un même logement et décident de choisir ce logement commun parmi un ensemble de K logements.

Utilités

Les deux agents présentent des préférences propres sur des biens de consommation homogènes, constituant les arguments de leurs fonctions d'utilité respectives. Outre leur consommation résiduelle, X_i, chaque individu possède des préférences vis-à-vis du bien résidentiel commun, l_k. Ainsi, chaque agent i atteint un niveau d'utilité $U_i^{l_k}$ en occupant un logement l_k composé des caractéristiques Q^{l_k} :

$$U_i^{l_k} = U_i^{l_k}(X_i; Q^{l_k}) \qquad \forall i = \{H; F\} \qquad \& \qquad \forall k$$

Contraintes du ménage

Technologie de consommation

Les logements sont définis par un ensemble de M caractéristiques homogènes et disponibles en quantités variables : $Q^{l_k} = (q_1^{l_k}; \ldots; q_M^{l_k})$ avec $q_m^{l_k}$ désignant la quantité de la caractéristique m présente dans le logement l_k.

Dans la plupart des articles, le logement est présenté comme un bien public pur [1]. Toutefois, cette propriété que l'on confère volontiers au logement, peut être amplement critiquée : tandis que dans sa globalité, il peut être vu comme un bien public, c'est-à-dire un bien consommé simultanément par tous les habitants, certaines pièces peuvent l'être de façon rivales, voire exclusive : certaines caractéristiques m sont consommées de façon publique par les agents, tandis que d'autres le sont de manière privée. En effet, comme le bien résidentiel est un bien diversifié, certaines de ses caractéristiques, comme le salon, vont être utilisées de façon non-rivale et non-exclusive par l'ensemble des membres du ménage, contrairement à certaines autres caractéristiques. Nous pouvons même pousser la réflexion jusqu'à dire qu'en fonction du moment de la journée, le caractère privé / public d'une pièce peut être reconsidéré : tandis qu'en journée le salon peut être vu comme un lieu de vie commun, il peut devenir un lieu privé, voir exclusif lorsque les autres membres du ménage sont couchés. Ainsi, la frontière entre la notion de bien privé/bien public étant non seulement mal-définie, mais également différente selon les couples, comme la préférence pour une salle de bain commune ou parentale, par exemple.La localisation dans l'espace urbain est, sans conteste, une des rares caractéristiques partagées par

1. un bien ou un service dont l'utilisation est non-rivale et non-exclusive :
non-rivalité : la consommation du bien par un individu ne prive pas un autre individu de le consommer de la même manière.
non-exclusion : une personne ne peut en aucun cas être privée de consommer ce bien. La consommation d'un bien public ne peut pas être individualisée

tous les membres du ménage, et, consommée de façon publique : sa consommation par les uns n'empêche pas celle des autres et reste disponible pour tous. De plus, contrairement à un bien public pur, le logement doit être adapté à la taille du ménage, ce qui implique, concrètement, que le logement est davantage un bien public sujet à congestion lorsque le nombre d'habitants augmente : le salon, vu comme un lieu de vie commun, peut s'avérer trop étroit à mesure que la famille s'agrandit.

Des études, comme celles de Browning, Chiappori et Lewbel (2013)[40], proposent de convertir la consommation publique du ménage en *équivalents-biens-privés* à partir d'une technologie de consommation qui capte toutes les économies d'échelle. Leur modèle est totalement identifié grâce à l'hypothèse selon laquelle les individus d'un même sexe présenteraient les mêmes préférences vis-à-vis des *équivalents-biens-privés*, qu'ils soient célibataires ou en couple. Vermeulen & Watteyne (2003)[170] proposent une simplification de ce modèle, en s'appuyant sur la même hypothèse et en fixant *à priori* les biens consommés de façon publique et ceux consommés de façon privée dans le couple. L'idée est attrayante, mais considérer une telle hypothèse dans notre contexte, manque particulièrement de pertinence, dans le sens où le logement peut être choisi de façon à anticiper les besoins à venir du ménage, comme une chambre supplémentaire pour une naissance future. Ainsi, le fait que le bien résidentiel soit sujet à congestion, dans un contexte de mise en ménage, implique qu'il est impossible pour nous d'établir de telles échelles d'équivalence. Il s'agit là de la première limite de notre modèle, qui se traduit par l'impossibilité de tester empiriquement notre modèle.

Contrainte de logements

Le marché immobilier constitué de K logements, regroupe les deux logements que les agents occupent séparément au moment de la discussion, l_i, ainsi que l'ensemble des logements disponibles sur le marché. Le parc immobilier est ainsi décrit par le vecteur $Q^K = \{Q^{l_H}; Q^{l_F}; Q^{l_1}; Q^{l_2}; \ldots; Q^{l_{K-2}}\}$.

Le couple peut choisir de se loger dans un des logements qu'ils occupent séparément au moment de la discussion ou dans un autre logement disponible sur le marché. L'ensemble des choix possibles est représenté par un ensemble de logements Ω^{l_k} :

$$\Omega^{l_k} = \{l_H; l_F\} \cup \{l_1; \ldots; l_{K-2}\}$$

Contrainte budgétaire

En plus des éléments qui composent habituellement la contrainte budgétaire d'un ménage (dépenses en consommation, $(X_H + X_F) + P^{l_k}.Q^{l_k}$ avec P^{l_k} le prix du logement l_k et le revenu, $(Y_H + Y_F)$), nous ajoutons deux termes représentant les coûts résultant de la mobilité individuelle, dans le sens où les deux agents ne sont pas, tous deux, amenés à quitter leurs logements respectifs : soit m_i une indicatrice valant 1 si l'individu quitte le logement qu'il occupe au moment de la discussion, 0 sinon. Soient $C_i^{l_k}$ le coût lié à la mobilité et $\psi_i^{l_k}$ le coût psychologique de l'individu

i pour se rendre dans le logement l_k. Déménager pour un logement que l'on ne connait pas implique, en effet, un coût psychologique plus ou moins important, et propre à chaque individu, qui affecte le niveau de satisfaction du ménage. Ce coût psychologique comprend, entre autre, le désagrément de quitter et de remettre sur le marché, le logement qui correspond, *à priori*, au mieux à ses besoins individuels.

$$[X_H+X_F]+P^{l_k}.Q^{l_k}+m_H(C_H^{l_k}+\psi_H^{l_k})+m_F(C_F^{l_k}+\psi_F^{l_k}) \leq Y_H+Y_F \qquad l_k \in \{l_H;l_F;l_1;...;l_{K-2}\} \tag{2.1}$$

Ainsi, si le choix du logement commun se porte sur celui que la femme (respectivement l'homme) occupe au moment de la discussion, seul l'homme (respectivement la femme) quitte son logement, impliquant par là, la nullité du terme m_F (respectivement m_H) et la contrainte budgétaire du couple prend uniquement en compte les coûts de déplacement et les coûts psychologiques de l'homme, $m_H(C_H^{l_k} + \psi_H^{l_k})$ (respectivement de la femme, $m_F(C_F^{l_k} + \psi_F^{l_k})$). Par contre, si le couple s'accorde sur un autre logement que celui de l'homme ou de la femme, alors les deux agents quittent leurs logements respectifs et les deux indicatrices, m_H et m_F, prennent la valeur 1 ; la contrainte budgétaire contient désormais la somme des deux termes $m_H(C_H^{l_k} + \psi_H^{l_k}) + m_F(C_F^{l_k} + \psi_F^{l_k})$.

Représentation élémentaire

La décision du couple d'habiter un même logement, est prise conditionnellement au fait qu'un accord mutuellement bénéfique soit passé : chacun des agents doit atteindre un niveau de satisfaction au moins égal à celui qu'ils obtiennent en vivant séparément. Un tel accord est supposé remplir les conditions de maximisation des fonctions des gains de Nash et les solutions sont supposées efficaces au sens de Pareto, sous l'hypothèse de symétrie d'information. L'argument principal mis en avant, et qui semble intuitif, repose sur le fait que la volonté de cohabiter, suppose un désir au moins minimal, de coopération. On peut interpréter la recherche de l'efficacité parétienne comme une traduction minimaliste de ce désir de coopération. Le processus de décision s'articule autour d'une négociation portant sur le choix des caractéristiques du logement commun ; toutefois, le processus menant à l'accord reste mal défini.

En posant $\overline{V}_i$ l'utilité indirecte obtenue par l'individu i en cas de désaccord, la différence $U_i(X_i; Q^{l_k}) - \overline{V}_i$ représente les gains à la coopération de l'individu i. Dans le cadre qui est le nôtre, le niveau d'utilité minimal que l'individu obtient en cas d'arrêt de la négociation, appelé "point de menace", et que nous qualifions de "naturel", est simplement la situation résidentielle au moment de la discussion : il s'agit d'une situation de statu quo. En effet, l'individu i stoppe la négociation dès lors que les seuls logements communs qui lui sont proposés par son conjoint, lui procure un niveau de satisfaction strictement inférieur à celui qu'il atteint en occupant le logement qui est le sien au moment de la discussion, soit $\overline{V}_i = \overline{V}_i(P^{l_i})$. Ainsi, l'agent i est disposé à un accord dès lors que les logements qui lui sont proposés

vérifient la relation suivante : $U_i(X_i; Q^{l_k}) - \overline{V}_i(P^{l_i}; Y_i) \geq 0$.

Ces logements sont eux-mêmes le résultat d'un programme d'optimisation individuel, auxquels ils ont fait face par le passé et auxquels les préférences du conjoint n'intervenaient pas : $\overline{V}_i(P^{l_i}; Y_i)$.

$$\overline{V}_i = \max_{Q^{l_i}} \quad \overline{U}_i(X_i; Q^{l_i}) \qquad \forall i = \{H; F\} \tag{2.2}$$
$$s/c \begin{cases} X_i + P^{l_i}.Q^{l_i} \leq Y_i \\ l_i \in \{l_1; \ldots; l_K\} \\ Q^{l_i} = \{q_1^{l_i}; \ldots; q_M^{l_i}\} \end{cases}$$

avec Y_i le revenu de l'agent i, P^{l_i} le prix du logement qu'il occupe ; nous prenons le prix des biens privés comme numéraires. Ainsi, le logement l_i est supposé répondre, au mieux, aux besoins de l'individu i lorsqu'il vit sans son partenaire actuel.

La fonction d'utilité collective du couple dépend des niveaux d'utilités que les deux agents atteignent en occupant le logement l_k, ainsi que des logements qu'ils occupent séparément, à travers leurs points de menace respectifs. Formellement, cela s'écrit :

$$U^{l_k} = [U_H(X_H; Q^{l_k}) - \overline{V}_H] * [U_F(X_F; Q^{l_k}) - \overline{V}_F]$$

Le problème d'optimisation auquel fait face le couple au moment de la discussion, relève de la maximisation de la fonction U^{l_k}, sous les contraintes de budget, de disponibilité des logements et de la technologie de consommation du logement, propre à chaque couple. Analytiquement, le choix du premier logement commun du couple, se résume par le problème d'optimisation suivant :

$$\max_{Q^{l_k^*}} \quad [U_H(X_H; Q^{l_k}) - \overline{V}_H(P^{l_H}; Y_H)] * [U_F(X_F; Q^{l_k}) - \overline{V}_F(P^{l_F}; Y_F)]$$
$$s/c \quad \begin{cases} [X_H + X_F] + P^{l_k}.Q^{l_k} + m_H(C_H^{l_k} + \psi_H^{l_k}) + m_F(C_F^{l_k} + \psi_F^{l_k}) \leq [Y_H + Y_F] \\ l_k \in \{l_H; l_F\} \cup \{l_1; \ldots; l_{K-2}\} \\ Q^{l_k} = \{q_1^{l_k}; \ldots; q_M^{l_k}\} \end{cases}$$

L'issue de ce programme est relativement simple et intuitive : si aucun accord ne peut être passé de façon efficace entre les conjoints, la négociation prend fin et chacun perd simplement l'espérance des gains à la vie commune : chacun conserve son logement et la mise en ménage n'a pas lieu. En revanche, si un agent est satisfait par au moins un des logements qui satisfait son partenaire, alors la mise en ménage a lieu dans un des logements dont la satisfaction fait l'unanimité.

Notons que les logements qu'occupent les agents au moment de la discussion, présentent un intérêt particulier par rapport aux autres, dans le sens où cela permet à l'agent qui l'occupe initialement, de se prémunir des différents coûts liés à la mobilité, ainsi que de la perte du logement qui le satisfait, *à priori*, le mieux. Ainsi, au moment de la discussion, plus le logement que l'individu i occupe, présente des caractéristiques très satisfaisantes pour le couple, et plus l'utilité que cet agent tire en cas d'arrêt de la négociation est élevée. Un tel logement rend sa menace de sortie de

négociation, d'autant plus crédible que le logement qu'il occupe présente des atouts aux yeux du couple. De plus, occuper un tel logement avant la mise en ménage, laisse peu de chances aux autres logements de le satisfaire davantage ; cela a pour conséquences de restreindre le champ des propositions qu'ils adresse à son conjoint. Ceci implique que l'agent qui occupe un "bon" logement (selon les critères du couple, au moment de la discussion, a plus de chances de s'épargner des désagréments liés au déménagement, y compris celui de quitter le logement qui le satisfait, *à priori*, le mieux et obtient un surplus plus important que son partenaire, lors de la mise en ménage. Certes, le gain que cet individu tire de cet accord est nul (son utilité avant/après la mise en ménage reste inchangée), mais il se prémunit des coûts liés au changement de logement, contrairement aux autres logements qui fournissent un niveau d'utilité équivalent à celui qu'il occupe au moment de la discussion.

Spécification sophistiquée

Une fois que la décision est prise par le couple et qu'il a emménagé dans le logement l_k^*, les programmes d'optimisation à venir, qui définissent les gains de chacun en cas de désaccord futur, se voient définitivement modifiés, puisque ces derniers ne peuvent, désormais, plus dépendre des logements qu'ils occupaient avant la mise en ménage si ceux-ci n'ont pas été choisi comme logement commun. Néanmoins, dans le cas où le couple a choisi d'occuper, ensemble, un des logements que l'homme ou la femme occupait séparément avant la mise en ménage, la répartition des gains futurs dépendent non seulement des caractéristiques du logement choisi, mais également des caractéristiques de celui qui l'occupait initialement. C'est cet aspect qui apporte tout le relief au modèle, dans le sens où cette mobilité modifie la répartition future du pouvoir entre les agents et ouvre la possibilité d'aboutir à des accords inefficaces pour les décisions à venir.

Considérons un jeu coopératif en deux étapes : lors de la première étape, le couple vivait séparément dans deux logements et discutait de l'éventualité de vivre ensemble. Considérons qu'un accord mutuellement avantageux ait été passé sur le logement commun et que le choix s'est porté sur celui que l'individu i occupait au moment de la discussion ; son partenaire a quitté le logement qu'il occupait à cette période, afin d'emménager dans le logement occupé initialement par l'individu i. La seconde étape du jeu se caractérise par l'ensemble des décisions que le couple prend durant la période où il occupe ce logement : en cas de mésentente future, l'individu i conserve un avantage non négligeable sur son partenaire : celui de se prémunir une nouvelle fois des coûts liés à la mobilité et celui de conserver le logement qui le satisfait, *à priori*, le mieux. Les points de menace de l'individu i sont définis par les caractéristiques du logement qu'il occupe depuis la première étape du jeu, tandis que celui de son partenaire dépend simplement de ses capacités à se reloger [2]. Ceci a pour conséquences d'augmenter considérablement les gains potentiels de l'agent i

2. Notons que, lors des mobilités suivantes, le choix du premier logement n'a, à priori, aucun impact sur la répartition du pouvoir au sein du couple : en cas de désaccords, les utilités individuelles dépendront simplement de la capacité des deux agents à se reloger.

lors des décisions prises à la seconde étape du jeu, ainsi que la valeur de ses points de menace : plus le logement de l'individu i présente des caractéristiques attrayantes aux yeux du couple, et plus celui-ci gagne en pouvoir sur son partenaire, durant toute la période où le couple occupe ce logement. Ainsi, les coûts liés à la mobilité affectent le bien être du ménage, à travers la répartition future du pouvoir, uniquement, et, les coûts psychologiques du à un changement de domicile lors de la mise en ménage, deviennent des facteurs de distribution pour les périodes à venir.

Comme le soulignent Lundberg & Pollak (2003)[126], la plupart des auteurs présentent la répartition du pouvoir au sein du ménage comme le résultat efficace d'un processus de décision répété dans un environnement stationnaire, en s'appuyant sur le fait que le cadre marital se prête parfaitement à un tel environnement. Ils montrent également que ces équilibres ne sont ni les seuls qui existent, ni forcément les plus probables et montrent, analytiquement, qu'au sein d'un environnement non stationnaire, les allocations futures peuvent être sources d'inefficacités (Donni (2011)[69]), si, initialement, les agents ne passent pas d'accords formels et tenables sur le fait de s'abstenir d'exploiter, dans le futur, les avantages des décisions prises aujourd'hui. Ceci semble d'autant plus à propos dans le cadre de la mise en ménage où les engagements entre les agents ont potentiellement moins de chances d'être tenus que dans le cadre d'un mariage.

Ainsi, les accords pris lors de cette seconde étape dépendent du choix du logement commun déterminé lors de la première, conduisant ainsi à la possibilité de prendre des décisions inefficaces : chaque conjoint a une préférence pour le logement commun qui lui procure les meilleurs opportunités dans la seconde étape. Même si les accords pris lors de la seconde étape sont efficaces conditionnellement à la localisation décidée lors de la première, les solutions issues des programmes d'optimisation durant la période où le couple occupe ce premier logement commun, peuvent être inefficaces au sens inconditionnel : en occupant un autre logement commun, le couple pourrait passer des accords présentant des gains supérieurs pour chacun des deux agents, dans le futur. Nous pouvons extrapoler la réflexion en montrant que les inégalités salariales au sein du couple, accentuent la possibilité d'allocations inefficaces dans le temps : un agent dont les revenus sont plus importants que ceux de son partenaire, lui donnent accès à des logements plus confortables et plus spacieux que ce dernier. Cela lui procure davantage de chances d'accéder à des accords plus valorisants dans le futur, que ceux de son conjoint. Les différences de revenus au sein du couple contribuent ainsi à augmenter la probabilité de sélectionner des solutions inefficaces pour les solutions futures. Le couple pourrait passer des accords où l'agent le mieux rémunéré transférerait une partie de son utilité, par le biais d'un transfert de revenu, par exemple, afin de rétablir l'efficacité, conditionnellement au choix du logement commun. Autant faut-il que ces accords soient tenus dans le temps.

Le cadre théorique fournit par le modèle de négociation selon Nash permet un cadre structurel intéressant pour définir non seulement le contexte du choix du premier logement du couple, mais également les incidences sur les décisions futures, que le modèle collectif traditionnel ne permet pas. Toutefois, contrairement à ces

derniers, la question de la validité empirique des modèles de négociation a souvent été sujet à débat. Le problème fondamental provient du fait que l'économètre ne connait, à priori, ni les préférences, ni les points de menace des ménages. Chiappori et Donni (2011)[53] montrent toutefois qu'en l'absence d'information sur les points de menace, aucun élément ne peut être exploité empiriquement puisque tout point de la frontière parétienne peut être atteint avec un choix adéquat des points de menace. Ajouté à cela le manque de données relatif à la technologie de consommation du logement par les agents vivant en couple, notre modèle ne peut fournir aucun cadre empirique satisfaisant.

2.2 Modèle économétrique

Malgré les problèmes soulevés précédemment, nous souhaitons tout de même étudier le choix résidentiel du ménage sous un angle profondément empirique : notre volonté n'étant pas de tester empiriquement le modèle théorique que nous venons de présenter, mais simplement d'étudier les choix effectué ex-ante par la population des jeunes ménages, relativement à leur premier logement commun. Après avoir présenté les avantages de la théorie aléatoire, nous proposons l'estimation d'un modèle logit multinomial dont les résultats d'estimations serviront aux calculs de probabilités expérimentales.

La théorie de l'utilité aléatoire

Les modèles basés sur la théorie utilitariste présentent certains inconvénients dans le sens où ils reposent sur des hypothèses rigides et généralement non vérifiées dans les contextes de choix : la rationalité du consommateur, l'équivalence entre tous les individus, l'information supposée parfaite. De Palma et Thisse (1987)[65] mettent en évidence deux types de modèles, selon le processus aléatoire qui détermine le choix : les premiers partagent le postulat selon lequel les règles de décision sont stochastiques et les utilités sont déterministes selon un processus de choix probabiliste (l'individu ne choisit pas nécessairement l'alternative avec la probabilité la plus élevée : possibilité d'une rationalité limitée). Les seconds modèles qu'ils développent proposent une modélisation stochastique de l'utilité et s'inscrivent dans la tradition de la Théorie Néo-Classique des Choix : ils donnent lieu aux développements des modèles de choix discrets (McFadden, 1978)[133], basés sur l'Axiome des Choix de Luce (1959)[62]. La fonction d'utilité de ces seconds modèles s'exprime alors comme une variable aléatoire impliquant davantage le manque d'information relatif à la description des choix, plutôt qu'à un manque de rationalité de la part du ménage (Manski, 1977)[129]. Basée sur un mécanisme aléatoire, la Théorie de l'Utilité Aléatoire est une approche probabiliste, qui propose de scinder la fonction d'utilité $U_j^{l_k}$ du ménage j en deux composantes : une partie liée aux caractéristiques quantitatives et qualitatives observables, et, une composante regroupant généralement l'ensemble des facteurs non-observables et non-mesurables par le modélisateur. Ainsi, les utilités sont aléatoires par manque d'information, tandis que la règle de décision, qui conduit un agent à faire un choix, reste, quant à elle, fondamentalement déterministe.

Nous considérons une population de ménages confrontée à un même ensemble de choix, Ω^{l_k} : nous cherchons à comprendre sur quelles caractéristiques propres aux ménages, le choix du premier logement commun repose. Ces ménages sont ainsi partitionnés en différents segments, selon des facteurs discriminants d'ordre socio-économiques (revenu, âge, profession...). Ils sont considérés comme statistiquement identiques et sont supposés posséder une fonction d'utilité déterministe U^{l_k}, définie sur Ω^{l_k}, au sein de chaque segment. Toutefois, le manque de connaissance relatif à l'attraction individuelle des différentes alternatives, implique que le modélisateur n'a qu'une connaissance partielle et imparfaite de la fonction U^{l_k}. On décompose alors

U^{l_k} en deux parties : une fonction $\overline{U}^{l_k}$ représentant la partie connue et non aléatoire de l'utilité, définie sur les caractéristiques observables des agents, et, une fonction stochastique ϵ^{l_k} représentant la partie résiduelle entre U^{l_k} et $\overline{U}^{l_k}$, liée au manque de connaissance de la fonction d'utilité du couple j à occuper un logement l_k. Nous obtenons ainsi :

$$U_j^{l_k} = \overline{U_j}^{l_k} + \epsilon_j^{l_k} \tag{2.3}$$

Dès lors, malgré que le comportement des ménages soit considéré comme déterministe, le modélisateur est incapable de l'expliquer avec certitude, puisque, par hypothèse, une partie de celui-ci reste inconnue, et comme nous supposons que la population des jeunes ménages est telle que ses membres diffèrent les uns des autres sur la seule base de facteurs socio-économiques non observables, il peut, au mieux, prédire le comportement d'un ménage à une fonction de probabilité près. De ce fait, ϵ^{l_k} est représenté par une variable aléatoire continue de moyenne nulle. Dans cette expression, $\overline{U}^{l_k}$ reflète les préférences communes de la population, tandis que ϵ^{l_k} exprime les variations de goûts à l'intérieur de cette même population, relativement au choix d'occuper, ensemble, un logement l_k.

La maximisation de l'utilité du ménage revient à faire le choix de l'alternative qui lui procure la plus forte utilité. En notant $\mathbb{P}_{\Omega^{l_k}}(l_k)$, la probabilité de choisir le logement l_k comme logement commun, et si $\mathbb{P}(\epsilon^{l_k} = \epsilon^{l'_k}) = 0 \quad (\forall l_k \neq l'_k)$, alors la probabilité qu'un individu, tiré aléatoirement, choisisse de s'installer dans le logement l_k est donnée par :

$$\mathbb{P}_{\Omega^{l_k}}(l_k) = \mathbb{P}(U^{l_k} = \max U^{l'_k}) \qquad \forall l_k = \{l_H; l_F; l_3; \ldots; l_N\}$$

Ainsi, les probabilités de choix sont construites à partir de la maximisation d'utilités stochastiques. Pour calculer la probabilité de choisir un logement commun l_k, il est nécessaire de spécifier, la forme fonctionnelle de la partie déterministe de l'utilité. Par mesure de simplification analytique, nous établissons que l'utilité associée à une alternative peut être formulée comme une fonction linéaire des caractéristiques du ménage, à laquelle est ajoutée un terme d'erreur. Les variables explicatives du modèle de choix, regroupées dans un vecteur Z_j, varient entre les individus j.

$$\begin{aligned}\overline{U}_j^{l_k} &= Z_j^{'}\beta^{l_k} \\ &= Z_{1j}^{'}\beta_1^{l_k} + Z_{2j}^{'}\beta_2^{l_k} + \ldots + Z_{Mj}^{'}\beta_M^{l_k}\end{aligned}$$

avec β^{l_k} le vecteur des M paramètres pour l'alternative l_k et Z_j les caractéristiques du ménage j.

En se basant sur les principes de rationalité du consommateur à travers la maximisation de l'utilité, la probabilité de choisir une alternative se résume par la probabilité que la satisfaction procurée par ce choix l_k soit plus élevée que l'utilité induite par toutes les autres alternatives, notées l'_k. La probabilité, $\mathbb{P}_j^{l_k}$, que l'alter-

native l_k soit choisie par le ménage j est donnée par :

$$\begin{aligned}\mathbb{P}_j^{l_k} = \mathbb{P}(Y_j = l_k) &= \mathbb{P}(U_j^{l_k} \geqslant U_j^{l'_k}) \qquad \forall l_k = \{l_H; l_F; l_3; \ldots; l_N\} \qquad l_k \neq l'_k \\ &= P(\epsilon_j^{l'_k} - \epsilon_j^{l_k} \leqslant \overline{U}_j^{l_k} - \overline{U}_j^{l'_k})\end{aligned}$$

Cette représentation implique que les probabilités de choix, tels qu'ils sont présentés dans les modèles d'utilité aléatoire, reposent uniquement sur des écarts d'utilité que procure chaque alternative. Afin de rendre ces modèles opérationnels, il est nécessaire de spécifier une distribution de la partie aléatoire de l'utilité. McFadden (1968, 1973) a supposé que les composants de la partie aléatoire soient indépendants et identiquement distribués entre l'ensemble des alternatives et entre les ménages, selon une loi de Grumbel, proche de la distribution normale, tout en prenant une forme probabiliste fermée.

Le modèle multinomial logit

Les modèles de choix discrets, basés sur cette théorie, et notamment le modèle Logit Multinomial, ont pour objectif de prévoir une décision à partir d'informations relatives à un ensemble de choix mutuellement exclusifs et collectivement exhaustifs. Cela revient à associer à chaque alternative l_k un niveau d'utilité, basé sur les caractéristiques des agents. En découle, ensuite, la probabilité, pour chaque individu, de choisir une alternative l_k parmi l'ensemble Ω^{l_k}, sous l'hypothèse que l'agent maximise son utilité. Ainsi, la probabilité $\mathbb{P}_j^{l_k}$ qu'un ménage fasse le choix l_k compte tenu des caractéristiques du ménage j, Z_j, est donnée par :

$$\begin{aligned}\mathbb{P}_j^{l_k} &= \frac{\exp(\overline{U}_j^{l_k})}{\sum\limits_{L_K=\{l_H;l_F;l_3;\ldots;l_N\}} \exp\left(\overline{U}_j^{L_K}\right)} \\ &= \frac{\exp(Z_j'\beta^{l_k})}{\exp\left(Z_j'\beta^{l_H}\right) + \exp\left(Z_j'\beta^{l_F}\right) + \sum\limits_{l_n=l_3}^{l_N} \exp\left(Z_j'\beta^{l_n}\right)}\end{aligned}$$

Le modèle permet d'estimer ainsi 3 valeurs de $\widehat{\beta^{l_k}}$: $\widehat{\beta^{l_H}}$, $\widehat{\beta^{l_F}}$ et $\widehat{\beta^{l_n}}$ qui conduisent à une même probabilité. Nous imposons alors une condition aux paramètres afin de permettre l'identification du modèle. Celle qui est retenue en règle très générale est d'imposer la nullité de tous les paramètres relatifs à une catégorie donnée $\widehat{l_n}$, en posant $\exp(Z_j'\widehat{\beta^{l_n}}) = 1$ (c'est-à-dire, en posant simplement $\widehat{\beta^{l_n}} = 0$). A cette condition identifiante, le modèle s'écrit donc :

$$
\begin{cases}
\mathbb{P}_j^{l_H} = \dfrac{\exp\left(Z_j'\beta^{l_H}\right)}{1+\exp\left(Z_j'\beta^{l_H}\right)+\exp\left(Z_j'\beta^{l_F}\right)+\sum\limits_{\substack{l_n=l_3\\ l_n\neq\widehat{l_n}}}^{l_N}\exp\left(Z_j'\beta^{l_n}\right)} \\[2ex]
\mathbb{P}_j^{l_F} = \dfrac{\exp\left(Z_j'\beta^{l_F}\right)}{1+\exp\left(Z_j'\beta^{l_H}\right)+\exp\left(Z_j'\beta^{l_F}\right)+\sum\limits_{\substack{l_n=l_3\\ l_n\neq\widehat{l_n}}}^{l_N}\exp\left(Z_j'\beta^{l_n}\right)} \\[2ex]
\mathbb{P}_j^{l_n} = \dfrac{1}{1+\exp\left(Z_j'\beta^{l_H}\right)+\exp\left(Z_j'\beta^{l_F}\right)+\sum\limits_{\substack{l_n=l_3\\ l_n\neq\widehat{l_n}}}^{l_N}\exp\left(Z_j'\beta^{l_n}\right)}
\end{cases}
$$

2.3 Présentation des données

Les *Enquêtes Nationales Logement*, effectuées, auprès des ménages, par l'INSEE, ont pour but principal de récolter des informations concernant les conditions de logement en France. Les principaux thèmes abordés dans cette enquête sont assez divers et apportent une description relativement exhaustive des membres du ménage et du logement qu'ils occupent. La vague effectuée en 2002 est la seule à proposer une description des parcours de mobilité résidentielle des deux conjoints, sur les quatre années précédant la date de l'enquête, ainsi qu'à une description, toutefois limitée, des logements que l'homme et la femme occupent séparément avant leur dernier déménagement. Bien que la description de ces logements soit non exhaustive, elle fournit les critères les plus significatifs à la question du choix résidentiel, d'après la littérature empirique relative à ce sujet.

Une description détaillée de l'enquête est disponible dans l'annexe (2. A) à la page 126 de ce manuscrit. La description des derniers logements que les agents occupent séparément, ainsi que le choix du premier logement commun n'étant pas des informations exploitables de façon directe, il nous a fallu effectuer un travail minutieux de retraçage des données de mobilité, dont l'annexe (2. B), page 129, explique la méthode employée.

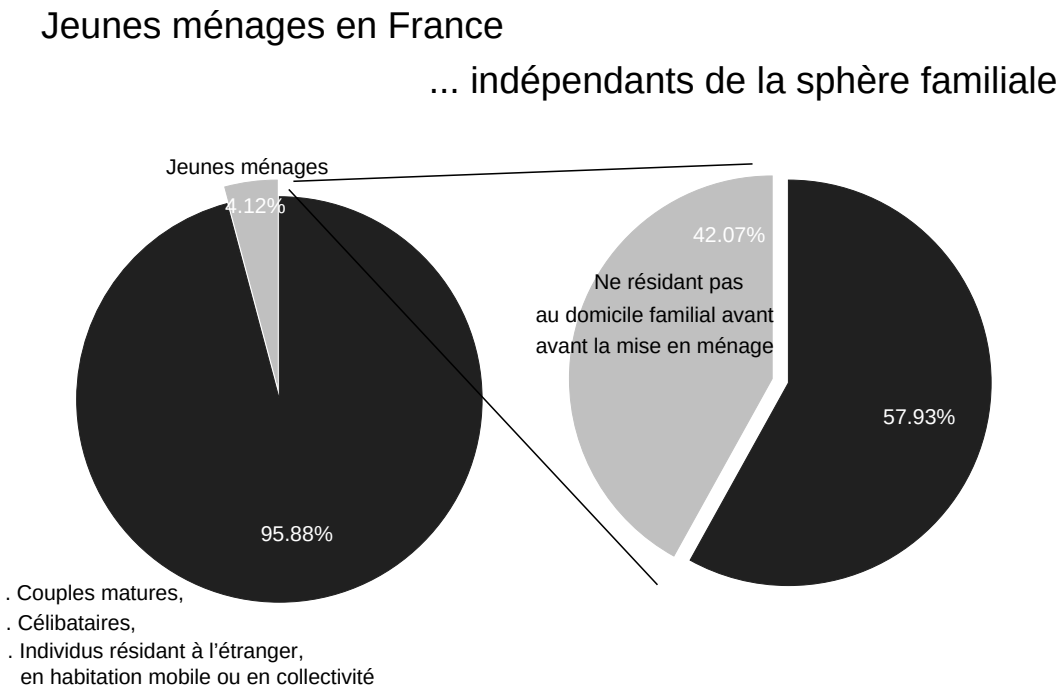
Les jeunes ménages

Parmi les 1 286 couples qui se sont mis en ménage entre 1997 et 2002, seuls 541 sont constitués d'hommes et de femmes qui ne résidaient pas au domicile de leurs parents, avant la mise en ménage. Comme en témoigne la figure (2.1), ces couples représentent 1,73 % des ménages français, soit 42,07% des 4,12% de couples se mettant en ménage sur les quatre ans précédant la date de l'enquête, en France. Par là, nous émettons l'hypothèse qu'un couple dont la mise en ménage a eu lieu au moins quatre années auparavant [3], n'est plus considéré comme un jeune ménage. Le nombre de ménages sur lequel nous travaillons est faible mais statistiquement satisfaisant pour modéliser le choix résidentiel que nous réalisons.

Les couples de notre échantillon sont caractérisés par une jeunesse relativement plus marquée que dans le reste de la population française, dans le sens où la mise en ménage est statistiquement plus répandue en début de vie active qu'à un âge plus avancé, comme le montre la distribution des âges de la figure (2.2) : les femmes de plus de 40 ans sont aussi nombreuses que celles de moins de 30 ans, contrairement aux hommes, qui sont deux fois plus nombreux à avoir plus de 40 ans. Cette jeunesse est, tout de même, relativement moins prononcée que celle de l'ensemble des couples qui se mettent en ménage, dans le sens où ceux dont les individus quittent le logement de leurs parents pour se mettre en ménage, sortent du cadre de notre étude ; le nombre de séparation et de divorce peuvent expliquer ceci, dans le sens où près d'un agent sur 5 est divorcé ou veuf (proportion équivalente chez les hommes et les femmes),

3. Les informations disponibles dans l'enquête ne nous permettent pas d'affirmer si les couples habitant depuis plus de 4 ans dans le logement actuel, occupe leur premier logement commun.

Figure 2.1 – Part des jeunes ménages



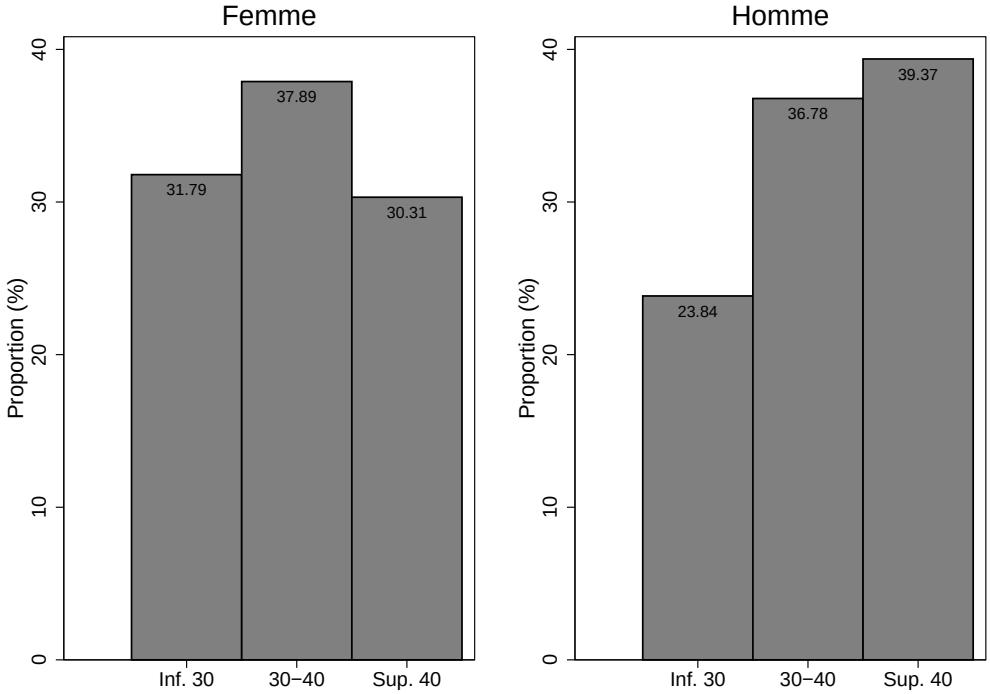
comme le montre la figure (2.3). La répartition des différences d'âges montrent que près de 40% des couples ont au moins 5 ans de différence et que pour près des deux tiers des couples de l'échantillon, la femme est plus jeune que son conjoint.

La proportion de femmes et d'hommes ayant des enfants issus d'une précédente union est le témoignage direct du nombre de séparations dans la société française : bien que plus jeunes, les femmes sont davantage concernées par la parentalité que les hommes, et ses enfants sont, en moyenne, plus âgés que ceux des hommes. Un certain nombre de raisons peuvent apporter une explication à un tel phénomène, comme par exemple, une scolarité moins longue pour les femmes ou une préférence de la part de celles-ci pour une natalité moins tardive.

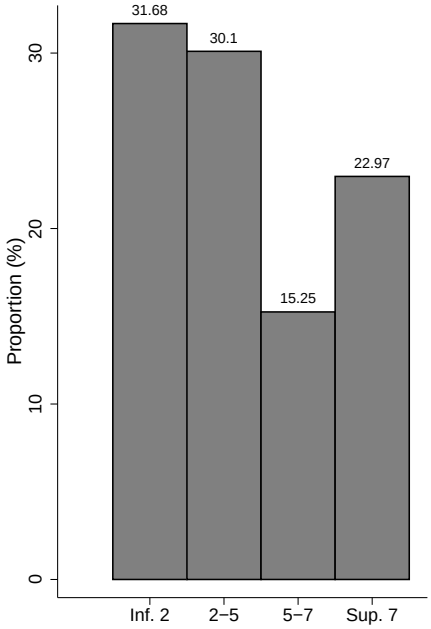
Les couples ayant, ensemble, au moins un enfant [4] représentent moins de 14% des couples étudiés, et moins de 6% de ces enfants ont plus de 3 ans, comme le montre la figure (2.5). Il peut s'agir de couples ayant subit une séparation par le passé et retentant une vie commune, ou de couples dont la mise en ménage est motivée par une grossesse, ou encore de couples dont un des agents résidait en dehors du foyer familial, pour des raisons professionnelles, par exemple, et qui l'a intégré par la suite. Toutefois, aucune donnée ne nous permet de faire la distinction entre

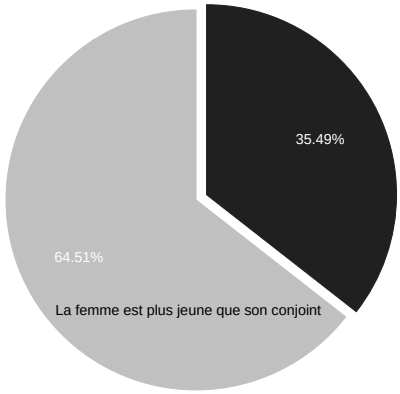
4. Les données n'apportent aucun renseignement sur le type de grossesse des femmes enquêtées : les couples de deux enfants peuvent tout aussi bien être le produit d'une grossesse multiple, que de deux grossesses simples, intervenant au cours de la même année.

FIGURE 2.2 – Âge des individus et différence d'âge au sein du couple



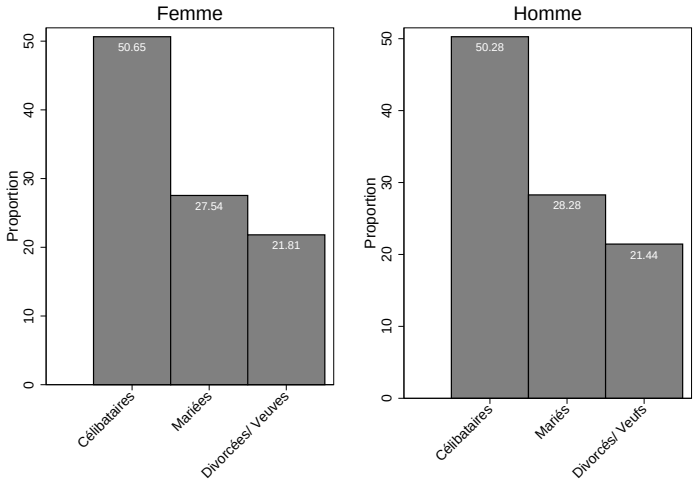
Âge





Écarts d'âge

Figure 2.3 – Statut matrimonial



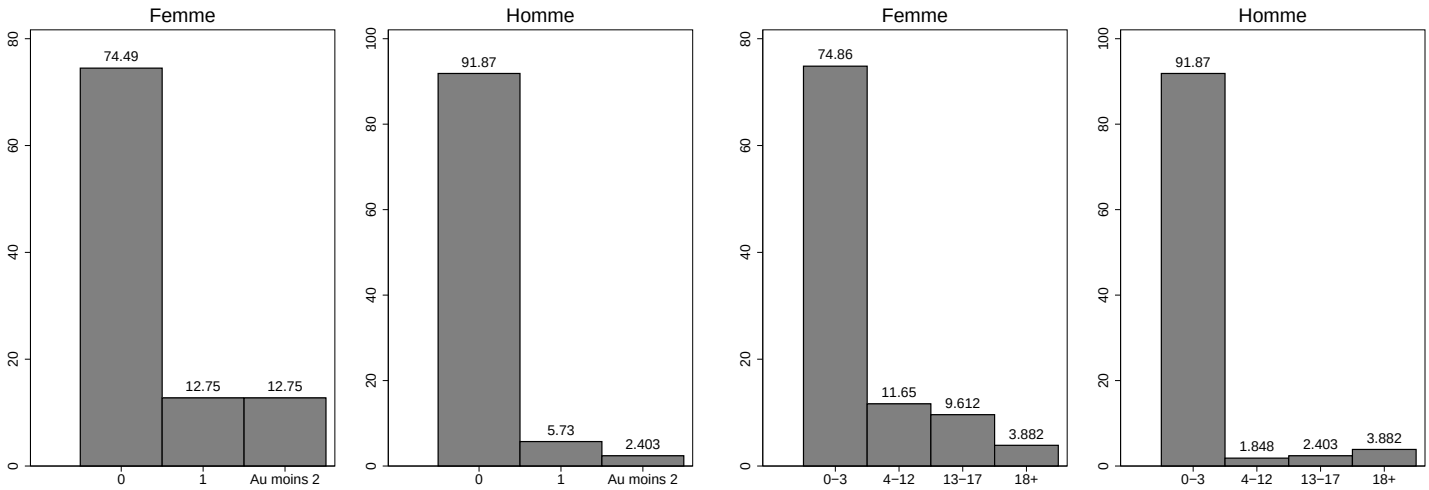
ces ménages.

L'échantillon est caractérisée par une nette asymétrie des revenus entre l'homme et la femme, et ce même en ne prenant pas en compte le fait que 10% d'entre elles soient sans revenu. La figure (2.6) montre bien que le revenu des hommes touchant un revenu autour du revenu moyen, est près de 300€ supérieur à celui des femmes : les études moins longues, une potentielle discrimination salariale, une auto sélection dans les emplois les moins rémunérateurs ou encore un retard d'expérience professionnelle du à la natalité, sont des arguments qui peuvent être mis en avant pour expliquer une telle distorsion salariale au détriment de la situation féminine, ainsi que l'inactivité des femmes de l'échantillon. La répartition des revenus au sein du couple confirme ce phénomène dans le sens où, pour près de 60% des couples, l'homme gagne un revenu strictement supérieur à celui de sa compagne.

Logements occupés avant la mise en ménage

Davantage concernés par la propriété, les hommes semblent avoir une préférence pour les maisons, alors que les femmes semblent se tourner davantage vers l'achat d'appartements, bien que les locations occupées par les femmes semblent davantage répondre aux besoins des couples que les locations des hommes. Au delà d'une potentielle asymétrie des préférences entre les agents, les inégalités salariales apportent une explication à ces choix résidentiels à travers une asymétrie d'accès aux crédit immobilier, et, par suite, à des logements hétérogènes. Étant également davantage concernées par la parentalité que les hommes, les charges financières auxquelles elles font faces au quotidien, les poussent probablement à allouer une part moins importante de leurs revenus, que les hommes, au poste des dépenses résidentielles. Le graphique (2.9) montrent bien qu'à nombre d'enfants équivalent, les logements féminins sont, en moyenne, moins grands que ceux des hommes, dans le sens où la

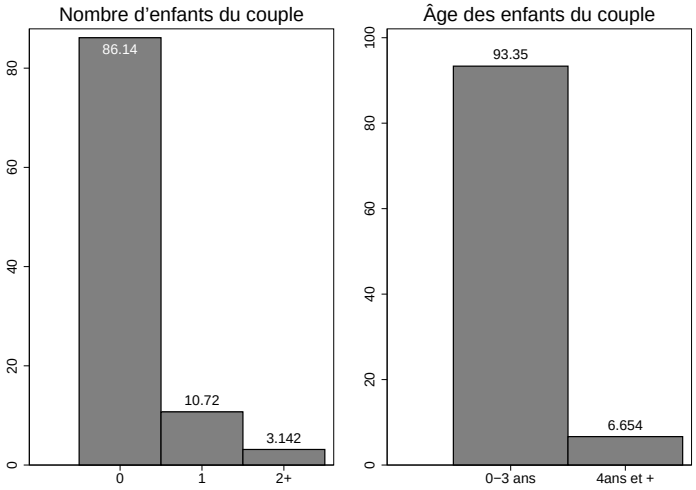
FIGURE 2.4 – Enfants issus d'une précédente union



Nombre d'enfants

Âge des enfants

FIGURE 2.5 – Enfants du couple



relation entre le nombre d'enfants et la surface du logement, augmente moins vite chez les femmes que chez les hommes.

FIGURE 2.6 – Revenu des agents

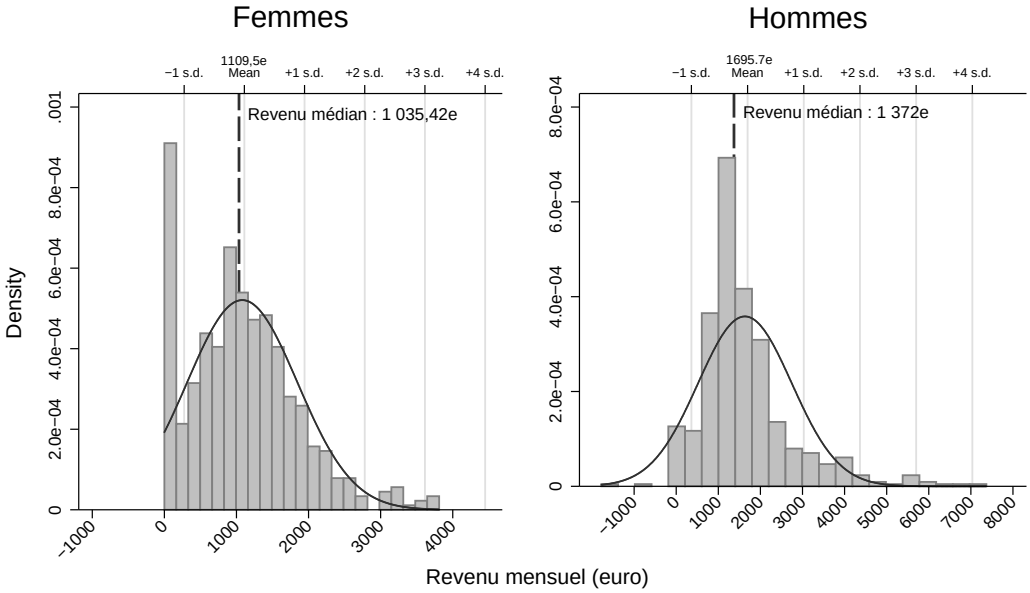


FIGURE 2.7 – Part du revenu de l'homme dans le revenu du ménage

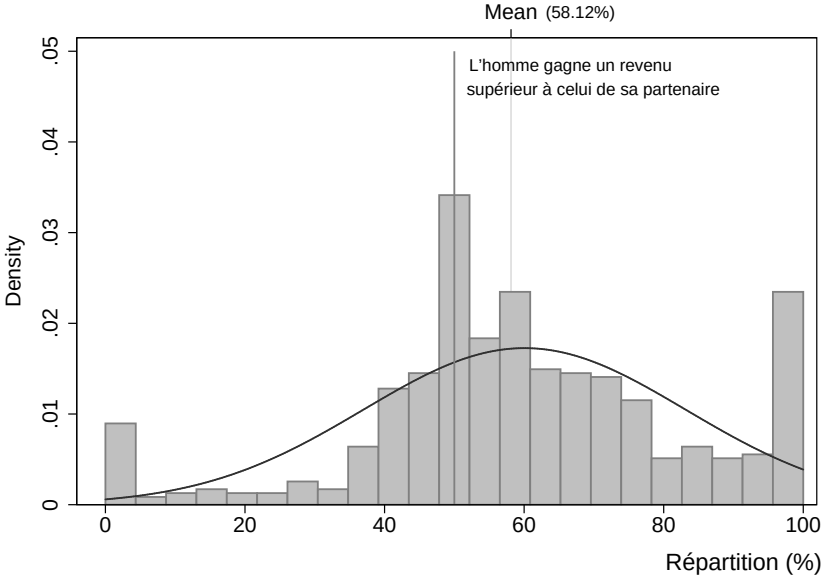
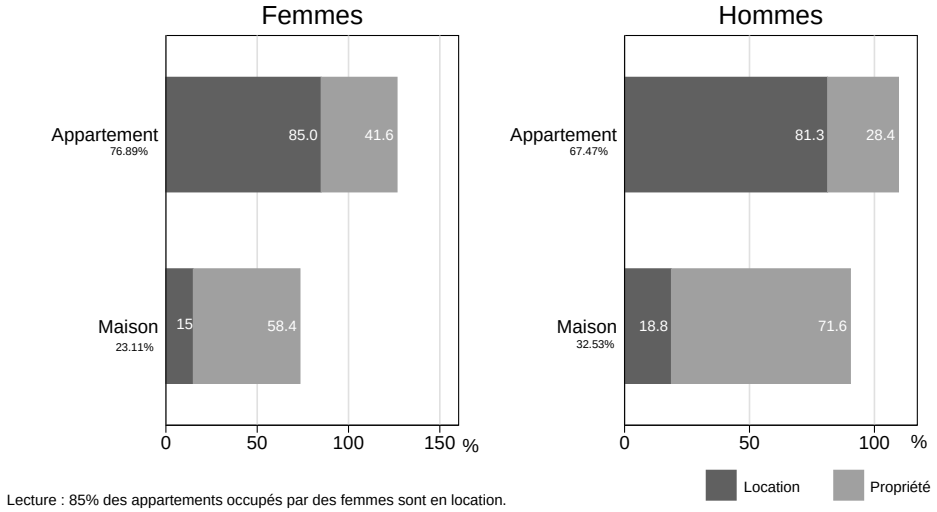
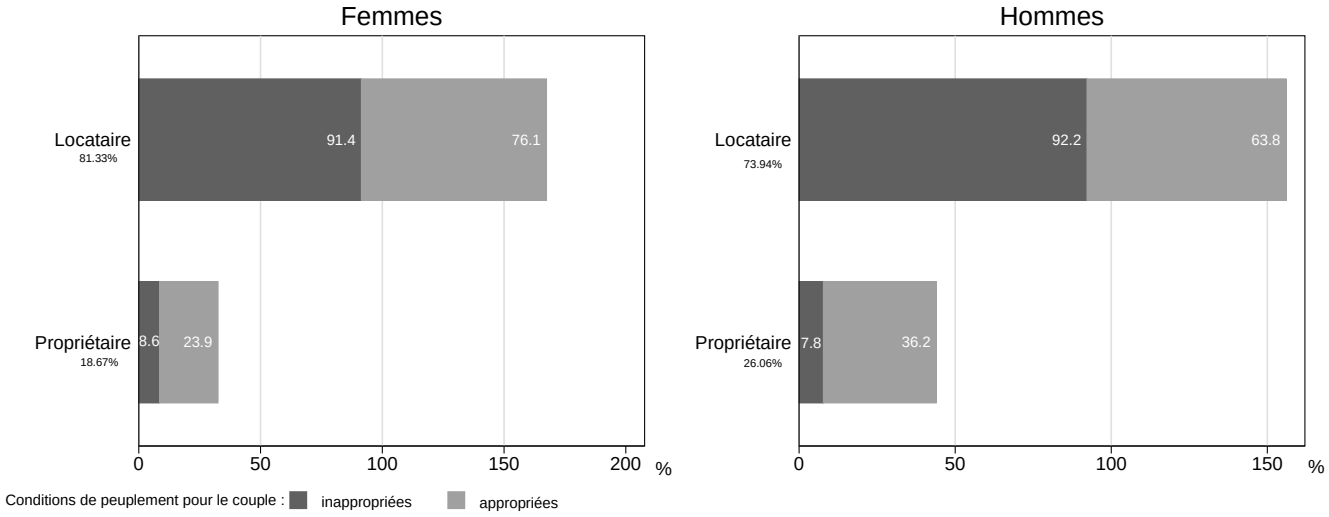


FIGURE 2.8 – Caractéristiques des logements occupés avant la mise en ménage

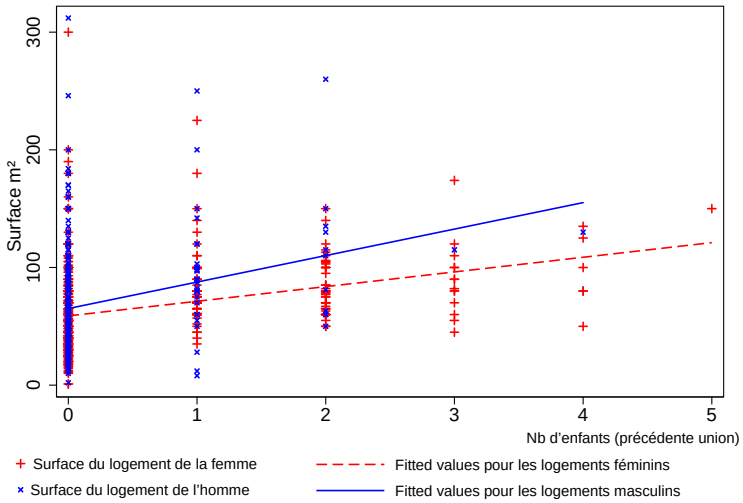


Type de logement & Statut d'occupation



Conditions de peuplement & Statut d'occupation

FIGURE 2.9 – Nombre d'enfants et surface du logement précédant la mise en ménage



2.4 Premier choix résidentiel et répartition du pouvoir

Le modèle que nous nous proposons d'estimer est un logit multinomial à trois options : un couple, présentant un certain nombre de caractéristiques, a le choix d'habiter, ensemble, dans le logement que la femme occupe avant la mise en ménage, celui de l'homme, ou, enfin, le choix de refuser de vivre, ensemble, dans un de ces deux logements ; nous choisissons de prendre comme référence cette dernière alternative. Pour permettre une lecture plus agréable, nous présentons les résultats, disponibles dans le tableau (2.2), en deux colonnes : la première colonne présente les coefficients liés au choix du logement féminin, la seconde, ceux relatifs au choix du logement masculin, toutes deux relativement à l'alternative de choix de référence.

Les variables explicatives que nous prenons en compte dans le modèle, reposent sur les caractéristiques des agents : la description des individus couvre les revenus respectifs et leur répartition au sein du couple, le nombre de modifications de la composition familiale au cours des quatre dernières années, les enfants de chacun issus d'une précédente union, ainsi que le nombre d'enfants de moins de trois ans que le couple a eu ensemble avant la mise ne ménage. Nous incluons également l'âge moyen du couple, ainsi que leur différence d'âge et une indicatrice valant 1 si l'homme est plus âgé que sa partenaire. Nous prenons également en compte le fait que les agents soient propriétaires du logement qu'ils occupent avant la mise en ménage, ainsi que la capacité de ses logements à satisfaire les conditions de peuplement du couple. Cette variable est calculée de façon normative à partir du nombre de pièces nécessaires au couple selon la définition de l'INSEE[5]. S'agissant de caractéristiques reposant avant tout sur les individus plutôt que sur la description des logements eux-même, les inclure dans une régression de type logit multinomal, n'apporte aucun biais à nos résultats.

Le modèle que nous présentons est contrôlé par un certain nombre de variables, indépendantes des variables précédemment citées, et qui influencent le choix du premier lieu de résidence du couple, sans toutefois entrer dans le cadre de notre étude. Nous incluons le nombre de modifications d'ordre professionnelles et financières dans le couple au cours des 4 dernières années, le fait de bénéficier d'aides au logement à la date de l'enquête, le degré de mobilité de l'homme par rapport à celui de sa compagne (calculé par comparaison entre le nombre de déménagements qu'ils ont effectué, chacun, entre 1997 et 2002), le fait que l'homme soit plus diplômé que sa compagne et la répartition des revenus au sein du couple selon le département de résidence. Nous incluons également une description succincte des logements que les agents occupent avant la mise en ménage ; ces informations sont, certes sommaires, mais sont les plus influentes du choix résidentiel : le type de logement (maison), la date de construction (en 5 tranches) et la localisation en zone urbaine (vs rurale). Inclure ces caractéristiques dans notre modèle n'apporte aucun biais dans le sens où

5. Voir définition des *Conditions de peuplement des résidences principales*, disponible à la page 62 du manuscrit.

elles décrivent deux des trois alternatives et que le choix qu'elles ne décrivent pas est celui qui est mis en référence. Nous pouvons appréhender ces variables en terme de préférences individuelles vis-à-vis du choix résidentiel d'agents vivant seuls, et garder à l'esprit que ces préférences ne sont pas rigoureusement semblables à ceux de ménages vivant à plusieurs. Ainsi, bien que ces logements ne représentent pas les préférences des agents au sens large, ils n'en restent pas moins indicatifs d'une certaine tendance propre à chacun. Contrôler le modèle par ces informations, nous permet de contrôler un choix résidentiel reposant sur l'attrait de ces logements et, ainsi, étudier l'effet propre des caractéristiques individuelles sur le choix du premier logement commun du couple. Nous aurions aimé inclure de l'information relative à l'historique de concubinage des agents, mais la seule information qui s'approche de cela, risque de nous induire en erreur : le statut matrimonial des agent correspond à celui de leur état civil et rien ne nous indique si les individus "mariés" le sont avec leur conjoint actuel ou même qu'il s'agit d'un premier mariage.

Table 2.1 – Variables du modèle

CARACTÉRISTIQUES DU MÉNAGE
L'homme est le seul qui est propriétaire de son logement avant la mise en ménage
La femme est la seule qui est propriétaire de son logement avant la mise en ménage
L'homme et la femme sont propriétaires de leurs logements respectifs avant la mise en ménage
Seul le logement qu'occupe l'homme avant la mise en ménage, a la capacité d'accueillir le couple
Seul le logement qu'occupe la femme avant la mise en ménage, a la capacité d'accueillir le couple
Nombre de modifications d'ordre familiale
Nombre d'enfants de l'homme, de la femme
Nombre d'enfants de moins de trois ans du couple
Revenus de l'homme, de la femme
Répartition des revenus
Âge moyen du couple
L'homme est plus âgé que sa partenaire
Différence d'âge au sein du couple
VARIABLES DE CONTRÔLE
Nombre de modifications d'ordre professionnel
Nombre de modifications d'ordre financier
Bénéficiaire d'aides au logement
Degré de mobilité de l'homme par rapport à celui de sa compagne
L'homme est plus diplômé que sa compagne
Répartition des revenus moyennes dans le département
L'homme est le seul qui occupe une maison avant la mise en ménage
La femme est la seule qui occupe une maison avant la mise en ménage
L'homme et la femme occupent séparément une maison avant la mise en ménage
Date de construction du logement que l'homme occupe avant la mise en ménage, celle de l'homme
(Le logement qu'occupe l'homme avant la mise en ménage a moins de 10 ans)*(revenu de l'homme)
(Le logement qu'occupe la femme avant la mise en ménage a moins de 10 ans)*(revenu de la femme)
Seul le logement que l'homme occupe avant la mise en ménage était situé en zone urbaine
Seul le logement que la femme occupe avant la mise en ménage était situé en zone urbaine
Les logements que l'homme et la femme occupe avant la mise en ménage sont situés en zone urbaine

Estimation des rapports de probabilités

Table 2.2 – Estimation des rapports de probabilité des choix résidentiels

Cat. Réf. : refuser d'habiter dans un des deux logements antérieurs	Choix du logement de la femme	Choix du logement de l'homme
Seul l'homme est propriétaire du logement qu'il occupe avant la mise en ménage	-0.614 (0.658)	1.826*** (0.378)
Seule la femme est propriétaire du logement qu'elle occupe avant la mise en ménage	1.444*** (0.462)	-0.267 (0.767)
Homme et femme sont propriétaires des logements qu'ils occupent avant la mise en ménage	1.359** (0.655)	2.046*** (0.605)
Le logement que l'homme occupe avant la mise en ménage, est le seul à avoir un indice de peuplement acceptable pour le couple	-1.191^{-} (0.733)	1.656*** (0.369)
Le logement que la femme occupe avant la mise en ménage, est le seul à avoir un indice de peuplement acceptable pour le couple	0.552* (0.326)	-0.787^{-} (0.507)
Nb de modifications de la composition du ménage (4 ans)	-0.127 (0.216)	0.360* (0.210)
L'homme est le seul à avoir au moins un enfant issu d'une précédente union	-1.833^{-} (1.145)	-0.249 (0.573)
La femme est la seule à avoir au moins un enfant issu d'une précédente union	0.0838 (0.354)	-0.296 (0.412)
L'homme et la femme ont chacun au moins un enfant issus d'une précédente union	-1.768^{--} (1.305)	0.936 (0.741)
Nb de bébé(s) que le couple a ensemble	-1.985*** (0.637)	-1.480** (0.696)
Revenu de l'homme (/1000)	-0.226^{-} (0.155)	0.0708 (0.109)
Revenu de la femme (/1000)	0.0245 (0.231)	-0.326^{-} (0.219)
Part du revenu de l'homme dans le ménage	-0.00167 (0.00612)	-0.00621 (0.00528)
Âge moyen du couple	0.612 (0.526)	0.615^{-} (0.414)
L'homme est le plus âgé	-0.159 (0.295)	-0.559* (0.313)
Différence d'âge dans le couple	0.0904*** (0.0334)	0.0144 (0.0359)
Constante	-10.65^{-} (7.046)	-9.112^{-} (5.813)
Pseudo R-squared	0.367	
Model chi-square	428.0	
N	541	
Prob > chi2	1.24e-53	
Contrôle : Effet non linéaire de l'âge moyen du couple	√	
Contrôle : Nb de modifications d'ordre professionnels & financiers	√	
Contrôle : Aides au logement	√	
Contrôle : Degré de mobilité de l'homme par rapport à celui de sa femme	√	
Contrôle : L'homme est plus diplômé que sa compagne	√	
Contrôle : Répartition des revenus au sein des couples dans le département	√	
Contrôle : Caractéristiques des logements occupés avant la mise en ménage (maison, zone urbaine, date de construction)	√	

Standard errors in parentheses
$^{--}$ $p < 0.2$, $^{-}$ $p < 0.15$, * $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$
--→ Ce tableau présente les informations les plus pertinentes des estimations ; nous invitons le lecteur à se rendre à la page 150 du manuscrit pour obtenir l'intégralité du tableau.

Source : Auteurs, ENL02

Les résultats montrent, en premier lieu, que les couples affichent une nette préférence pour choisir le logement que l'homme ou la femme occupait avant la mise en ménage, dès lors que celui-ci a été acheté ou qu'il permette au couple de l'occuper dans des conditions de peuplement satisfaisantes, plutôt que d'occuper un autre

logement disponible sur le marché. Ce comportement semble tout à fait rationnel et montre l'importance de l'investissement immobilier dans le choix résidentiel : ce logement ne répond probablement pas parfaitement aux attentes de celui qui n'est pas l'occupant initial, mais la protection du capital immobilier par l'investisseur est probablement une contrainte décisive à la décision. Cela met également en évidence l'importance des logements que l'homme et la femme occupent avant la mise en ménage, par rapport aux autres logements du marché. En second lieu, le choix du logement masculin semble, en moyenne, préféré à un tout autre logement et ce d'autant plus que la composition du jeune ménage a évolué. Toutefois, une naissance au sein du couple incite les agents à renoncer à leurs deux logements personnels, pour préférer se tourner vers un autre logement du marché, ce qui peut probablement s'expliquer par surface ou un nombre de pièces plus approprié aux besoins de la famille. Enfin, les couples dont l'homme est plus âgé que sa partenaire présentent une préférence pour refuser le logement de l'homme, au profit d'un autre logement du marché, alors que les couples dont la différence d'âge est importante, ont une prédilection pour le choix du logement de la femme, plutôt qu'un autre logement sur le marché.

Toutefois, ces résultats présentent une déficience en terme d'interprétation. D'après les résultats d'estimations, le contraste logistique entre les hommes propriétaires du logement qu'ils occupent avant la mise en ménage, versus les autres, indique que la probabilité qu'un couple vive, ensemble, dans ce logement est de 1.826. Cela signifie simplement que le logit de la probabilité d'aller vivre en couple dans ce logement, et non dans un autre logement du marché, est supérieur pour les couples dont l'homme est propriétaire de ce logement, par rapport aux couples dont l'homme est locataire. La seule interprétation que nous puissions avancer, est que la probabilité d'aller vivre dans le logement de l'homme (versus refuser les deux logements) est, toutes choses égales par ailleurs, supérieure pour les hommes propriétaires que pour les autres. Il s'agit là d'un rapport des probabilités "habiter en couple dans le logement que l'homme occupait avant la mise en ménage" versus "habiter ni dans ce logement, ni dans celui que la femme occupait avant la mise en ménage". Il est impossible de tirer des conclusions directes quant à la supériorité de la probabilité qu'un couple choisisse d'habiter ensemble dans le logement de l'homme propriétaire que dans celui de la femme propriétaire, puisque le coefficient estimé dans le cadre du modèle logit dépend de l'alternative de référence ("choisir de refuser d'habiter dans un des deux logements que l'homme et la femme occupent avant la mise en ménage") et des autres variables présentes dans le modèle.

Contrairement aux modèles sur variables continues, l'ajout de variables dans un modèle de choix discret, entraine bien souvent la déformation du coefficient de la variable, à cause de propriétés liées aux résidus, comme le soulignent Long (1997)[121], Allison (1999)[3] ou encore Mood (2010)[139]. Dans le cadre du modèle standard, l'ajout de variables indépendantes aux variables explicatives présentes dans le modèle, n'altère en rien la valeur de leurs coefficients dans le sens où la valeur des coefficients des variables explicatives est indépendante de l'hétérogénéité non observée du modèle, c'est-à-dire de la forme des résidus. En revanche, l'ajout des variables

liées à la variable d'intérêt et indépendantes des variables explicatives présentes dans le modèle logit, entraine, de façon mécanique, une baisse de l'hétérogénéité non observée du modèle, entrainant, de ce fait, la hausse des coefficients estimés, même si les variables sont indépendantes entre elles. Ainsi, l'ajout de variables expliquant les variations de la probabilité d'observer un choix entraine une meilleure prise en compte de l'hétérogénéité globale et implique une augmentation de la valeur des coefficients, alors même que l'effet propre des variables explicatives sur la variable d'intérêt n'a pas changé.

Pourtant, il nous parait crucial d'appréhender la question à travers la comparaison entre les comportements de ménages dont seuls les hommes sont porteurs de caractéristiques et d'autres ménages dont seules les femmes le sont. En d'autres termes, est ce qu'un ménage dont seul l'homme est propriétaire du logement qu'il occupe avant la mise en ménage, a autant de chance d'habiter dans ce logement, qu'un ménage dont la femme est la seule à être propriétaire du logement qu'elle occupe avant la mise en ménage ? L'intérêt du travail qui suit est d'enrichir les conclusions du modèle que nous venons de présenter, en montrant que les trois alternatives de choix ne présentent pas la même satisfaction pour les couples.

Probabilités expérimentales de choix de logement commun

Le problème d'interprétation que nous venons d'exposer, propre aux modèles polytomiques, nécessite une traduction, afin d'appréhender la question du choix résidentiel du couple sous l'angle de probabilités et non de rapport de probabilités [6]. La méthode que nous utilisons est dite "d'expérimentation" [7]. Le but de cette méthode est de traduire le rapport logistique entre les ménages dont l'homme est le seul propriétaire et ceux dont les deux agents sont locataires, par exemple, sous la forme d'une probabilité nettes des autres effets pris en compte dans le modèle. La traduction effectuée à partir des coefficients du logit, permet de mettre en évidence les vraies différences de l'effet d'une variable sur la variable que l'on cherche à expliquer, et, d'établir un niveau d'hétérogénéité non observé similaire entre les modèles. Nous allons donc calculer les probabilités qu'un couple décide de vivre dans le logement de la femme, dans celui de l'homme et de refuser d'occuper, ensemble, un de

6. L'estimation d'un modèle logit multinomial ne fournit pas l'estimation des probabilité de choix, mais conduit simplement à un logit de rapport de probabilités, comme le montre la relation suivante :

Le modèle Logit multinomial estime : $\log(\frac{\mathbb{P}}{1+\mathbb{P}}) = Z^{'}\beta$

$$\Leftrightarrow \frac{\mathbb{P}}{1+\mathbb{P}} = \exp(Z^{'}\beta)$$

$$\Leftrightarrow \mathbb{P} = \frac{\exp(Z^{'}\beta)}{1+\exp(Z^{'}\beta)}$$

Ainsi, les coefficients estimés sont nécessaires pour le calcul des probabilités de choix, mais ne permettent pas une interprétation directe des probabilités de choix.

7. par opposition à la méthode des probabilités pures, basées sur les effectifs à la marge et de l'hypothèse d'indépendance des variables.

ces deux logements, à partir des formules de probabilités (2.2) présentées à la page 104, et, des logit estimés dans le modèle précédent (tableau (2.2)). Notons tout de même que cette méthode présente des résultats qui ne respectent pas nécessairement le contraste logistique présent dans les estimations du modèle logit, dans le sens où cette méthode de calcul expérimentale est insensible à l'hétérogénéité non observée du modèle. Nous réalisons une série de simulations au point médian de l'échantillon [8].

Le tableau (2.4), présentent des probabilités de choix résidentiels relatives à la propriété et à la capacité des logements précédant la mise en ménage, à satisfaire les besoins du couple en termes d'indice de peuplement, ainsi que celles des couples avec enfants issus d'une union précédente et ceux qu'ils ont eu ensemble. Les résultats obtenus montrent des faits tout à fait intéressants et des comportements de décisions résidentiels asymétriques pour des ménages dont les hommes et les femmes présentent des caractéristiques similaires.

Table 2.4 – Probabilités expérimentales : propriété, peuplement et parentalité

	P(logement de la femme)	P(logement de l'homme)	P(refuser logements de l'homme et de la femme)
CARACTÉRISTIQUES DES LOGEMENTS QU'ILS OCCUPENT AVANT LA MISE EN MENAGE			
L'homme est le seul à être propriétaire du logement qu'il occupait seul	2,99%	52,13%	44,89%
La femme est la seule à être propriétaire du logement qu'elle occupait seule	31,29%	8,61%	60,11%
Les deux agents étaient propriétaires des logements qu'ils occupaient avant la mise en ménage	16,34%	49,46%	34,20%
Le logement de l'homme est le seul à avoir un indice de peuplement acceptable pour le couple	1,85%	48,57%	49,58%
Le logement de la femme est le seul à avoir un indice de peuplement acceptable pour le couple	16,43%	6,56%	77,02%
CARACTÉRISTIQUES DU MÉNAGE			
L'homme est le seul à avoir au moins un enfant	1,69%	12,51%	85,80%
La femme est la seule à avoir au moins un enfant	10,50%	10,93%	78,58%
L'homme et la femme ont chacun au moins un enfant	1,40%	31,83%	66,77%
Nombre d'enfants du couple : 1 enfant de moins de 3 ans	1,59%	4,02%	94,39%
Nombre d'enfants du couple : au moins 2 enfants de moins de 3 ans	0,18%	0,77%	99,05%
Probabilité à la marge (point médian)	*9,38%*	*14,27%*	*76,35%*

Plusieurs tendances émanent de ces expérimentations. Conformément aux résultats du modèle multinomial précédant, les couples dont un agent a investi dans un patrimoine immobilier durable et conforme aux besoins du couple avant la mise en ménage, ont tendance à choisir ce logement. En effet, le couple a davantage tendance à choisir le logement en propriété ou celui qui présente des conditions de peuplement favorables pour le couple qui s'installe. La mise en valeur de l'investissement masculin sur celui de la femme, semble être assez répandue, dans le sens où les couples ont davantage tendance à renoncer à la propriété de la femme qu'à celle de l'homme : les ménages dont seul un agent est propriétaire du logement qu'il occupe avant la mise en ménage, ont 70% de chances supplémentaires de choisir le logement de l'homme

8. En raison du nombre important de variables dichotomiques présent dans le modèle, nous évitons les calculs au moyen moyen de l'échantillon

plutôt que celui de la femme. Ceci pourrait s'expliquer par le fait que les femmes investissent davantage dans des logements non satisfaisants pour les besoins de ménages constitués de couples, mais cette tendance à favoriser le logement masculin se confirme même pour les logements féminins qui présentent un indice de peuplement satisfaisant : seulement 16% des couples se logent dans le logement satisfaisant de la femme, contre 50% dans le logement de l'homme. Le logement de l'homme est à nouveau un choix mis en avant sur celui de la femme, lorsque les couples refusent d'occuper le logement en propriété ou conforme aux besoins du couple : les couples dont l'homme est le seul à occuper une location, ont près de trois fois plus de chances d'aller vivre chez l'homme, que les couples dont la femme est la seule locataire de son logement, n'ont de chances d'aller vivre chez elle. Une autre spécificité des couples qui refusent d'occuper les logements de l'homme et de la femme dont l'un des deux est propriétaire, montre que les couples, dont la femme a investi dans son logement, ont 34% de chance de plus que les ménages dont l'homme est le seul propriétaire, d'occuper un autre logement du marché. Le profil de choix des ménages dont les deux agents sont propriétaires, est très proche de celui des ménages dont l'homme est l'unique propriétaire de son logement, dans le sens où ces ménages choisissent en priorité de vivre dans le logement de l'homme, au détriment du logement de la femme et des autres logements disponibles sur le marché. Ces derniers constats nous poussent à nous demander si l'investissement immobilier tient une place aussi importante dans la décision de l'homme et de la femme, dans le sens où la femme semble plus encline à se détacher de son patrimoine immobilier que l'homme. Nous pouvons également nous demander si les logements occupés par les femmes avant la mise en ménage, ont autant de chances de satisfaire les préférences des hommes, que les logements des hommes satisfont celles des femmes. Nous sommes également en droit de nous demander si le coût psychologique lié à un déménagement lors de la mise en ménage, n'est pas plus élevé chez les hommes que chez les femmes. Ceci pourrait expliquer que les couples choisissent davantage le logement masculin que le logement féminin.

Une dernière tendance montre que la présence d'enfants dans le foyer, incite les couples à faire des choix résidentiels différents. Bien que le logement de l'homme soit mis en avant par rapport à celui de sa compagne, une préférence très nette se fait pour un autre logement du marché ; d'ailleurs, cette tendance est moins marquée lorsqu'un seul agent est concerné par la parentalité, ce qui peut probablement s'expliquer par le fait que le logement du parent présente une taille satisfaisante pour le couple et les enfants. Ainsi, cette préférence pour refuser d'occuper un des logements occupés avant la mise en ménage, peut être le reflet d'une surface insuffisante aux besoins du ménage recomposé. Notons tout de même que le logement masculin est là encore mis en avant puisque les couples dont la femme est la seule à être mère de famille, sont plus enclins à se rendre chez l'homme que les couples dont l'homme est le seul parent, le sont à aller vivre chez la femme.

Les résultats que nous venons de mettre en évidence peuvent toutefois être le résultat d'une inégalité salariale entre les hommes et les femmes, impliquant que les logements auxquels peuvent prétendre les femmes seules, fournissent, en moyenne,

un niveau de vie inférieur à ceux auxquels les hommes ont accès, toutes choses égales par ailleurs. Afin d'évaluer l'impact des revenus salariaux sur les probabilités de choix des couples, nous construisons deux scénarios qui mettent en scène l'évolution du revenu de l'homme - premier scénario - et de la femme - second scénario -. Le tableau (2.5) résume les caractéristiques des scénarios. Pour chacun des deux scénarios, nous avons regroupés les 541 couples de l'échantillon en dix classes de tailles relativement homogènes, de l'individu le moins bien rémunéré, à celui ayant le revenu le plus élevé ; en raison de la part importante des femmes inactives de l'échantillon (10.72%), les premier et second déciles du scénario féminin, ont été regroupés au sein d'une même classe. Le plus haut revenu des femmes étant de loin inférieur à celui des hommes (6 083.33€ pour les femmes, contre 12 832.17€ pour les hommes), nous avons simulé les probabilités de choix résidentiels, en considérant que les femmes pouvaient gagner un revenu aussi élevé que celui des hommes. Nous avons, en outre, considéré que le revenu du conjoint est constant et égal à la valeur médiane de l'échantillon. La répartition des revenus au sein des couples est calculé, par décile, selon les formules du tableau. L'idée est de considérer que les hommes - premier scénario ; les femmes pour le second - sont hétérogènes entre les classes uniquement et sur la seule base de leurs revenus, tandis que le revenu de leur conjoint est le même pour tous les couples. Les logements que les agents occupent avant la mise en ménage sont également considérés comme homogènes et présentent les caractéristiques du logement médian : il s'agit d'un appartement en location, dont la taille ne permet pas au couple de vivre dans des conditions de peuplement au moins normales. L'ensemble des autres variables du modèle sont fixées au point médian de l'échantillon.

Table 2.5 – Scénario d'évolution des revenus de l'homme et de la femme

SCÉNARIO DE L'ÉVOLUTION DU REVENU DE L'HOMME										
Nombre de ménages	54	49	59	54	45	63	54	54	54	55
Revenu médian de l'homme (par décile)	131,46	770,42	1 006,17	1 186,58	1 295,83	1 448,25	1 725,21	1 991,54	2 540,83	3 966,58
L'homme est plus diplômé que sa partenaire	Non									
Revenu de la femme	Revenu médian (1 035,42€)									
Logement de l'homme	Logement médian (non propriétaire, appartement, non acceptable)									
Logement de la femme	Logement médian (non propriétaire, appartement, non acceptable)									
Répartition des revenus dans le couple	$\frac{\text{Revenu médian de l'homme (par décile)}}{\text{Revenu médian de l'homme (par décile)+Revenu médian de la femme (1 035,42€))}}$									
SCÉNARIO DE L'ÉVOLUTION DU REVENU DE LA FEMME										
Nombre de ménages	-	108	54	54	54	51	52	59	53	56
Revenu médian de la femme (par décile)	-	0	539,33	762,25	932,25	1 130,58	1 299,67	1 524,50	1 829,42	2 519,83
L'homme est plus diplômé que sa partenaire	Non									
Revenu de l'homme	Revenu médian (1 372€)									
Logement de l'homme	Logement médian (non propriétaire, appartement, non acceptable)									
Logement de la femme	Logement médian (non propriétaire, appartement, non acceptable)									
Répartition des revenus dans le couple	$\frac{\text{Revenu médian de l'homme (1 372€)}}{\text{Revenu médian de l'homme (1 372€)+Revenu médian de la femme (par décile))}}$									

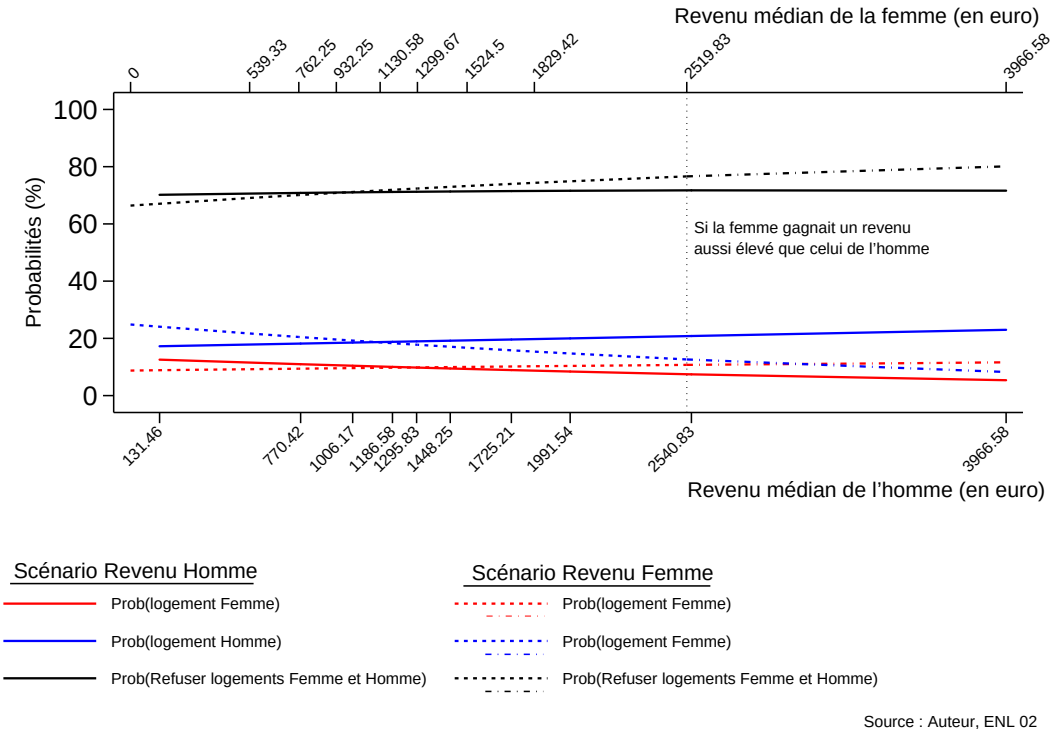
Le tableau (2.6) présente les probabilités expérimentales de ces deux scéna-

Table 2.6 – Probabilité de choix du premier logement commun basée sur les revenus et leur répartition

	[Revenu minimum	Revenu maximum[	Revenu médian	P(logement de la femme)	P(logement de l'homme)	P(refuser logements de l'homme et de la femme)
Revenu de l'homme	-1 778,58	627,08	131,46	12,57%	17,25%	70,18%
	627,08	914,67	770,42	10,98%	18,18%	70,84%
	914,67	1 097,67	1 006,17	10,44%	18,53%	71,03%
	1 097,67	1 270,33	1 186,58	10,04%	18,80%	71,17%
	1 270,33	1 372,00	1 295,83	9,80%	18,96%	71,24%
	1 372,00	1 564,17	1 448,25	9,48%	19,19%	71,33%
	1 564,17	1 835,25	1 725,21	8,92%	19,60%	71,48%
	1 835,25	2 172,33	1 991,54	8,41%	20,00%	71,58%
	2 172,33	3 176,00	2 540,83	7,44%	20,83%	71,73%
	3 176,00	12 832,17	3 966,58	5,38%	23,00%	71,62%
Revenu de la femme	0,00	390,25	0,00	8,75%	24,85%	66,40%
	390,25	642,83	539,33	9,22%	21,71%	69,07%
	642,83	875,33	762,25	9,41%	20,49%	70,09%
	875,33	1 035,42	932,25	9,56%	19,60%	70,84%
	1 035,42	1 219,58	1 130,58	9,72%	18,60%	71,69%
	1 219,58	1 397,42	1 299,67	9,85%	17,77%	72,38%
	1 397,42	1 676,92	1 524,50	10,03%	16,72%	73,25%
	1 676,92	2 064,42	1 829,42	10,26%	15,37%	74,37%
	2 064,42	6 083,33	2 519,83	10,75%	12,64%	76,61%
	Absence d'inégalités salariales hommes/femmes		3 966,58	11,65%	8,25%	80,11%
			Probabilité à la marge (point médian)	*9,38%*	*14,27%*	*76,35%*

rios. Le graphique (2.10) présente l'évolution des probabilités de choix de chacune des trois options pour les deux scénarios. Cette expérience montre, d'une part, que la probabilité d'occuper le logement de l'homme ou celui de la femme augmente avec le revenu de celui-ci, et que le logement de l'homme est un choix qui prime sur celui de la femme, peu importe le revenu que l'on observe pour l'agent. D'autre part, elle confirme un fait stylisé qui a déjà été soulevé : avec l'augmentation du revenu de l'homme, le couple présente une préférence pour occuper le logement de ce dernier, au détriment de celui de la femme et des autres logements présents sur le marché. En revanche, une augmentation du revenu de la femme incite les couples à refuser le logement de l'homme, au bénéfice d'un autre logement du marché. Cela semble se traduire concrètement par une volonté de la part de l'homme, de ne pas quitter son logement, alors que la femme semble avoir une préférence pour ne pas aller vivre dans le logement de son conjoint, lorsque ces agents gagnent en pouvoir au sein de leur couple. Il est possible qu'en agissant ainsi, l'homme anticipe de meilleurs gains lors des décisions futures, et que la femme cherche à se prémunir de ce genre de situation. Enfin, si les femmes touchaient un revenu aussi élevé que les hommes les mieux rémunérés, le logement masculin deviendrait l'alternative la moins appréciée par les couples.

FIGURE 2.10 – Scénarios : évolution des revenus sur un échantillon médian



La différence d'âge au sein du couple, souvent vu comme un autre indicateur de la répartition du pouvoir au sein du couple, fait l'objet d'un scénario dont les conclusions sont également tout à fait intéressantes : après avoir segmenté notre échantillon en dix classes d'effectifs relativement homogènes, nous avons calculé, pour chaque classe, la valeur médiane de l'âge moyen des couples. Nous avons considéré que les hommes et les femmes gagnent un revenu constant et égal au salaire médian (1 372€ pour les hommes, 1 035,42€ pour les femmes) et occupent un logement médian (en location, non acceptable). La répartition des revenus au sein du couple est considérée elle aussi comme constante et égale à la valeur médiane de l'échantillon (58,27%). L'ensemble des autres variables du modèle est fixé au point médian de l'échantillon. Le tableau (2.7) résume les caractéristiques du scénario :

TABLE 2.7 – Scénario d'évolution de la différence d'âge au sein du couple

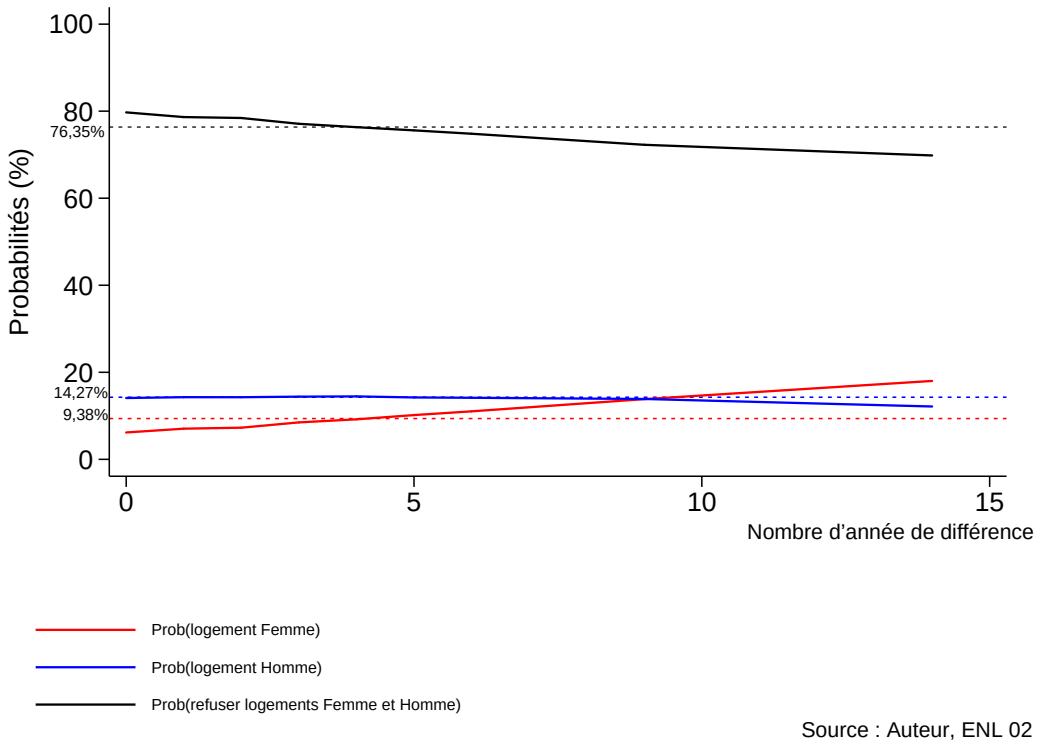
SCÉNARIO DE L'ÉVOLUTION DE LA DIFFÉRENCE D'ÂGE									
Différence d'âge (par décile)	0	1	2	3	4	5	6	9	14
L'âge moyen du couple	32	33,5	32	34,5	34,5	36,5	37	38,25	43,25
Revenu de l'homme	Revenu médian (1 372€)								
Revenu de la femme	Revenu médian (1 035,42€)								
Répartition des revenus	Répartition médiane (58,27%)								
Logement de la femme	Logement médian (non propriétaire, appartement, non acceptable)								
Logement de l'homme	Logement médian (non propriétaire, appartement, non acceptable)								

Les conclusions de ce scénario confirment les faits précédents et montre que plus la différence d'âge augmente au sein du couple et plus le logement de la femme

TABLE 2.8 – Probabilité de choix du premier logement commun basée sur la différence d'âge au sein du couple

[Diff. âge minimum	Diff. âge maximum[	Diff. âge médiane	P(logement de la femme)	P(logement de l'homme)	P(refuser logements de l'homme et de la femme)
0	0	0	6,18%	14,10%	79,73%
0	1	1	7,05%	14,29%	78,65%
1	2	2	7,28%	14,28%	78,44%
2	3	3	8,49%	14,41%	77,10%
3	4	4	9,20%	14,47%	76,33%
4	5	5	10,18%	14,23%	75,59%
5	7	6	11,03%	14,15%	74,82%
7	10	9	13,84%	13,88%	72,28%
10	27	14	18,02%	12,15%	69,83%
		Probabilité à la marge (point médian)	*9,38%*	*14,27%*	*76,35%*

FIGURE 2.11 – Scénario : évolution de l'écart d'âge dans le couple sur un échantillon médian



Source : Auteur, ENL 02

est choisi par les couples, alors qu'elle n'a que peu d'impact sur le choix du logement masculin ; ce choix porté sur le logement féminin se fait nettement au détriment des autres logements du marché, et prime sur le logement de son conjoint pour les couples dont la différence d'âge est supérieure à 8 ans.

2.5 Conclusion

Malgré un intérêt tout particulier pour renoncer aux logements que les agents occupent avant la mise en ménage, l'investissement immobilier passé et satisfaisant les besoins du couple, donne la priorité à ces deux logements. Toutefois, à caractéristiques égales, le logement de l'homme semble, tout de même, préféré à celui de la femme : conserver son logement pourrait bien être une préférence masculine lors de la mise en ménage, tandis que celle qui consiste à en choisir un autre sur le marché, une tendance plutôt féminine. Il est plausible qu'en agissant ainsi, les agents anticipent la distribution de leurs gains respectifs lors des décisions futures : l'homme peut considérer que ses gains à venir seront plus élevés si le couple investit son logement, alors que la femme considère, probablement, que les siens seront moindres si elle accepte cette option et préfère probablement un déménagement pour un autre logement du marché, considérant cette alternative comme plus égalitaire en cas de désaccord futur. Cette interprétation n'est pas sans rappeler les résultats relatifs à l'inefficacité des décisions prises au sein du ménage, par Lundberg & Pollak (2003)[126]. Une interprétation alternative consisterait à considérer que les hommes ont en commun d'être plus réticents à quitter leur logement pour la mise en ménage : le coût psychologique du à un changement de domicile lors de cette décision résidentielle, est, en moyenne, probablement plus élevé chez la population masculine que féminine, ce qui les incite, probablement, imposer leur logement à leur compagne, et ce malgré un degré de mobilité, en moyenne, plus important chez l'homme que chez la femme. Ainsi, la distribution du pouvoir au sein du couple apparait comme un facteur décisif au choix du premier logement commun du couple : tandis qu'une grande différence d'âge implique une plus grande préférence pour les logements féminins que masculins, l'inégalité salariale au sein du couple donne l'avantage au logement de celui qui gagne le plus haut revenu dans le couple et relèguerait même le logement masculin au rang de dernier choix si la femme avait la possibilité de toucher un revenu aussi élevé que les revenus des hommes les plus riches. Une autre explication à ces tendances pourraient bien résider dans le fait que la description des logements pris en compte dans le modèle, est insuffisante, et que les raisons qui fassent préférer le logement masculin au logement féminin, relève d'une hétérogénéité non observée. Probablement, également, que les inégalités salariales au sein du couple et donnant l'avantage à l'homme, pourraient expliquer, simultanément, les choix résidentiels des agents avant de se mettre en ménage, et, par suite, ceux du premier logement commun.

Annexes

2. A L'Enquête Nationale Logement 2002

Réalisée tous les quatre à cinq ans, L'*Enquête Nationale Logement* de l'INSEE est la première source statistique française qui permette d'appréhender de façon détaillée les conditions résidentielles des ménages à un niveau complètement désagrégé, à savoir celui du ménage dans leur résidence principale.

Le tirage de l'échantillon a été effectué dans deux bases de sondage : un échantillon-maître, issu du *Recensement de la Population* de 1999, représentatif de la construction achevée jusqu'à la date du recensement (mars 1999), regroupe un ensemble de 44 768 logements, et, la base de sondage des logements neufs achevés entre 1999 et 2002, enrichie les données à hauteur de 2 879 logements. Le tirage effectué est à une phase et repose sur les critères suivants (Source : INSEE) :

- pour les logements principaux et vacants recensés : catégorie de logement, département, commune, numéro de district et nombre de personnes dans le ménage au *Recensement de la Population* 1999.
- pour les résidences secondaires et occasionnelles au *Recensement de la Population* 1999 : catégorie de logement, département, commune, date d'achèvement, nombre de logements de l'immeuble.
- pour les logements neufs : département, commune, date d'achèvement, statut d'occupation dans la *Base de sondage des logements neufs*.

Le taux de réponse a été de 79,1% des ménages enquêtés, soit plus de 32 000 ménages répondants, en tenant compte de la disparition des logements ou de ceux inoccupés. Ex-post, le taux de sondage des ménages enquêtés est de l'ordre de 1 pour 763, en prenant en compte le nombre de résidences principales, estimé à 24 525 000 en janvier 2002. Un redressement des données de l'enquête, donnant lieu au calcul des pondérations au niveau des logements échantillonnés, a été réalisé par l'INSEE dans le but de corriger l'effet des non-réponses, de réduire les aléas liés au plan de sondage et de redresser les biais propres à l'enquête ou à ses bases de sondage. La méthode utilisée est celle du calage sur marges, qui consiste à utiliser une information auxiliaire connue dans l'échantillon et sur l'ensemble de la population, par l'intermédiaire de variables dites "de calage" ; cette méthode a notamment permis de réduire considérablement l'erreur d'estimation des variables mesurées par l'enquête.

L'*Enquête Nationale Logement* de 2002 abordent les thèmes suivants (Source : INSEE) :

- les caractéristiques physiques du parc de logements (taille, confort sanitaire, chauffage, dépendances) ;
- une approche multicritères de la "qualité de l'habitat" : état du logement et de l'immeuble, fonctionnement de leurs équipements, bruit, exposition, localisation, environnement, voisinage, sécurité, etc ;

- les modalités juridiques d'occupation du logement (forme et origine de la propriété, législation sur les loyers, aides de l'Etat) ;
- les difficultés d'accès au logement, la solvabilité des ménages, le fonctionnement des rapports locatifs,
- les dépenses associées au logement (loyers, charges locatives ou de copropriété, prix et financement des logements achetés récemment, remboursements d'emprunt des accédants, travaux) et les aides dont bénéficient les occupants,
- les ressources perçues par les différents membres du ménage, sous différentes formes : revenus d'activité, prestations sociales, revenus de placements, etc ;
- le patrimoine en logements des ménages, l'utilisation de logements autres que la résidence principale ;
- la mobilité résidentielle des ménages ;
- l'opinion des ménages à l'égard de leur logement et leur désir éventuel d'en changer ;
- les situations inhabituelles d'hébergement d'individus au sein des ménages ;
- les enfants de la personne de référence et/ou de son conjoint, qui vivent hors du domicile parental. (Thème spécifique à l'*Enquête Nationale Logement* de 2002).

Mobilité de l'homme et celle de la femme du ménage

L'enquête de 2002 est la seule vague qui permette de retracer les parcours de mobilité de l'homme et de la femme du ménage entre 1997 et la date de l'enquête. En effet, par rapport aux enquêtes précédentes, les informations relatives au parcours de mobilité résidentielle ont été détaillées puisqu'elle développe non seulement le parcours résidentiel de la personne de référence, mais également celle de son conjoint. Cette base permet également une description plus ou moins exhaustive de trois logements, pour chacun des deux agents : celui occupé en 1997, celui qu'il occupait avant son dernier déménagement et celui occupé par le couple à la date de l'enquête. Ainsi, si en 1997, le ménage ne résidait pas dans le logement qu'il occupe en 2002, alors une description succincte du logement qu'il occupait en 1997 lui a été demandé. En outre, si l'homme et la femme ne partageaient pas le même logement en 1997, alors chacun a décrit le logement qu'il occupait à cette date.

De plus, cette enquête nous indique le nombre de déménagements de l'homme et celui de la femme sur cette période, ce qui nous permet de savoir si le logement de 1997 était le dernier logement occupé avant celui de 2002. Ainsi, si l'individu a déménagé plus d'une fois, alors il a décrit de façon encore plus succincte le logement qu'il occupait avant le dernier déménagement qui l'a conduit au logement de 2002. Certes, la description des derniers logements que les agents occupaient en tant que célibataires n'est pas exhaustive, elle permet toutefois certains points de comparaisons intéressants entre les logements des célibataires et le premier logement du

couple. Nous avons ainsi conservé les informations renseignées simultanément pour les trois logements : ceux que l'homme et la femme occupaient seuls avant la mise en ménage et le logement qu'ils occupaient ensemble en 2002.

Il s'agit de :

- La date de construction en 5 catégories : avant 1948 / 1949-1974 / 1975-1981 / 1982-1989 / 1990-2002 ;
- Le type de logement : maison / appartement ;
- Le nombre de pièces ;
- La surface du logement ;
- Le statut d'occupation : propriétaire / locataire / logés gratuitement ;
- Localisation résidentielle : zone rurale / urbaine.

Les variables décrivant les individus et le dernier logement qu'ils occupaient seuls avant la mise en ménage, sont suffisamment détaillées et pertinentes pour faire l'hypothèse qu'elles pourraient être en lien avec les comportements résidentiels du couple concernant leur premier logement commun.

Cette enquête semble ainsi répondre au mieux de nos attentes concernant le choix résidentiel du premier logement occupé par le couple. Toutefois, elle présente une lacune qui ne nous permettra pas d'estimer le modèle de localisation urbaine que nous voudrions. En effet, les données fournie par L'INSEE et notamment celles de l'Enquête Logement, ne sont pas géolocalisées (sauf à l'aire urbaine), même si l'aire urbaine n'est pas disponible pour l'ensemble des logements qui nous intéresse dans le cadre du parcours de mobilité résidentielle : l'information est indisponible pour le logement qui précède le dernier déménagement, si celui-ci n'est pas le logement qu'il l'agent occupait en 1997 : elle l'est pour les logements occupés en 1997 et de 2002. De plus, aucune information ne décrit la composition du terrain, les équipements fournis par la commune, ni même la composition de la population.

2. B Identification des parcours de mobilité

Comme nous venons de l'expliquer succinctement dans la description de l'Enquête Logement de 2002 dans l'annexe (2. A), page 126, les informations relatives à la description du logement que l'homme occupait seul avant la mise en ménage, ainsi que celui de la femme, ne sont pas directement observables dans la base fournie par l'INSEE. Un lourd travail sur les données a permis de retracer l'ensemble des parcours de mobilité résidentiel des agents dont la mise en ménage a eu lieu moins de quatre ans avant le date de l'enquête. Ce travail est basé sur leurs parcours effectifs et non sur les raisons du déménagement déclarées par l'individu dans le cadre de l'enquête. Nous déterminons également, pour chaque profil de mobilité, le choix de logement du couple lors de la mise en ménage, dans un ensemble de trois logements : le dernier logement que l'homme occupe seul, celui de la femme ou un autre logement disponible sur le marché.

Afin de réaliser un tel travail, nous avons utilisé et créé certaines variables décrivant la mobilité du couple depuis 1997, disponibles dans le tableau (2.9) page 129 :

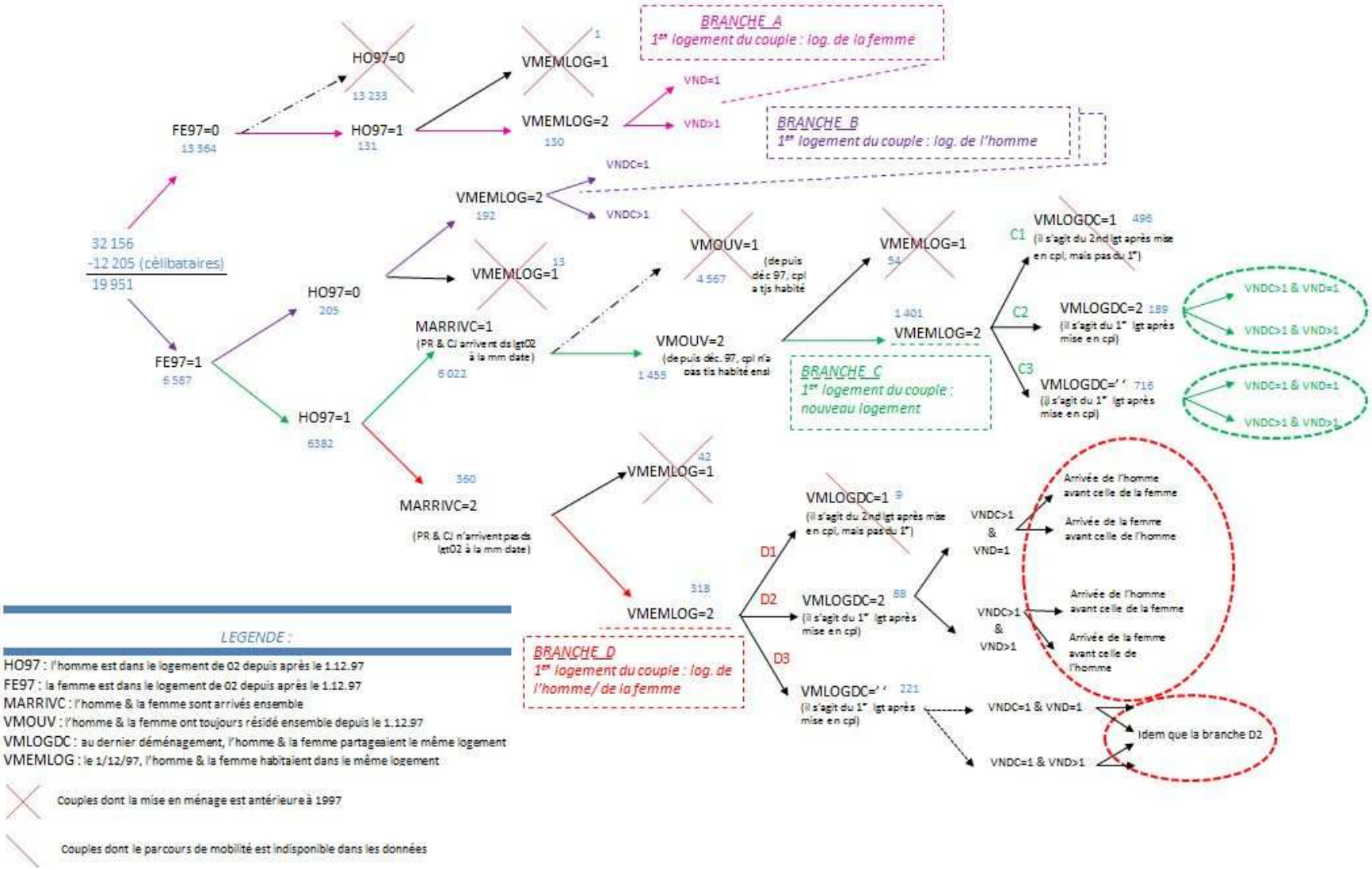
Table 2.9 – Variables utilisées pour l'identification des parcours de mobilité

Variables	Définition
FE97=1	La femme est arrivée, dans le logement de 2002, après le 1/12/1997 ; 0 sinon
HO97=1	L'homme est arrivé, dans le logement de 2002, après le 1/12/1997 ; 0 sinon
VMEMLOG=1	Au 1/12/1997, l'homme et la femme résidaient dans le même logement ; 2 sinon
VMLOGDC=1	Avant son dernier déménagement, la femme résidait dans le même logement que l'homme ; 2 sinon
MARRIVC=1	L'homme et la femme sont arrivés, dans le logement de 2002, à la même date ; 2 sinon
VMOUV=1	L'homme et la femme ont toujours habité ensemble depuis le 1/12/1997 ; 2 sinon
VND	Nombre de déménagements de l'homme depuis le 1/12/1997
VNDC	Nombre de déménagements de la femme depuis le 1/12/1997
MAA2A	Année d'arrivée de l'homme dans le logement de 2002
MAA2AC	Année d'arrivée de la femme dans le logement de 2002
MAA2M	Mois d'arrivée de l'homme dans le logement de 2002
MAA2MC	Mois d'arrivée de la femme dans le logement de 2002

Source : Auteurs, ENL02

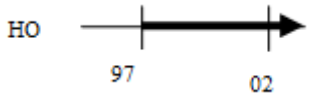
A partir de ces informations, nous tentons de créer de façon rigoureuse l'arbre (2.12), disponible à la page 131, modélisant l'ensemble des parcours de mobilité possibles. Cette annexe se propose d'étudier chaque branche de l'arbre, du haut vers le bas, et de déterminer quels étaient les derniers logements que les agents occupaient seuls avant la mise en ménage. Dans un soucis de parfaite compréhension, chaque branche est illustré par des graphiques modélisant le profil de mobilité, dont la légende se situe dans l'annexe (2. B) page 132.

FIGURE 2.12 – Organisation des données

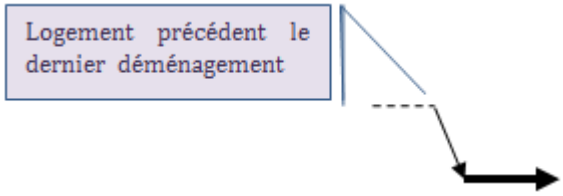


Légendes des graphiques de mobilité résidentielle

Deux segments horizontaux parallèles représentant le temps de l'homme et de la femme passés dans chaque logement. Le trait épais représente le temps passé dans le logement commun. Deux points, "97" et "02", représentent les logements occupés respectivement en 1997 et 2002.



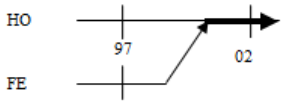
Si l'individu réside dans le même logement entre 1997 et 2002, alors les deux points sont alignés sur le même segment.



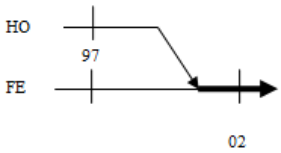
Un déménagement est représenté par un segment oblique. Le logement précédant le dernier déménagement n'est pas spécifiquement écrit mais il est sous-entendu et se situe à l'origine de la dernière flèche de mobilité.

En cas de plusieurs déménagements, le segment oblique prend la forme de plusieurs segments obliques en pointillés disposés en escalier.

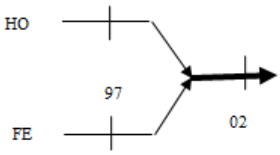
↪ Trois bases de schémas se présentent à nous :



La femme va habiter chez l'homme



L'homme va habiter chez la femme



L'homme et la femme quittent leurs logements respectifs

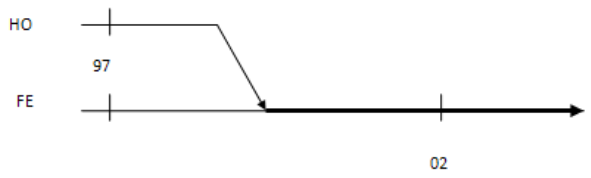
BRANCHE A

FE97=0 & HO97=1 & VMEMLOG=2

Le logement occupé par le couple en 2002, était initialement occupé par la femme seule, depuis au moins le 31 décembre 1997 ; l'homme l'y a rejoint après cette date. Afin de déterminer le dernier logement que l'homme occupait seul avant la mise en ménage, nous devons étudier le nombre de déménagement de celui-ci durant ces quatre ans. La description du dernier logement qu'elle occupait sans lui est celui que le couple occupe en 2002. Le couple a ainsi décidé de se loger ensemble dans le logement que la femme occupait seule.

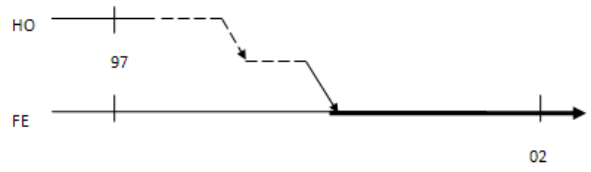
- Cette branche de l'arbre correspond aux ménages dont l'homme n'a déménagé qu'une fois entre 1997 et 2002 (VND=1) et que ce dernier déménagement est celui qui lui a permis de rejoindre sa compagne et de se mettre en ménage avec elle. Le dernier logement que l'homme occupait sans sa compagne actuelle avant la mise en ménage est celui qu'il occupait en 1997.

FE97=0 & HO97=1 & VMEMLOG=2 & VND=1



- Contrairement à la branche précédente, celle-ci correspond aux ménages dont l'homme a déménagé plus d'une fois entre 1997 et 2002 (VND>1). Le dernier logement qu'il occupait sans sa partenaire était celui qu'il occupait avant son dernier déménagement.

FE97=0 & HO97=1 & VMEMLOG=2 & VND>1



BRANCHE B

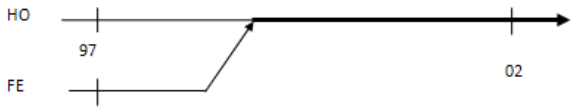
FE97=1 & HO97=0 & VMEMLOG=2

L'homme a investi seul et avant le 1er décembre 1997, le logement décrit en 2002 par le couple. Les ménages concernés par cette situation ont un profil de mobilité parfaitement symétrique à celui des ménages de la branche A, dans le sens où c'est la femme qui a rejoint son conjoint dans le logement qu'il occupait seul. Le couple a

ainsi décidé de se loger ensemble dans le logement que l'homme occupait seul. Selon le nombre de déménagements que la femme a entrepris entre 1997 et 2002, nous pourrons déterminer si les caractéristiques du dernier logement qu'elle occupait sans lui sont celles du logement de 1997 ou celles du logement qui précédait son dernier déménagement.

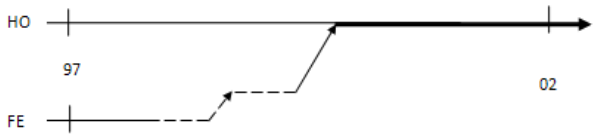
- Cette branche de l'arbre correspond aux ménages dont la femme n'a déménagé qu'une fois entre 1997 et 2002 (VNDC=1). Ce déménagement correspond au déménagement du logement qu'elle occupait seule à celui de son partenaire. La description du dernier logement que la femme occupait seule est celui qu'elle occupait en 1997.

FE97=1 & HO97=0 & VMEMLOG=2 & VNDC=1



- Contrairement à la branche précédente, celle-ci correspond aux ménages dont la femme a déménagé plus d'une fois entre 1997 et 2002 (VNDC>1). Les variables relatives à la description du logement que la femme occupait seule avant la mise en ménage chez l'homme, sont construites à partir de celles qu'elle occupait avant son dernier déménagement, qui correspond donc à la mise en ménage.

FE97=1 & HO97=0 & VMEMLOG=2 & VNDC>1



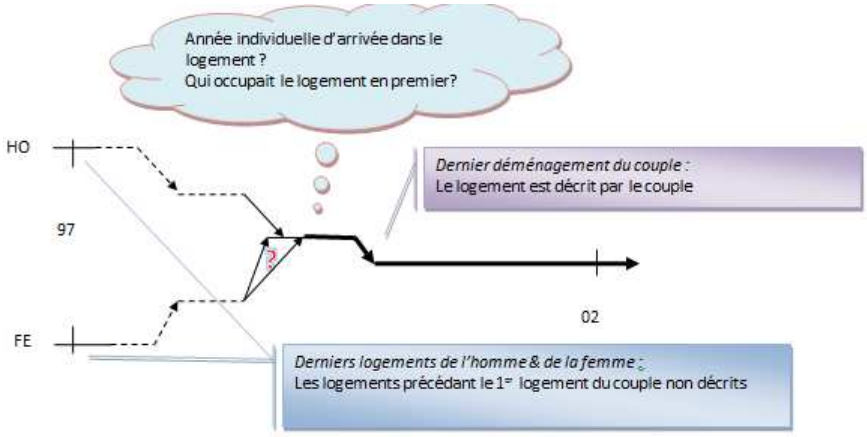
BRANCHE C

FE97=1 & HO97=1 & MARRIVC=1 & VMOUV=2 & VMEMLOG=2

L'homme et la femme ont investi, ensemble et après le 1er décembre 1997, le logement dans lequel ils sont enquêté. Ils ont ainsi choisi de quitter les deux logements qu'ils occupaient seuls et d'habiter ensemble dans un autre logement disponible sur le marché. Toutefois, ils n'ont pas toujours résidé ensemble depuis cette date. Nous allons différencier à présent trois types de mobilité, selon s'ils partageaient ou non le même logement avant le dernier déménagement (VMLOGDC). Cette information, adressée uniquement à la femme lors de l'enquête, a été récoltée uniquement dans le cas où elle a déménagé au moins deux fois entre 1997 et 2002.

- C1 : ces couples sont, certes, de jeunes couples, mais le logement qu'ils partagent en 2002 n'est pas leur premier logement commun (VMLOGDC=1). Les derniers logements respectifs, occupés seuls, ne sont pas disponibles dans les données. Afin de pallier à ce problème, nous aurions pu, à défaut de mieux faire, considérer que le premier logement du couple est le logement qu'ils occupaient ensemble avant leur dernier déménagement et que les logements qu'ils occupaient séparément au 1er décembre 1997 étaient les derniers qu'ils occupaient seuls avant la mise en ménage. Toutefois, un problème de plus grande envergure se pose à nous. En effet, la plus grosse lacune de ces données concernant ce type de ménage est l'absence de la date d'arrivée (individuelle) dans le premier logement commun. De ce fait, nous ne pouvons déterminer quel choix le couple a fait entre habiter ensemble dans le logement de l'homme, dans celui de la femme ou d'en choisir un autre disponible sur le marché. Ces couples entrent certes dans le cadre de notre analyse mais la façon dont les données sont disponibles, un certain nombre d'information, vitale à notre analyse, nous faisant défaut, nous nous voyons contraint de mettre ces couples à l'écart de notre analyse, tout en sachant pertinemment que leur absence induiront à coup sûr un biais dans les résultats d'estimation.

FE97=1 & HO97=1 & MARRIVC=1 & VMOUV=2 & VMEMLOG=2 & VMLOGDC=1



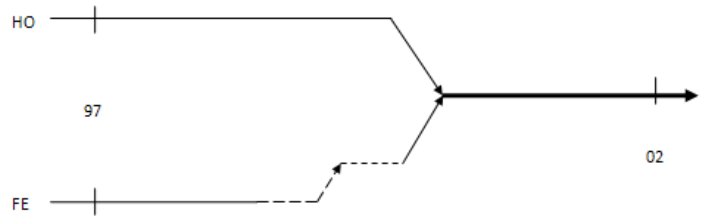
- C2 : il s'agit des ménages qui ne résidaient pas ensemble avant leur dernier déménagement. Il s'agit donc de jeunes couples dont la mise en ménage s'est effectuée dans le logement qu'ils occupent en 2002 (VMLOGDC=2). L'ensemble des femmes ayant déménagé au moins deux fois, nous traitons ces ménages en deux temps, selon le nombre de déménagement effectué par l'homme.

FE97=1 & HO97=1 & MARRIVC=1 & VMOUV=2 & VMEMLOG=2 & VMLOGDC=2

  - Il s'agit de l'ensemble des ménages dont l'homme n'a déménagé qu'une fois entre 1997 et 2002 et dont la femme a déménagé au moins deux fois au cours de cette période. De ce fait, le dernier logement occupé par la

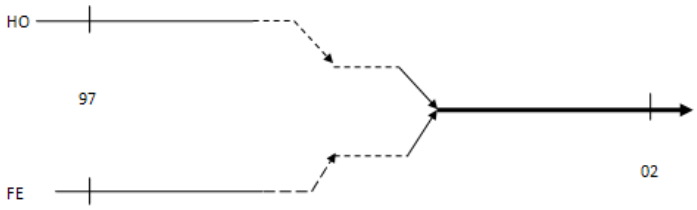
femme seule, est celui qui précédait son dernier déménagement, tandis que celui de l'homme est celui qu'il occupait le 1er décembre 1997.

FE97=1 & HO97=1 & MARRIVC=1 & VMOUV=2 & VMEMLOG=2 & VMLOGDC=2 & VNDC>1 & VND=1



– La seule différence avec la mobilité précédente, réside dans le nombre de déménagement de l'homme : l'homme a déménagé au moins deux fois au cours des quatre dernières années ; la femme également. Les derniers logements qu'ils occupaient seuls avant la mise en ménage sont donc ceux qu'ils occupaient avant le dernier déménagement.

FE97=1 & HO97=1 & MARRIVC=1 & VMOUV=2 & VMEMLOG=2 & VMLOGDC=2 & VNDC>1 & VND>1



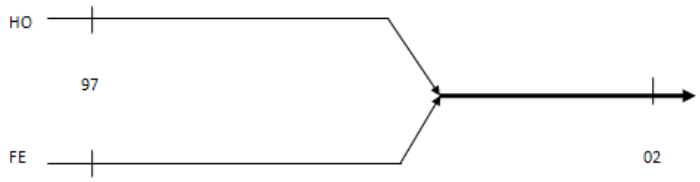
- C3 : les deux conjoints sont arrivés à la même date dans le logement décrit en 2002 et ce après 1997. Ces couples présentent la particularité que la femme n'a déménagé qu'une fois entre 1997 et 2002. Ce déménagement étant celui qui a permis la mise en ménage avec son partenaire, il ne lui a pas posé la question relative à la cohabitation avec celui-ci dans le logement précédant son dernier déménagement : de ce fait, la variable VMLOGDC n'est pas renseignée pour ces ménages. De la même façon que précédemment, nous traitons ces ménages en deux temps selon le nombre de déménagement que l'homme a effectué entre 1997 et 2002.

FE97=1 & HO97=1 & MARRIVC=1 & VMOUV=2 & VMEMLOG=""

– L'homme n'a déménagé qu'une fois entre 1997 et 2002 ; la femme également. Il va de soi que ce déménagement correspond à la mise en ménage du couple. Nous considérons donc que les derniers logements occupés par les deux protagonistes en tant que célibataires sont les logements qu'ils

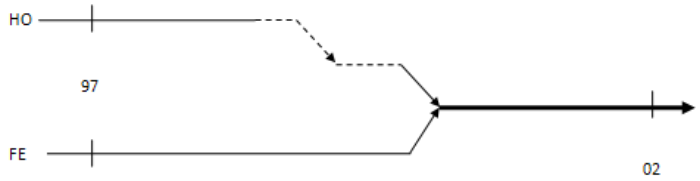
occupaient en 1997.

FE97=1 & HO97=1 & MARRIVC=1 & VMOUV=2 & VMEMLOG="" & VNDC=1 & VND=1



– L'homme a déménagé plus d'une fois entre 1997 et 2002 ; la femme une seule fois. Ainsi, le dernier logement que la femme occupait seule est celui qu'elle occupait en 1997, tandis que celui que l'homme occupait seul, était celui qui précédait son dernier déménagement.

FE97=1 & HO97=1 & MARRIVC=1 & VMOUV=2 & VMEMLOG="" & VNDC=1 & VND>1



BRANCHE D

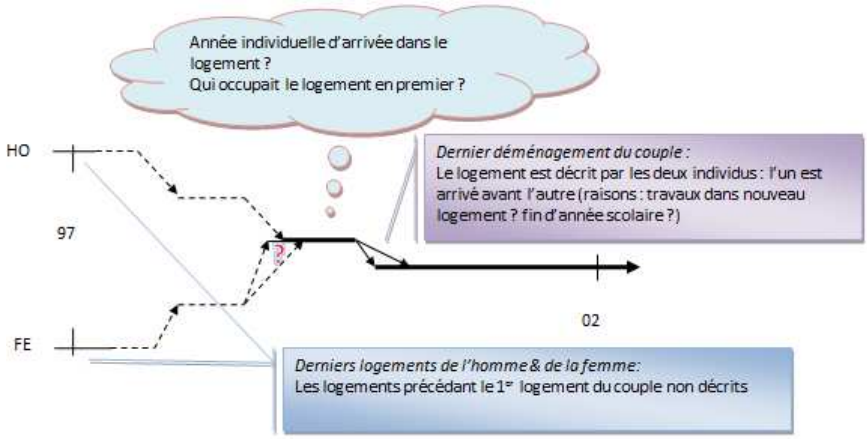
Les couples de cette branche sont arrivés après 1997 dans le logement qu'ils occupent en 2002 ; l'homme et la femme n'ont pas emménagé à la même date. Nous différencions trois types de mobilités, selon que le couple résidait déjà ensemble lors de leur dernier déménagement (VMLOGDC). Rappelons que cette information a été demandé uniquement à la femme ayant déménagé au moins deux fois entre 1997 et 2002.

FE97=1 & HO97=1 & MARRIVC=2 & VMEMLOG=2

- D1 : ces couples ont la particularité de partager le même logement depuis au moins le logement précédant leur dernier déménagement (VMLOGDC=1). Ceci signifie que ces couples sont, certes, de jeunes couples, mais que le logement qu'ils occupent ensemble en 2002 n'est pas leur premier logement commun. De la même façon que la branche C1, c'est le manque d'informations relatifs aux logements occupés dans le passé, et notamment la date d'arrivée dans le logement de chacun des deux agents, qui nous oblige à écarter ces couples de notre analyse, impliquant le même biais dans nos estimations. De la même façon que la branche C1, nous ne savons pas quel logement ces

couples ont décidé d'occuper ensemble lors de leur mise en ménage : celui que l'homme occupait seul, celui de la femme, ou un autre logement disponible sur le marché[9].

FE97=1 & HO97=1 & MARRIVC=2 & VMEMLOG=2 & VMLOGDC=1

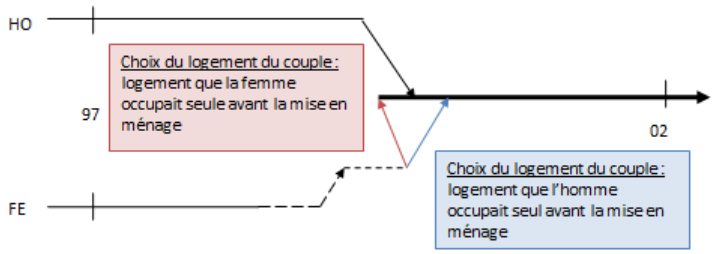


- D2 : il s'agit de l'ensemble des ménages qui ne résidaient pas ensemble avant leur dernier déménagement. Il s'agit de jeunes couples dont la mise en ménage s'est effectuée dans le logement occupé en 2002. L'ensemble des femmes a déménagé au moins deux fois. Nous traitons ces ménages en deux temps, selon le nombre de déménagement que l'homme a effectué entre 1997 et 2002.

FE97=1 & HO97=1 & MARRIVC=2 & VMEMLOG=2 & VMLOGDC=2

  - *l'homme a déménagé une seule fois entre 1997 et 2002* et la femme au moins deux fois. Afin de déterminer quel logement le couple a choisi d'occuper ensemble, nous faisons intervenir la date d'arrivée dans le logement de chaque agent.

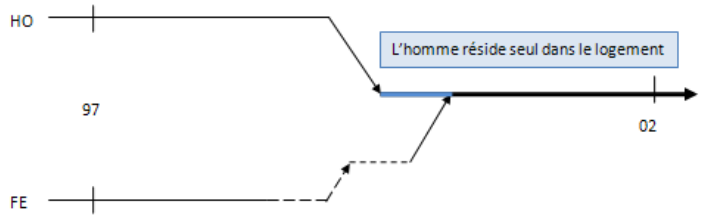
FE97=1 & HO97=1 & MARRIVC=2 & VMEMLOG=2 & VMLOGDC=2 & VNDC>1 & VND=1



9. Nous aurions également pu considérer les logements respectifs de 1997 comme les derniers logements que les individus occupaient seuls avant la mise en ménage et celui précédant le dernier déménagement comme le logement correspondant à la mise en ménage.

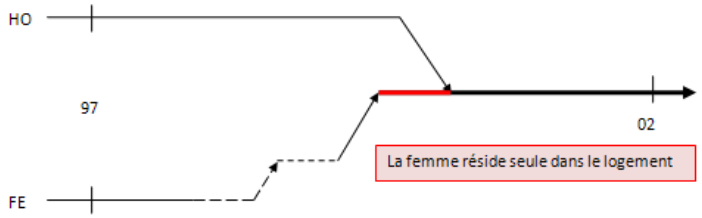
* Arrivée de l'homme avant celle de la femme : le logement de la mise en ménage est celui que l'homme occupe après son dernier déménagement. La femme, quant à elle, l'y a rejoint après plusieurs déménagements entre 1997 et 2002.Le couple a donc choisi d'occuper, ensemble, le logement que l'homme occupait seul.

MAA2A<MAA2AC or (MAA2A=MAA2AC & MAA2M<MAA2MC)



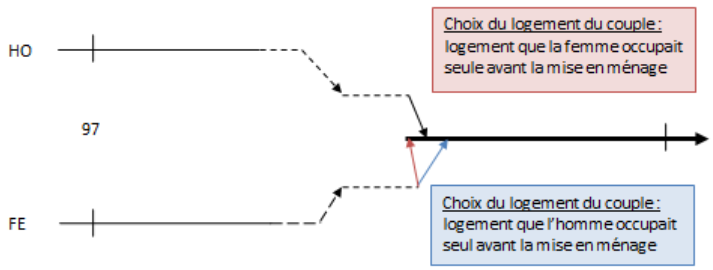
* Arrivée de la femme avant celle de l'homme : contrairement à ce qui précède, la femme occupait, seule, le logement avant que l'homme l'y rejoigne. L'homme ayant déménagé une fois entre 1997 et 2002 et la femme plusieurs fois le couple a donc choisi d'occuper, ensemble, le logement que la femme occupait seule depuis son dernier déménagement.

MAA2A>MAA2AC or (MAA2A=MAA2AC & MAA2M>MAA2MC)



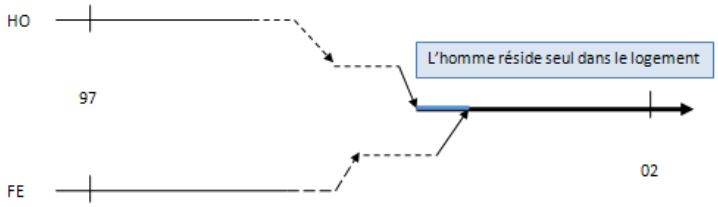
– *l'homme a déménagé plusieurs fois entre 1997 et 2002* et la femme également. Les logements que les agents occupaient avant leur dernier déménagement sont les derniers qu'ils occupaient seuls. Afin de déterminer quel logements l'homme et la femme occupaient seuls avant la mise en ménage, ainsi que le logement qu'il ont choisi pour leur mise en ménage, nous faisons intervenir la date d'arrivée dans le logement qu'ils occupent en 2002.

FE97=1 & HO97=1 & MARRIVC=2 & VMEMLOG=2 & VMLOGDC=2 & VNDC>1 & VND>1



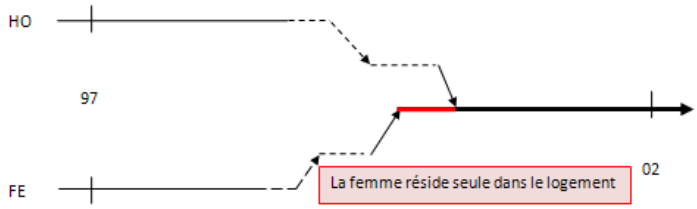
* Arrivée de l'homme avant celle de la femme : l'homme et la femme ont, chacun, effectué plusieurs déménagements entre 1997 et 2002 ; le dernier logement que la femme occupait seule avant la mise en ménage est celui qui précédait le dernier déménagement, alors que celui que l'homme occupait seul est celui qu'ils occupent en 2002. Ils ont fait le choix d'occuper, ensemble, le logement de l'homme.

MAA2A<MAA2AC or (MAA2A=MAA2AC & MAA2M<MAA2MC)



* Arrivée de la femme avant celle de l'homme : l'homme et la femme ont, chacun, effectué plusieurs déménagements entre 1997 et 2002 ; le dernier logement que l'homme occupait seul est celui qui précède le dernier déménagement, alors que celui de la femme est celui qu'ils occupent ensemble en 2002. Le couple a donc choisi d'occuper, ensemble, le logement de la femme.

MAA2A>MAA2AC or (MAA2A=MAA2AC & MAA2M>MAA2MC)

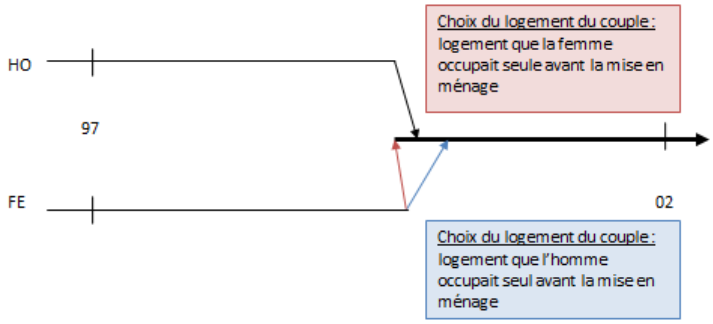


- D3 : les deux conjoints sont arrivés à des dates différentes dans le logement qu'ils occupent en 2002, et ce après 1997. La femme n'a déménagé qu'une fois entre 1997 et 2002 et il ne lui a pas été demandé si elles paratgeait le même logement que son conjoint avant le dernier déménagement (VMLOGDC non renseignée). Nous traitons ces ménages selon le nombre de déménagements que l'homme a effectué entre 1997 et 2002.

FE97=1 & HO97=1 & MARRIVC=2 & VMEMLOG=2 & VMLOGDC=3

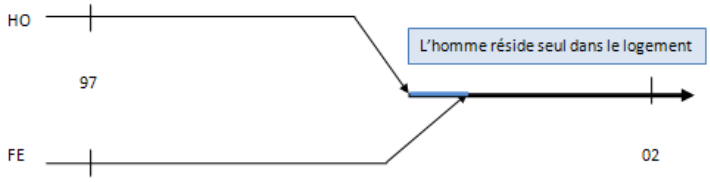
  - *l'homme n'a déménagé qu'une fois entre 1997 et 2002* ; la femme également. Afin de connaitre le dernier logement que les agents occupaient séparément avant la mise en ménage, nous faisons appel à leurs dates d'emménagement respectives dans le logement qu'ils occupent en 2002.

FE97=1 & HO97=1 & MARRIVC=2 & VMEMLOG=2 & VMLOGDC=3 & VNDC=1 & VND=1



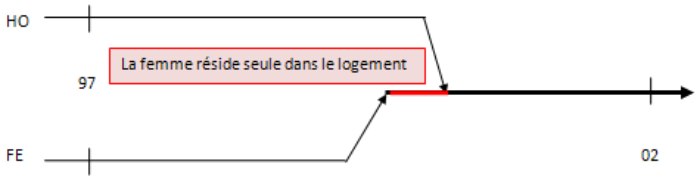
* Arrivée de l'homme avant celle de la femme : les derniers logements que les deux agents occupaient seuls avant la mise en ménage, sont le logement de 2002 pour l'homme, et celui de 1997 pour la femme. Le couple a donc choisi le logement que l'homme occupait seul comme premier logement commun.

MAA2A<MAA2AC or (MAA2A=MAA2AC & MAA2M<MAA2MC)



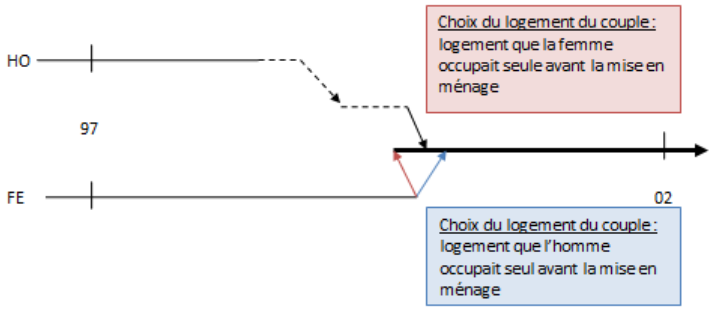
* Arrivée de la femme avant celle de l'homme : les derniers logements que les deux agents occupaient seuls avant la mise en ménage, sont le logement de 1997 pour l'homme, et celui de 2002 pour la femme. Le couple a donc choisi le logement que la femme occupait seule comme premier logement commun.

MAA2A>MAA2AC or (MAA2A=MAA2AC & MAA2M>MAA2MC)



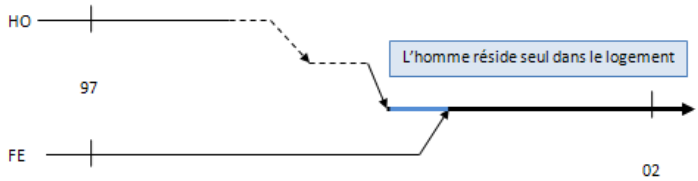
– *l'homme a déménagé plus d'une fois entre 1997 et 2002* ; la femme une seule fois. Afin de connaitre derniers logements respectifs qu'ils occupaient seuls avant la mise en ménage, et le logement commun qu'ils ont choisi, nous faisons appel à leurs dates d'emménagement respectives dans le logements qu'ils occupent en 2002.

FE97=1 & HO97=1 & MARRIVC=2 & VMEMLOG=2 & VMLOGDC=3 & VNDC=1 & VND>1



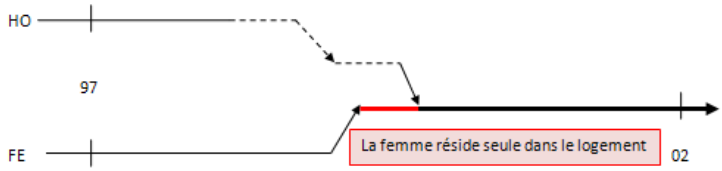
* Arrivée de l'homme avant celle de la femme : l'homme a déménagé plusieurs fois entre 1997 et 2002, et est arrivé dans le logement qu'ils occupent, ensemble en 2002, avant sa compagne. Ainsi, les derniers logements qu'ils occupent seuls sont, respectivement celui de 2002 pour l'homme et celui de 1997 pour la femme. Le couple a ainsi décidé d'occuper, ensemble, le logement que l'homme occupait seul avant la mise en ménage.

MAA2A<MAA2AC or (MAA2A=MAA2AC & MAA2M<MAA2MC)



* Arrivée de la femme avant celle de l'homme : l'homme a déménagé plusieurs fois entre 1997 et 2002, et est arrivé dans le logement qu'ils occupent, ensemble en 2002, après sa compagne. Ainsi, les derniers logements qu'ils occupent seuls sont, respectivement celui qui précédait son dernier déménagement, pour l'homme et celui de 2002 pour la femme. Le couple a ainsi décidé d'occuper, ensemble, le logement que la femme occupait seule avant la mise en ménage.

MAA2A>MAA2AC or (MAA2A=MAA2AC & MAA2M>MAA2MC)



Couples matures

Les couples sont considérés comme "matures", en opposition avec les "jeunes couples" de notre étude, lorsque la mise en ménage a eu lieu au moins quatre ans avant l'enquête, soit avant 1997.

- *F*E97=0 & HO97=0 : le couple est arrivé dans le logement actuel avant le 1er décembre 1997.
- *F*E97=0 & HO97=1 & VMEMLOG=1 : la femme arrive avant décembre 1997 dans le logement que le couple occupe en 2002 et l'homme après. Cependant, d'après la variable VMEMLOG, ils habitaient dans le même logement au 1 déc 1997.
- *F*E97=1 & HO97=0 & VMEMLOG=1 : l'homme arrive avant décembre 1997 dans le logement que le couple occupe en 2002 et la femme après. Cependant, d'après la variable VMEMLOG, ils habitaient dans le même logement au 1er décembre 1997.
- *F*E97=1 & HO97=1 & MARRIVC=1 & VMOUV=1 : ces couples ont toujours résidé ensemble depuis le le 1er décembre 1997 et sont arrivés à la même date dans le logement qu'ils occupent en 2002
- *F*E97=1 & HO97=1 & MARRIVC=1 & VMOUV=2 & VMEMLOG=1 : l'homme et la femme sont arrivés après décembre 1997 dans le logement qu'ils occupent en 2002, ont emménagé à la même date et partageaient déjà un logement commun en décembre 1997. Toutefois, depuis 1997, ils n'ont pas toujours habité ensemble. Les raisons ne sont pas mentionnées.
- *F*E97=1 & HO97=1 & MARRIVC=2 & VMEMLOG=1 : l'homme et la femme habitaient déjà ensemble en 1997, mais ils n'ont pas emménagé à la même date.

Effectifs des branches & valeurs manquantes

Ainsi, nous observons les parcours de mobilité résidentielles des habitants du parc de 2002. Cependant, si, en 1997 ou dans le logement précédant le dernier déménagement, l'individu résidait soit à l'étranger, soit en collectivité, soit dans une habitation mobile, alors aucune description du logement qu'il occupait en 1997 ne lui a été demandé. Dans la table fournie par l'INSEE, le lieu et le mode de résidence antérieur sont disponibles à travers les variables présentées dans le tableau (2.10) page 144. Ainsi, par exemple, si en 1997, l'homme résidait dans les DOM-TOM (VLR=4) ou à l'étranger (VLR=5), alors le logement qu'il occupait n'est pas décrit. De plus, si le logement qu'il occupait avant son dernier déménagement était situé hors de France métropolitaine (VLRD=2) alors le logement ne l'est pas non plus.D'après le tableau (2.11), nous constatons que ces logements non décrits concernent 7,81% des logements que la femme occupait seule avant la mise en ménage et 6,45% de ceux des hommes.

Table 2.10 – Explication valeurs manquantes des attributs

HO						FE					
97			DDt			97			DDt		
LIEU RESIDENCE ANTERIEURE											
VLR			VLRD			VLRC			VLRDC		
1-3	France métrop	*(Rens)*	1	France métrop	*(Rens)*	1-3	France métrop	*(Rens)*	1	France métrop	*(Rens)*
4	DOM-TOM	*(NRens)*	2	autre	*(NRens)*	4	DOM-TOM	*(NRens)*	2	autre	*(NRens)*
5	étranger	*(NRens)*				5	étranger	*(NRens)*			
MODE DE LOGEMENT											
VLA			VLAB			VLAC			VLABC		
1	hébergement chez un parent ou ami										*(Rens)*
2	En collectivité (caserne, cité universitaire, foyer d'étudiants ou de jeunes travailleurs, centre d'hébergement, établissement de soins ou de cure...)										*(NRens)*
3	habitation mobile (caravane, péniche)										*(NRens)*
4	Locataire, propriétaire ou logé gratuitement										*(Rens)*

Source : Auteurs, ENL02

Une particularité, cependant, concerne la déclaration du statut d'occupation des logements antérieurs à la mise en ménage, ainsi qu'aux loyers des locataires. Nous constatons que le statut d'occupation est manquant pour près de 60% des logements des femmes et plus de 40% de ceux des hommes. Les loyers manquants montrent un taux d'abstention nettement supérieur puisque près des 3/4 des loyers sont manquants, d'après le tableau (2.11). Aucune information n'explique ce taux de non réponse.

Table 2.11 – Importance de valeurs manquantes

	Logements de célibataires		
	La femme	L'homme	Le couple
ATTRIBUTS RETENUS			
Date de construction			
Type de logement			
Nombre de pièces	7,81%	6,45%	0%
Surface			
Mode de location			
Statut d'occupation	59,11%	41,34%	0%
ATTRIBUTS NON RETENUS			
Loyer	71,29%	74,41%	29,56%
Autres	100%	100%	100%

Source : Auteurs, ENL02

2. C Maximum de vraisemblance

Principe de la méthode d'estimation

Généralement, l'estimation d'un modèle de choix discret fait appel à la méthode du maximum de vraisemblance proposé par Fisher (1912, 1922)[77] [78], qui consiste à définir une fonction de vraisemblance ($L(\theta)$) et à chercher la valeur des paramètres qui maximise cette fonction. La fonction de vraisemblance exprime la probabilité d'observer l'échantillon sur lequel nous travaillons, constitué de N individus indépendants, à partir de l'information qui les caractérise et aux choix qu'ils ont effectué. Cette expression est souvent privilégiée pour sa dérivabilité par rapport à la variable d'intérêt, en l'occurrence l_k dans notre expression. reposant sur le produit de probabilité, le calcul de la condition de premier ordre (la dérivée première égalisée à zéro) peut être fastidieuse. Il est souvent préférable de calculer la fonction logarithme de la fonction de vraisemblance, qui allège considérablement les calculs (la fonction logarithme étant une fonction croissante, maximiser la fonction de vraisemblance ou son logarithme est équivalente en terme de résultat.

$$\begin{aligned}
\log L(l_k) &= \sum_{j=1}^{J} \log \mathbb{P}_j^{l_k} \\
&= \sum_{j=1}^{J} (\log \mathbb{P}_j^{l_H} + \log \mathbb{P}_j^{l_F}) + \sum_{L_K=\{l_3;\ldots;l_N\}} \log \mathbb{P}_j^{l_K} \\
&= \sum_{j=1}^{J} \log \frac{\exp^{\overline{U}_j^{l_k}}}{\sum_{L_K=\{l_H;l_F;l_3;\ldots;l_N\}} \exp^{\overline{U}_j^{L_K}}}
\end{aligned} \tag{2.4}$$

Après avoir déterminé la valeur pour laquelle la fonction de log-vraisemblance s'annule, il est nécessaire de s'assurer qu'il s'agisse bel et bien d'un maximum : pour cela, il suffit de vérifier si sa dérivée seconde est bien négative.

Précision de l'estimateur et tests

Pour apprécier la précision des estimations, on dispose d'une série d'indicateurs et de tests statistiques. Une première mesure de la précision de l'estimation est l'écart-type de chaque coefficient estimé, utilisé pour construire l'intervalle de confiance dans lequel doit se situer la valeur réelle du paramètre et les t de Student, calculés comme rapport entre la valeur du coefficient et son écart-type. Un autre critère pour apprécier la qualité d'ajustement du modèle est le ratio de vraisemblance. L'hypothèse qui est testée est si tous les coefficients sont nuls. Le test est basé sur la statistique $-2(L(0)-L(l_k))$, qui est distribuée asymptotiquement suivant une loi du χ^2. Une valeur plus forte du test indique une amélioration significative de l'information reprise par le modèle. L'indicateur ρ^2 permet de mesurer la qualité d'ajustement du modèle, c'est-à-dire le gain d'information apporté par rapport à un modèle constant. Il est donné par la relation : $\rho^2 = 1 - L(l_k)/L(0)$ La valeur du ρ^2

est comprise entre 0 et 1, et une valeur de ρ^2 plus proche de 1 indique un meilleur modèle. (En pratique, une valeur de ρ^2 comprise entre 0,3 et 0,4 correspond à un ajustement de bonne qualité.) Les logiciels fournissent également un autre indicateur, le ρ^2 redressé, qui est une correction du ρ^2 par le nombre de coefficients estimés, ce redressement permettant de corriger le fait que la vraisemblance augmente automatiquement quand le nombre de variables explicatives dans le modèle croît. (Cette statistique est l'équivalent du R^2 des régressions linéaires, et elle est parfois appelée pseudo-R^2 de McFadden.) En dehors des tests statistiques, la validation des résultats du modèle suppose de vérifier la cohérence des signes et des valeurs des coefficients estimés par rapport à ce que stipule la théorie.

Hypothèse d'Indépendance des Alternatives Non Pertinentes

La propriété d'indépendance des alternatives non pertinentes (*Independance of Irrelevant Alternatives*-IIA) provient du fait que la probabilité relative de choisir l'alternative l_k plutôt que l'_k dépend uniquement des caractéristiques de ces deux alternatives, et doit, par conséquent, être indépendante des autres alternatives disponibles. Elle ne doit en aucun cas se modifier en cas d'ajout ou de suppression d'autres alternatives, si les valeurs des utilités qui y sont associées ($U_j^{l_k}$ et $U_j^{l'_k}$) sont identiques.

Toutefois, Debreu (1960)[62] souligne le fait que dans certains cas cette hypothèse peut être violée dans le sens où l'introduction d'une nouvelle alternative peut entrainer une profonde incohérence : les fonctions d'utilités étant le reflet de lois comportementales, elles risquent d'être invalidées si l'ensemble des choix possibles est modifié. L'illustration qu'il propose en 1960 met en scène deux modes de transport : une automobile et un service de bus rouge, et fait l'hypothèse que les coûts de chaque mode de transport sont similaires. Ainsi, d'après la spécification du modèle logit multinomial, la moitié des voyageurs choisissent le véhicule tandis que l'autre moitié opte pour le bus. Il montre que, après avoir peint la moitié des bus rouge en bleu, la logique nous pousse à affirmer que la part des voyageurs qui choisissent le véhicule, représente toujours la moitié des voyageurs (qu'ils soient rouge ou bleu, l'ensemble des bus ne représentent qu'un seul mode de transport), tandis que les bus rouge et bleu se partagent, en part égales, l'autre moitié des voyageurs. Le modèle logit multinomial, quant à lui, considère que les voyageurs ont désormais un ensemble de trois choix de mode de transport et que la répartition entre chaque mode est d'un tiers pour chaque mode, alors que la couleur du bus n'a aucun impact sur les caractéristiques physiques du transport de ce mode de transport (vitesse, capacité, coût, confort ...). Ceci découle de l'hypothèse IIA, dans le sens où :

$$\frac{\mathbb{P}(\text{voiture})}{\mathbb{P}(\text{bus rouge})} = \frac{\mathbb{P}(\text{voiture})}{\mathbb{P}(\text{bus bleu})} = 1 \tag{2.5}$$

Ainsi, la violation de l'hypothèse IIA repose sur des alternatives non indépendantes et dont les probabilités d'être choisi sont très corrélées.

Même si les logements antérieurs semblent proches dans le sens où ils s'agit des logements antérieurs des agents à la mise en ménage, rien ne nous permet d'affirmer qu'ils présentent des caractéristiques plus proches que ceux des logements que les couples qui ont refusé d'occuper un de ces deux logements, occupent. Si les préférences de l'homme seul sont plus proches de celles du couple, alors le logement qu'il occupe avant la mise en ménage peut être plus proche des logements disponibles sur le marché que des logements que les femmes occupent avant la mise en ménage.

2. D Détail des estimations

TABLE 2.12 – Estimation des rapports de probabilité des choix résidentiels (exhaustif)

Cat. Réf. : refuser d'habiter dans un des deux logements antérieurs	Choix du logement de la femme	Choix du logement de l'homme
Seul l'homme est propriétaire du logement qu'il occupe avant la mise en ménage	-0.614 (0.658)	1.826*** (0.378)
Seule la femme est propriétaire du logement qu'elle occupe avant la mise en ménage	1.444*** (0.462)	-0.267 (0.767)
Homme et femme sont propriétaires des logements qu'ils occupent avant la mise en ménage	1.359** (0.655)	2.046*** (0.605)
Le logement que l'homme occupe avant la mise en ménage, est le seul à avoir un indice de peuplement acceptable pour le couple	-1.191^{-} (0.733)	1.656*** (0.369)
Le logement que la femme occupe avant la mise en ménage, est le seul à avoir un indice de peuplement acceptable pour le couple	0.552* (0.326)	-0.787^{-} (0.507)
Nb de modifications de la composition du ménage (4 ans)	-0.127 (0.216)	0.360* (0.210)
L'homme est le seul à avoir au moins un enfant issu d'une précédente union	-1.833^{-} (1.145)	-0.249 (0.573)
La femme est la seule à avoir au moins un enfant issu d'une précédente union	0.0838 (0.354)	-0.296 (0.412)
L'homme et la femme ont chacun au moins un enfant issus d'une précédente union	-1.768^{--} (1.305)	0.936 (0.741)
Nb de bébé(s) que le couple a ensemble	-1.985*** (0.637)	-1.480** (0.696)
Revenu de l'homme (/1000)	-0.226^{-} (0.155)	0.0708 (0.109)
Revenu de la femme (/1000)	0.0245 (0.231)	-0.326^{-} (0.219)
Part du revenu de l'homme dans le ménage	-0.00167 (0.00612)	-0.00621 (0.00528)
Âge moyen du couple	0.612 (0.526)	0.615^{-} (0.414)
L'homme est le plus âgé	-0.159 (0.295)	-0.559* (0.313)
Différence d'âge dans le couple	0.0904*** (0.0334)	0.0144 (0.0359)
(Âge moyen du couple)^2	-0.0124 (0.0127)	-0.0145^{-} (0.00947)
(Âge moyen du couple)^3	0.0000737 (0.0000981)	0.000107^{-} (0.0000694)
Nb de modifications de la situation professionnelle (4 ans)	-0.297* (0.178)	-0.0635 (0.175)
Nb de modifications des revenus (4 ans)	0.124 (0.291)	-0.462^{-} (0.311)
Bénéficiaires d'aides au logement	1.073*** (0.375)	0.0583 (0.429)
L'homme est plus mobile que sa compagne	1.491*** (0.281)	-1.017*** (0.390)
L'homme est plus diplômé que sa compagne	0.503^{-} (0.309)	-0.000127 (0.322)
(L'homme gagne plus que sa compagne)*(% d'hommes gagnant plus que leur compagne dans le département)	0.113^{-} (0.0693)	0.124* (0.0695)
L'homme est le seul à occuper une maison avant la mise en ménage	0.0836 (0.486)	1.187*** (0.389)
La femme est la seule à occuper une maison avant la mise en ménage	0.436 (0.436)	0.818^{-} (0.555)
Homme et femme occupent une maison avant la mise en ménage	0.723^{--} (0.515)	1.487*** (0.501)
L'homme est le seul à habiter en zone urbaine avant la mise en ménage	-0.223 (0.870)	-1.414* (0.825)

Cat. Réf. : refuser d'habiter dans un des deux logements antérieurs	Choix du logement de la femme	Choix du logement de l'homme
La femme est la seule à habiter en zone urbaine avant la mise en ménage	0.556	0.352
	(0.919)	(0.763)
Homme et femme habitent en zone urbaine avant la mise en ménage	-0.544	-0.324
	(0.753)	(0.630)
Date de construction du logement de l'homme avant la mise en ménage	0.103	-0.218*
	(0.134)	(0.126)
Date de construction du logement de la femme avant la mise en ménage	-0.0117	0.276**
	(0.134)	(0.131)
(Le logement que l'homme occupe avant la mise en ménage date de moins de 10 ans)*(Revenu de l'homme (/1000))	0.202	0.374⁻
	(0.274)	(0.258)
(Le logement que la femme occupe avant la mise en ménage date de moins de 10 ans)*(Revenu de la femme (/1000))	0.812**	-0.212
	(0.379)	(0.383)
Constante	-10.65⁻	-9.112⁻
	(7.046)	(5.813)
Pseudo R-squared	0.367	
Model chi-square	428.0	
N	541	
Prob > chi2	1.24e-53	
Contrôle : Effet non linéaire de l'âge moyen du couple	√	
Contrôle : Nb de modifications d'ordre professionnels & financiers	√	
Contrôle : Aides au logement	√	
Contrôle : Degré de mobilité de l'homme par rapport à celui de sa femme	√	
Contrôle : L'homme est plus diplômé que sa compagne	√	
Contrôle : Répartition des revenus au sein des couples dans le département	√	
Contrôle : Caractéristiques des logements occupés avant la mise en ménage (maison, zone urbaine, date de construction)	√	

Standard errors in parentheses
⁻⁻ $p < 0.2$, ⁻ $p < 0.15$, * $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$

Source : Auteurs, ENL02

Chapitre 3

Les temps de trajet domicile-travail

Résultant de la dissociation entre les zones d'activités professionnelles et d'habitations, la pénibilité liée aux déplacements *pendulaires* est au cœur des décisions résidentielles ; mal pensés, ces déplacements peuvent nuire au bien-être du ménage, ainsi qu'à son budget. Une part croissante des études relatives aux déplacements quotidiens, telles que celles de Athuru (2004)[8], Bradley & Vovsha (2005)[33], ou encore Pinjari & Bhat (2011)[151], s'intéressent aux liens qui existent entre les temps de trajets quotidiens, le loisir et la consommation de biens publiques, notamment celle du logement. Weisbrod, Ben-Akiva & Lerman (1980)[178], Tayyaran, Khan & Anderson (2003)[165], Gayda (1998)[85] et Kim, Pagliara & Preston(2005)[114] s'accordent à dire que le choix résidentiel est une décision centrée sur un arbitrage entre le marché de l'immobilier et l'accessibilité aux emplois, en affirmant que l'importance de ces critères est variable selon le contexte de l'étude. Qu'il s'agisse de données Hawaiennes exploitées par Waddell (1996)[173], de celles de la région de Dallas utilisées par Srour & al. (2002)[164] ou encore de données belges de Cornelis & al. (2012)[56], soulèvent le fait que l'accessibilité à l'emploi joue un rôle majeur en matière de choix résidentiel. Rivera & Tiglao (2005)[155] ajoutent que le temps de transport aux Philippines est un critère plus important que les caractéristiques intrinsèques du logement et du coût du foncier dans le quartier de résidence. Bürgle (2006)[35], montre, sur des données belges, que la distance domicile-travail est toujours significative et que le paramètre varie selon le mode de transport et les caractéristiques du ménage. Il ajoute, à l'instar de Cornelis & al. (2012)[56] et de Srour (2002)[164], que la qualité des aménités ne joue un rôle dans le choix de localisation qu'à travers les prix de l'immobilier. Enfin, Chen & al. (2008)[46] ajoutent que la localisation antérieure joue un rôle non négligeable dans la décision résidentielle actuelle et montrent que les préférences des agents en terme de distance domicile-travail ou de l'accessibilité aux espaces verts se modifient en fonction de l'accessibilité du logement antérieur aux lieux de travail et de vie. En outre, les études de DePalma, Picard, Motamedi & Waddell (2007)[66], nous enseignent, dans le cadre de migrations de courtes distances, que les ménages ont tendance à choisir un logement proche du lieu de résidence antérieur et justifient ceci par la proximité des lieux d'activités professionnelles, éducatives, culturelles et familiales.

Toutefois, l'ensemble de ces études fonde leurs résultats sur une vision étriquée du ménage où les décisions sont prises de façon unitaire sans tenir compte des caractéristiques de la femme dans le ménage. L'analyse de la décision résidentielle au sein des couples nécessite de s'interroger sur le processus même d'une décision jointe au sein d'un groupe d'individus ayant des préférences distinctes et des contraintes professionnelles spécifiques. De nombreuses études s'accordent à dire que les décisions prises au sein de la sphère familiale contredisent l'existence d'un décideur unique au profit d'une vision collective dans le cadre d'une information parfaite. En cela, P. A. Chiappori (1988)[49] fonde sa réflexion sur le fait que les membres d'un ménage se connaissent suffisamment pour être capables de passer des accords durables et efficaces, basés sur l'altruisme, et propose une vision collective du ménage où les décisions sont efficaces au sens de Pareto, c'est-à-dire à des situations où il n'est pas possible d'augmenter le bien-être d'un membre du ménage sans détériorer celui d'un autre agent. La première analyse des temps de trajet prenant en compte les interactions mutuelles des agents est réalisée par Wales (1978)[175] et s'appuie sur une fonction d'utilité incluant les loisirs, la consommation du logement et le temps de trajet. Solberg & Wong (1992)[162] analysent l'effet du temps de déplacement domicile-travail dans le cadre de la répartition des déplacements familiaux ; Van den Berg & Gorten (1997)[169] étudient un modèle où l'offre d'emploi est caractérisée non seulement par un salaire mais aussi par un temps de trajet implicite, mais ne s'intéressent pas à la question de la localisation résidentielle. Plus récemment, Deding, Filges & Van Ommeren (2009)[63] se penchent sur la question des interactions entre les temps de trajets des membres du ménage au cœur des décisions professionnelles et résidentielles de la famille. Pour Simonsohn (2006)[159], qui ne fait pas le postulat du choix de localisation résidentielle conditionnellement au lieu de travail, le temps de trajet domicile-travail courant peut être considéré comme une fonction du temps de trajet entre le logement et le lieu de travail antérieur. Toutefois, l'ampleur de l'effet de l'accessibilité au lieu de travail varie en fonction des caractéristiques des membres du ménage. Dans l'étude menée sur les ménages résidants dans la baie de San Fransisco, Sermons & Koppelman (2001)[158] ont montré que la valeur accordée au temps de transport varie entre les hommes et les femmes et expliquent ceci par le partage des tâches ménagères entre les hommes et les femmes. Brueckner & al (1999)[42] expliquent, sur des données spatiales, l'hétérogénité des choix de localisation résidentiels entre Paris et Détroit, à partir des préférences pour les différents types d'aménities. Ils distinguent celles relevant des caractéristiques physiques et naturelles de la zone géographique considérée (l'agencement du terrain) et les appelle "les aménités exogènes", les aménités endogènes ou modernes, résultant de la dynamique économique de la zone (ils considèrent qu'ils dépendent des revenus des ménages à travers la fiscalité) : restaurants, théâtres, équipements sportifs... Hoang Huu & Wakely(2000)[100] ajoutent les aménités sociales pour expliquer la distribution spatiale des ménages présentant des préférences particulières en termes de voisinages et de logements. Étant donné le contexte urbain, elles peuvent être liées à la culture, l'appartenance ethnique ou religieuse.

En faisant valoir qu'un lieu d'habitation est caractérisé par les temps de trajet domicile-travail de l'homme et de la femme et en considérant que le temps accordé aux trajets est du temps de loisir auquel les agents renoncent, la localisation résidentielle est alors motivée par une relative proximité aux lieux de travail des deux agents. Ainsi, ces déplacements représentent une contrainte qui complexifie le processus de choix résidentiel dès lors que le ménage compte plusieurs membres actifs ne travaillant pas au même endroit. Évoluant dans un cadre collectif, le ménage est alors considéré comme le lieu de négociation où, étant donnés leurs lieux de travail respectifs, l'homme et la femme choisissent leur logement en accord avec les temps de trajet domicile-travail de chacun, et, où la répartition des revenus au sein du couple, est vu comme un indicateur de répartition du pouvoir entre les agents. Le cadre théorique que nous proposons, présente une vision coopérative du ménage où chaque membre, contraint par un lieu de travail distinct et exogène, présente des préférences propres. La décision résidentielle apparait alors comme un processus résultant d'un jeu de pouvoir entre les agents selon la maximisation d'une fonction d'utilité sociale sous des contraintes de budget et de temps. En considérant le temps de trajet domicile-travail comme un bien inférieur et le temps de loisir est un bien supérieur et endogène, nous tenterons de montrer que la demande conditionnelle du temps de déplacement de l'homme dépend de sa capacité à imposer ses préférences à sa partenaire et qu'une augmentation de son revenu incite le couple à se rapprocher de son lieu de travail, au détriment de la situation de sa femme.

Le travail empirique que nous présentons ensuite, tente d'étudier l'impact des facteurs de préférences de l'homme et de la femme, sur la somme des temps de trajets domicile-travail du couple, ainsi que sur sa répartition entre les conjoints, à partir d'un modèle de régression SUR. La population sur laquelle nous travaillons est celle présente dans le *Recensement de la Population* de 1999. Ces données présentent l'avantage d'indiquer, pour chaque agent, la localisation détaillée des lieux d'habitation et de travail, et de fournir précisément le parcours de mobilité du ménage. L'information relative aux revenus familiaux et à la part du revenu de l'homme dans le revenu du ménage n'étant pas disponibles, nous avons procédé à l'estimation des variables à l'aide de l'*Enquête Logement* de 1996. Enrichies de temps de déplacement standardisés, nous avons pu, en outre, évaluer le temps que chaque recensé mobilise à ces trajets, sans nous soucier de l'existence d'un potentiel biais déclaratif dû à la pénibilité du trajet. Cela nous a également permis de calculer le temps de trajet domicile-travail de chaque agent avant son dernier déménagement et de discuter de l'exogénéité du choix du lieu de travail dans la question du lieu d'habitation.

3.1 Modèle théorique

Ayant chacun un emploi géolocalisé, l'homme et la femme du ménage, notés respectivement H et F, choisissent, ensemble, un logement dans une zone géographique qui correspond, au mieux, à leurs besoins respectifs en termes de déplacements domicile-travail.

Contraintes du ménage

Contrainte de temps

La journée, comptant un temps total fixe disponible, $\overline{T}$, est partagée entre le temps que chacun accorde aux loisirs (notés respectivement l_H pour l'homme et l_F pour la femme), celui passé au travail (notés L_H et L_F), et t_H et t_F, le temps que l'homme et la femme consacrent respectivement à leurs déplacement domicile-travail. Notons, tout d'abord que le modèle de localisation résidentielle, tel que nous le proposons, considère que les lieux de travail, ainsi que les caractéristiques des emplois (durée du temps de travail, type de contrat ...) sont choisis avant la décision du choix d'habitation. Ainsi, l'exogénéité de l'emploi implique que le temps passé au travail est fixe et pris comme une donnée. Ainsi, nous notons $L_H = \overline{L}_H$ et $L_F = \overline{L}_F$. Cela implique également que

$$\begin{cases} \overline{T} = \overline{L}_H + t_H + l_H \\ \overline{T} = \overline{L}_F + t_F + l_F \end{cases}$$

Les déplacements domicile-travail, assimilés à une perte de temps, ne peuvent se substituer au temps de travail, mais se soustrait au temps accordé au loisir. Ainsi, augmenter son temps de trajet revient à baisser sa demande de loisir. De ce fait, nous émettons l'hypothèse que le temps accordé aux activités de loisirs est un bien supérieur, tandis que celui dédié aux déplacements est foncièrement un bien négatif : une augmentation du revenu d'un agent l'amène à augmenter sa demande de loisir et à baisser celle de ses déplacements professionnels.

Notons $\overline{t}$ le temps total que le ménage alloue à ses déplacements. Il s'agit simplement de la somme des temps de trajet effectués par l'homme et la femme du ménage, tel que :

$$\overline{t} = t_H + t_F \tag{3.1}$$

Contrainte de budget

Les dépenses du ménage sont considérées comme une consommation publique, notées C, son prix étant normalisé à 1. En contrepartie de leurs activités professionnelles, l'homme et la femme perçoivent respectivement un salaire, notés w_H et w_F. Soit y le revenu hors travail du ménage, noté y. Ainsi, la contrainte de budget

devient :

$$C \leqslant y + w_1\overline{L}_H + w_2\overline{L}_F$$
$$C \leqslant \overline{Y} \tag{3.2}$$

Bien-être et programme du ménage

Le niveau d'utilité du ménage est vu comme la somme des niveaux de satisfaction de l'homme (U_H) et de la femme (U_F), pondérée par une fonction $\mu \in [0;1]$, dont les arguments sont exogènes, et qui représente le poids du bien-être de l'homme par rapport à sa partenaire dans celui du ménage. En considérant que l'utilité individuelle peut s'écrire à l'aide d'une fonction Cobb Douglas, la fonction d'utilité du ménage prend la forme suivante :

$$U = \mu \ . \ [\log C + \beta_H^1 \log(K - t_H) + \beta_H^2 \log l_H] + [\log C + \beta_F^1 \log(K - t_F) + \beta_F^2 \log l_F]$$

avec C la consommation du ménage, considérée comme un bien public. Soient β_H^1 et β_F^1 les élasticités de l'utilité de l'homme et de la femme par rapport à la variation de son temps de trajet ; β_H^2 et β_F^2 celles relatives à leurs temps de loisir respectifs. Supposons que les préférences des agents soient strictement convexes et que, par suite, la fonction d'utilité U soit une fonction croissante et strictement quasi-concave dans chacun de ses arguments t_H et t_F. Les dérivées premières $\dfrac{\partial U}{\partial t_H}$ et $\dfrac{\partial U}{\partial t_F}$ sont supposées positives et représentent les utilités marginales des temps de trajet de l'homme et de la femme. Les dérivées secondes, quant à elles, sont théoriquement négatives et reflètent la décroissance des utilités marginales des biens. En raison de la desutilité lié aux temps de trajet, posons K suffisamment grand pour que $K - t_H > 0$ et $K - t_F > 0$; ainsi, $\beta_H^1 > 0$; $\beta_F^1 > 0$; $\beta_H^2 > 0$; $\beta_F^2 > 0$. Ainsi, le programme d'optimisation (3.3) aboutit ainsi à un maximum.

Le choix de localisation résidentielle se résume finalement à une négociation, entre les agents, où les temps de trajet domicile-travail de l'homme et de la femme sont les solutions d'un programme de maximisation d'une fonction de bien-être sociale, sous les contraintes de budget et de temps. Ainsi, le programme que le ménage est amené à résoudre est le suivant :

$$\max_{t_H;t_F} \quad \mu(\frac{w_H}{w_F}) \ . \ [\log C + \beta_H^1 \log(K - t_H) + \beta_H^2 \log l_H] + [\log C + \beta_F^1 \log(K - t_F) + \beta_F^2 \log l_F]$$
$$s/c \quad \begin{cases} C = y + w_H\overline{L}_H + w_F\overline{L}_F = \overline{Y} \\ l_H = \overline{T} - \overline{L}_H - t_H \\ l_F = \overline{T} - \overline{L}_F - t_F \\ \overline{t} = t_H + t_F \end{cases} \tag{3.3}$$

avec

- C les dépenses en biens de consommation et P leurs prix, normalisés à 1

- y le revenu hors travail du couple, et w_H et w_F le salaire de l'homme et de la femme,
- $\overline{T}$ le temps total disponible au cours d'une journée,
- $\overline{L}_H$ & $\overline{L}_F$ le temps que, respectivement, l'homme et la femme allouent à leurs activités professionnelles,
- l_H & l_F les temps qu'ils accordent aux loisirs,
- t_H & t_F les temps de trajets domicile-travail des deux agents et $\overline{t}$ le temps de trajet total que le couple alloue à ses déplacements

Le processus de décision mène à des allocations efficaces au sens de Pareto. Toutefois, le mécanisme qui mène à l'équilibre n'est pas spécifié : en théorie, n'importe quelle variable caractérisant l'environnement du couple, en particulier à travers les prix, P, et le revenu du ménage, R, peut déterminer l'équilibre sur la frontière. Les *facteurs de distribution*, présents dans la fonction de pondération, μ, jouent, quant à eux, un rôle particulièrement important, puisqu'ils influencent le processus de décision sans affecter les préférences des agents ni les contraintes de budget et de temps. En particulier, la part du revenu de l'homme dans le revenu du ménage, $\frac{w_H}{w_F}$, joue un rôle particulier dans le processus de décision du ménage dans le sens où il affecte la répartition du pouvoir au sein du ménage sans influencer celle de la localisation résidentielle, comme le montre le programme (3.3). Autrement dit, le choix résidentiel est établit à travers le temps que chacun alloue aux déplacements professionnels et la répartition des revenus entre les conjoints affecte, à travers la répartition du pouvoir entre les agents, celle de leur bien-être.

Effet de la répartition du pouvoir sur le temps de trajet des agents

En intégrant les contraintes de temps et de budget à la fonction d'utilité, nous obtenons :

$$\begin{aligned} U = \mu \ . \ & [\log \overline{Y} + \beta_H^1 \log(K - t_H) + \beta_H^2 \log(\overline{T} - \overline{L}_H - t_H)] \\ & + [\log \overline{Y} + \beta_F^1 \log(K - \overline{t} + t_H) + \beta_F^2 \log(\overline{T} - \overline{L}_F - (\overline{t} - t_H))] \end{aligned}$$

La condition du premier ordre du programme du ménage est donnée par la relation suivante :

$$\frac{\partial U}{\partial t_H} = 0 \Leftrightarrow \mu \frac{\beta_H^1}{K - t_H} + \mu \frac{\beta_H^2}{\overline{T} - \overline{L}_H - t_H} = \frac{\beta_F^1}{K - \overline{t} + t_H} + \frac{\beta_F^2}{\overline{T} - \overline{L}_F - \overline{t} + t_H}$$

A l'équilibre, la somme des utilités marginales des déplacements et des loisirs de l'homme égalisent ceux de sa compagne à une fonction de pondération μ près. Cette relation, dont il est impossible d'exprimer analytiquement t_H en fonction des autres

arguments, définit l'ensemble des points d'équilibres du ménage ; le signe étant lui-même variable en fonction de t_H, ce qui invalide l'hypothèse de non saturation locale des préférences de consommation.

Posons $F = -\mu\frac{\beta_H^1}{K - t_H} - \mu\frac{\beta_H^2}{\overline{T} - \overline{L}_H - t_H} + \frac{\beta_F^1}{K - \overline{t} + t_H} + \frac{\beta_F^2}{\overline{T} - \overline{L}_F - \overline{t} + t_H}$ la fonction définissant l'ensemble de ces points d'équilibres. L'effet de la répartition du pouvoir au sein du ménage sur le temps de trajet de l'homme au point d'équilibre est donné par l'égalité suivante : $\frac{\partial t_H}{\partial \mu} = \frac{\frac{\partial F}{\partial \mu}}{\frac{\partial F}{\partial t_H}}$ avec

$$\begin{aligned}
\frac{\partial F}{\partial \mu} &= -\frac{\beta_H^1}{K - t_H} - \frac{\beta_H^2}{\overline{T} - \overline{L}_H - t_H} < 0 \\
\frac{\partial F}{\partial t_H} &= \mu\frac{-\beta_H^1}{(K - t_H)^2} + \mu\frac{-\beta_H^2}{(\overline{T} - \overline{L}_H - t_H)^2} - \frac{\beta_F^1}{(K - \overline{t} + t_H)^2} - \frac{\beta_F^2}{(\overline{T} - \overline{L}_F - \overline{t} + t_H)^2} < 0
\end{aligned} \tag{3.4}$$

Ainsi, $\frac{\partial F}{\partial \mu} < 0$. Ce résultat montre qu'une augmentation du pouvoir de l'homme au sein du couple entraine une baisse de son temps de déplacement : plus l'homme gagne en pouvoir sur sa partenaire, à travers, notamment, la répartition des revenus, plus le couple choisit d'habiter près du lieu de travail de l'homme du ménage.

Ce résultat est satisfaisant, mais l'ensemble l'est moins. Ce modèle inachevé mérite davantage de réflexion et reste en suspens, notamment à cause du signe de la condition de premier ordre. Consciente de laisser le lecteur sur cette note, et consciente également que ce modèle théorique n'étant pas l'enjeu principal de l'article, nous proposons d'apporter une issue plus favorable à ce travail par la suite et de présenter, sans plus tarder, le modèle d'estimation qui demeure le réel enjeu de ce chapitre.

3.2 Modèle économétrique

Soient deux équations, $Y_j = X_j\beta_j + \epsilon_j$, pour $j = \{1; 2\}$, sous forme d'un système portant sur N individus :

$$\begin{pmatrix} Y_1 \\ Y_2 \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} X_1 & 0 \\ 0 & X_2 \end{pmatrix} \cdot \begin{pmatrix} \beta_1 \\ \beta_2 \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \epsilon_1 \\ \epsilon_2 \end{pmatrix} \tag{3.5}$$

Chacune des deux équations satisfait les hypothèses suivantes :

- X_j est une matrice de données certaine. Les variables sont présentes en colonnes, les observations le sont en lignes : la modélisation de Y_j est faite conditionnellement aux réalisations de X_j.
- $E(\epsilon_j|X_j) = 0$: la perturbation de l'équation Y_j est d'espérance nulle, ce qui signifie que l'ensemble des déterminants de Y_j non retenus dans le modèle, n'a, en moyenne, aucun impact sur la variable que l'on cherche à expliquer. Ainsi, $E(Y_j|X_j) = X_j\beta_j$.
- $E(\epsilon_{jn}\epsilon'_{jn}|X_j) = \sigma_j^2 I_N$, avec I_N une matrice identitée de taille 2*2 : la variance de la perturbation de chaque équation est identique pour chacun des N individus, et différente pour chacune des deux équations. L'ampleur des erreurs est supposée constante et égale σ : on parle d'homoscédasticité des erreurs. Ceci implique que les covariances des perturbations sont nulles.

Nous ajoutons une hypothèse liant les deux équations du modèle : les termes d'erreurs vérifient : $E(\epsilon_1\epsilon_2^{'}|X) = \sigma_{12}I_N$. Ainsi, en notant $Y = X'\beta + \epsilon$ le modèle global, $E(\epsilon^2|X) = \Sigma \otimes I_N$ où $\Sigma = \begin{pmatrix} \sigma_{11} & \sigma_{21} \\ \sigma_{21} & \sigma_{11} \end{pmatrix}$ est une matrice carrée de dimension 2*2, définie positive, telle que : $\otimes$ le produit de Kronecker entre deux matrices.

L'estimation de chaque équation basée sur la méthode des *Moindres Carrés Ordinaires*, fournit un estimateur sans biais de β : $E(\widehat{\beta}) = \beta$, mais ne fournit pas celui dont la variance est minimale (critère d'efficacité) : l'estimateur optimal de ce modèle est donné par celui des *Moindres Carrés Généralisés*. En notant, $\Omega^{-1} = \Sigma^{-1} \otimes I_N$:

$$\widehat{\beta}_{MCG} = \{X^{'}(\Sigma^{-1} \otimes I_N)X\}^{-1}\{X^{'}(\Sigma^{-1} \otimes I_N)Y\}$$

avec la matrice de variance-covariance donnée par :

$$Var(\widehat{\beta}_{MCG}) = \{X^{'}(\Sigma^{-1} \otimes I_N)X\}^{-1}$$

Finalement, l'estimation du modèle est réalisée par la méthode des *Moindres Carrés Quasi-Généralisés* et l'estimateur est appelé "*SUR*". L'estimation s'effectue en deux étapes : tout d'abord, chaque équation est estimée par la méthode des *Moindres Carrés Ordinaires* et les résidus des deux équations sont utilisées pour calculer Σ_1 et Σ_2 à partir de $\widehat{\epsilon_j} = y_j - X_j\widehat{\beta}_j$ pour j={1 ; 2}, $\widehat{\sigma}_{21} = \dfrac{\widehat{\epsilon_1}'\widehat{\epsilon_2}}{N}$, $\widehat{\sigma}_1^2 = \dfrac{\widehat{\epsilon_1}'\widehat{\epsilon_1}}{N}$

et $\widehat{\sigma}_2^2 = \dfrac{\widehat{\epsilon_2}'\widehat{\epsilon_2}}{N}$. Ensuite, l'estimateur $\widehat{\beta}_{MCQG}$ est calculé en remplaçant Σ par $\widehat{\Sigma}$ de l'estimateur $\widehat{\beta}_{MCG}$, tel que

$$\widehat{\beta}_{MCQG} = \{X'(\widehat{\Sigma}^{-1} \otimes I_N)X\}^{-1}\{X'(\widehat{\Sigma}^{-1} \otimes I_N)Y\}$$

3.3 Présentation des données

Les données du *Recensement de la Population* de 1999 fournissent une description précise des caractéristiques socio-économiques des habitants (âge, sexe, nationalité des individus, mais aussi profession et structure familiale, *etc*), ainsi que le mode de transport utilisé par chaque agent pour se rendre sur son lieu de travail, et, la localisation précise des lieux d'habitation et de travail. Une note explicative relative aux données du *Recensement* est disponible dans l'annexe (3. A) page 183. Par contre, les données relatives aux déplacements quotidiens des membres du ménage ne sont pas accessibles dans le cadre du recensement.

Afin de combler ce manque d'information, nos données ont été enrichies par des données complémentaires[1] : une matrice de temps nécessaires pour se rendre d'une commune située en Île de France à une autre, en heures de pointe pour les modes de transports les plus répandus en Île de France (véhicule privé et transports en communs), a permis de d'attribuer à chacun des agents un temps de déplacement domicile-travail objectif et dénué de toute imprécision déclarative liée à la pénibilité de ces déplacements. Un travail important sur l'appariement des données de temps de trajet à celles du *Recensement* fait l'objet d'une note explicative disponible dans l'annexe (3. B) page 186.

Le revenu du ménage, ainsi que la répartition des ressources au sein du ménage, sont des informations malheureusement absentes de nos données et qui ont été estimées par nos soins, à l'aide des données relatives aux *Enquête Nationale Logement* de 1996 produites par l'INSEE. Nous avons procédé à l'estimation du revenu du ménage, ainsi qu'à la part du revenu de l'homme dans celui du couple, à l'aide de variables relatives à l'emploi et à la composition du ménage. Une note expliquant le travail effectué est disponible dans l'annexe (3. C), page 190.

Un certain nombre d'informations relatives à la composition de la commune[2] a été introduit dans les données, de façon à obtenir une description des lieux d'habitation et de travail, tant au niveau de l'occupation du sol et des infrastructures locales, qu'à la composition des habitants et des emplois. Tout d'abord, la composition du terrain (fraction du terrain couverte par les surfaces boisées, les cours d'eau ou les équipements sportifs, de santé, publics et d'enseignement) représentent la répartition, en pourcentage, des surfaces couvertes par ces différents postes entre les communes de la région. Ensuite, nous avons jugé pertinent de calculer, au niveau communal, des indicateurs d'attractivité des ménages, en fonction des caractéristiques économiques et sociales des agents, dans le but de contrôler les effets relatifs au choix d'habiter au sein d'une commune dont la composition de ses habitants présentent des similitudes sociales avec le ménage en question. Nous avons choisi de construire ces indicateurs à partir de la nationalité, de l'âge, du type de logement, du

1. Ces données sont fournies par l'IAU : les temps de trajet en voiture sont calculés avec le modèle dynamique de transport METROPOLIS et ceux en transport en commun par MODUS.

2. Données provenant de la DREIF (Direction Régionale de l'Équipement Ile-de-France) et de l'IAU (Institut d'Aménagement et d'Urbanisme

revenu, et du nombre d'enfants du ménage. De plus, nous avons trouvé judicieux de construire des indicateurs d'attractivité du lieu de travail des agents, dans le but de capter l'effet de l'hétérogénéité de la répartition des emplois sur le territoire. Enfin, le nombre de gares et de stations de métro, la distance aux grands axes routiers (routes nationales et autoroutiers) ont apporté une grande précision à nos modèles. Celles-ci correspondent à une distance, en mètres, à vol d'oiseau, à partir du centre de gravité de la ville.

Les caractéristiques de la dernière mobilité résidentielle sont des facteurs qui influencent tout particulièrement la décision de localisation. Nous avons ainsi construit des indicateurs modélisant la distance de mobilité au sein de la région. Enfin, nous avons voulu prendre en compte l'effet du changement de la qualité de vie de la commune de résidence, dans le cadre de la dernière mobilité. Aucune donnée ne s'y prêtait directement et nous avons fait le choix de calculer la variation de la proportion de ménages présentant de hauts revenus entre les communes de résidence actuelle et antérieure.

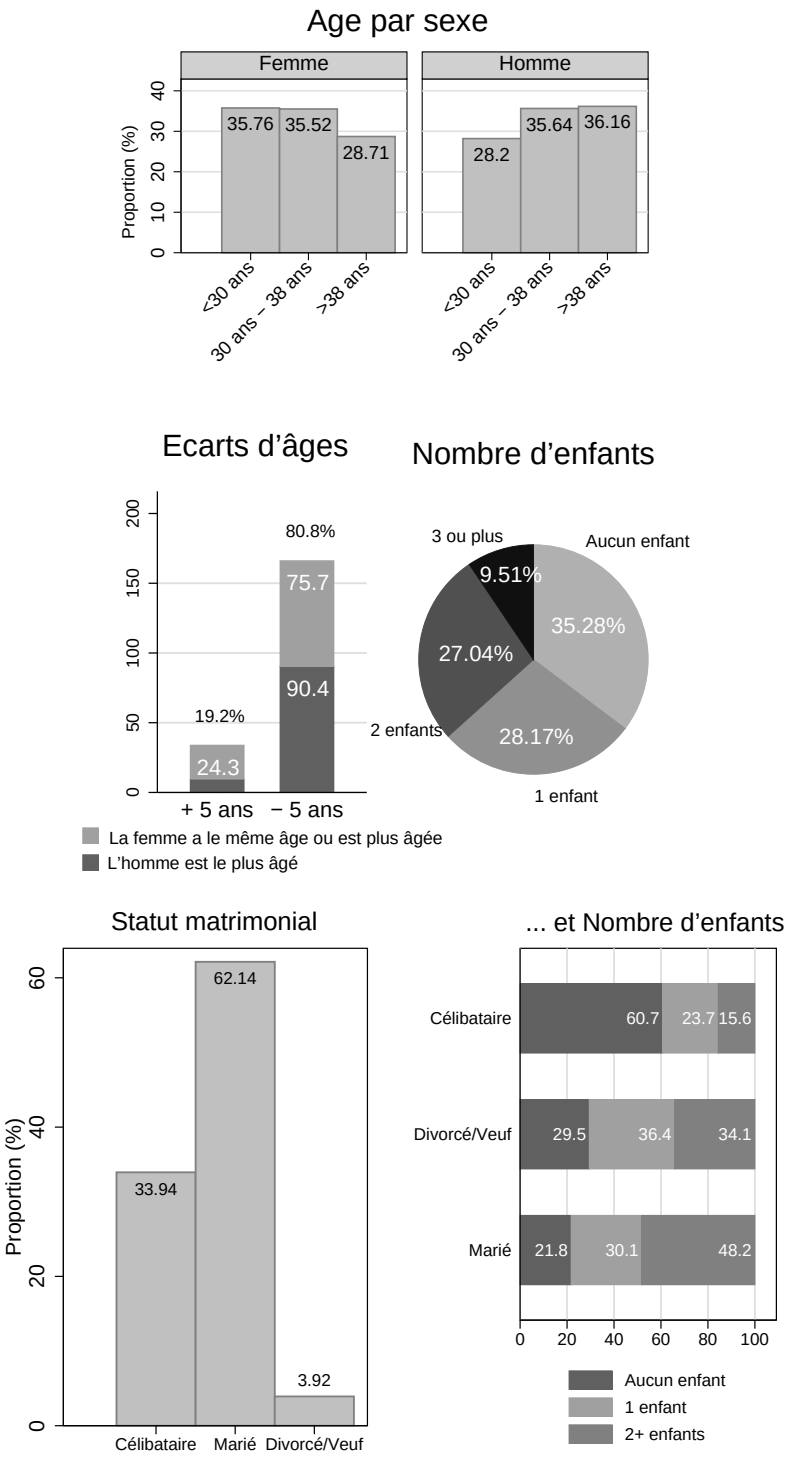
Nous renvoyons le lecteur au tableau (3.8) de la page 174 pour une liste exhaustive des variables impliquées dans chaque modèle.

La population francilienne active mobile

L'échantillon des ménages que nous avons sélectionné, est composé de 3 291 couples franciliens. Il s'agit de ménages dont les deux agents occupent un emploi situé dans la région et dont le dernier déménagement, datant de moins de deux ans, s'est déroulé au sein de l'Île de France ; nous souhaitons tant que faire se peut, étudier les décisions de mobilité de ménages dont la situation professionnelle n'a pas été modifiée. Bien qu'aucune donnée ne nous permette d'assumer avec certitude que les lieux de travail des agents soient les mêmes qu'avant leur dernier emménagement, nous considérons comme hautement probable le fait que ces agents aient conservé la même situation professionnelle en un laps de temps si restreint. Pour finir, et pour des raisons de disponibilités des données, ces individus sélectionnés effectuent leurs déplacements domicile-travail en véhicule privé ou en transports en commun pour se rendre sur leur lieu de travail. [3]

3. Nous excluons ainsi les ménages dont le dernier emménagement est antérieur à 1997 afin d'éviter de prendre en compte les ménages qui auraient modifié leurs conditions de travail entre temps. Nous excluons également ceux dont le lieu de résidence antérieur ou le lieu de travail est situé en dehors de l'Île de France ; notons que ces derniers sont majoritairement des couples résidant dans des communes limitrophes de la périphérie de la région. Nous mettons également à l'écart les ménages composés de célibataires, dont le choix résidentiel répond à des règles de décisions différentes de celles des couples, ainsi que les couples utilisant un autre moyen de transport que ceux cités (deux roues non motorisés, déplacements pédestres, ...), dans le sens où aucune donnée, même extérieure, ne permet d'établir un temps de déplacement moyen pour se rendre d'une commune à une autre. Nous excluons également les ménages dont au moins un membre utilise plusieurs moyens de transport pour se rendre sur son lieu de travail. La raison de cette mise à l'écart est également de l'ordre de la disponibilité des données, dans le sens où aucun renseignement supplémentaire ne nous permet d'établir le temps passé dans chacun des moyens de transports.

FIGURE 3.1 – Caractéristiques de la population active mobile en Île de France

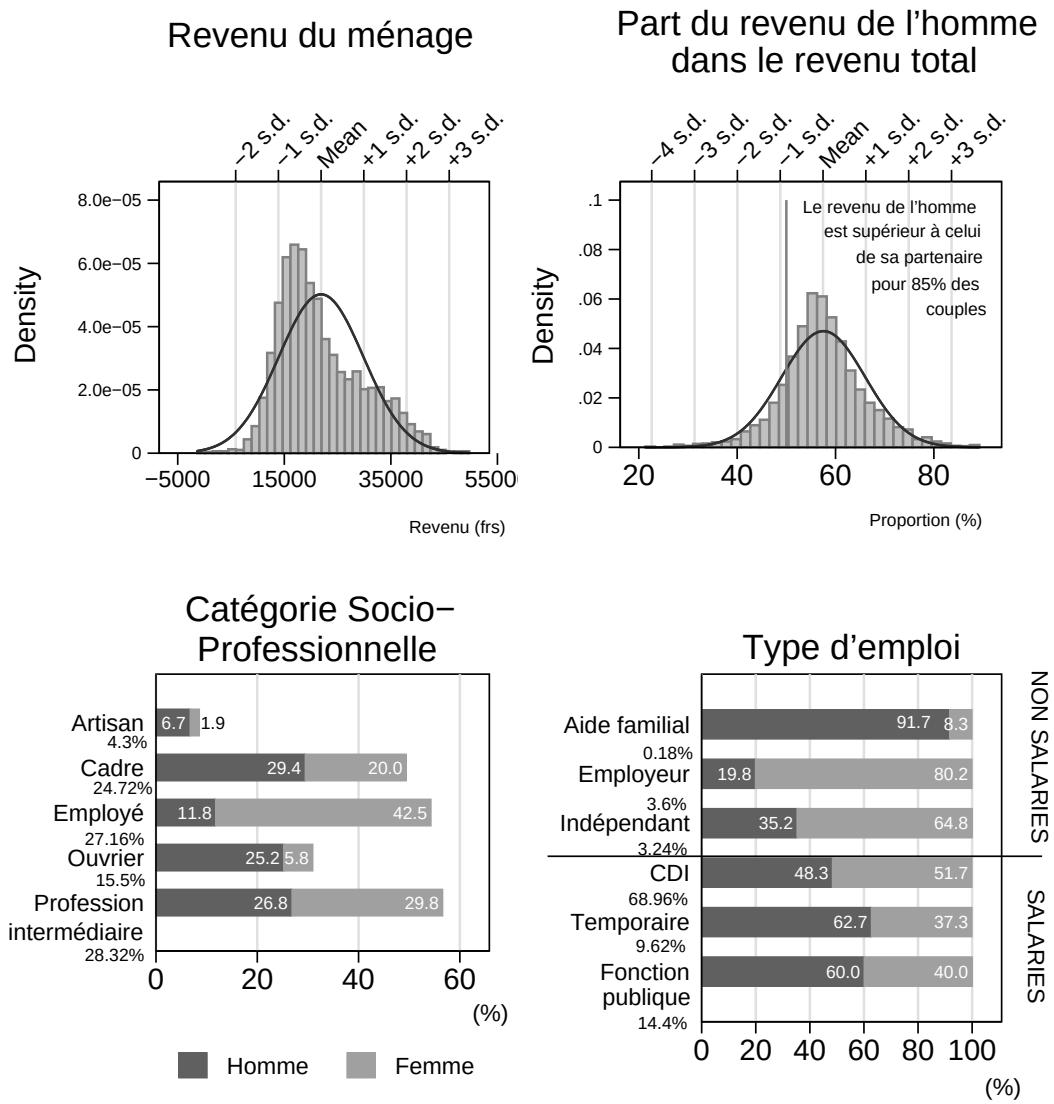


Comme en témoigne le premier graphe de la figure (3.1), la sur-représentation

des femmes de moins de 30 ans et des hommes de plus de 38 ans, montre une population relativement jeune du fait qu'elle soit peu représentée par les retraités et laisse sous entendre que les femmes ont tendance, en moyenne, à choisir un partenaire plus âgé qu'elles. Ce constat est vérifié pour près de 20% des couples dont l'écart d'âge est supérieur à 5 ans et pour trois quarts des couples dont la différence d'âge est inférieure. La composition familiale de ces ménages montre que plus de six dixièmes de ces couples sont mariés et qu'un tiers vit en concubinage [4]. Cette répartition est très liée au nombre d'enfants au sein des ménages : plus d'un tiers des couples de cet échantillon n'a pas d'enfant, ce qui peut naturellement s'expliquer par la proportion de couples de moins de 30 ans, non mariés. Les agents "mariés" ayant, en moyenne, davantage d'enfants que les agents "divorcés", représentent la majeure partie de l'échantillon (60%). Enfin, les ménages ayant au moins 3 enfants, comptant moins de 10% de l'échantillon et ne sont pas représentatifs de la population francilienne : les ménages dont la femme est inactive ne font pas parties de notre échantillon et sont majoritairement mères de familles nombreuses.

La répartition des revenus des ménages, disponible à la figure (3.2), montre qu'une part importante de ces couples bi-actifs, touche un revenu mensuel inférieur au revenu moyen, soit 21 906,73 frs : un ménage sur cinq gagne entre 16 000 frs et 19 000 frs. Ceci peut s'expliquer par la part importante des ouvriers et des employés de notre échantillon (42.66%). De plus, l'étalement de la distribution vers la droite montre une plus grande hétérogénéité des revenus dans les hauts salaires. En outre, l'étude de la présence des hommes et des femmes dans chaque CSP (catégorie socio-profesionnelle), montre que les hommes ont davantage de chances d'occuper un poste d'artisan, de cadre ou d'ouvrier que les femmes. Leurs présences selon le type d'emploi montre également que les hommes ont plus de chances d'être employeur, indépendant ou d'occuper un poste en CDI (contrat à durée indéterminée) par rapport aux femmes. De plus, la répartition des diplômes entre les hommes et les femmes montre que davantage de femmes poursuivent leurs études après le baccalauréat, alors que davantage d'hommes s'engagent dans une voie professionnalisante après le collège (graphique (3.3)). Ainsi, malgré une distorsion évidente à l'accès à l'éducation entre les hommes et les femmes, il apparait que les hommes aient, en moyenne, accès à des emplois de meilleur qualité que les femmes, ce qui pourrait s'expliquer par une meilleure valorisation de l'expérience professionnelle : bien que pour près de sept couples sur dix, la femme soit plus diplômée que son partenaire, pour près des deux tiers des couples, l'homme gagne un revenu supérieur à celui de sa partenaire (3.3).

FIGURE 3.2 – Caractéristiques de la population active mobile en Île de France (suite)



Flux de déplacements

La région Île de France, comptant 1 300 communes, est découpée en trois zones relativement circulaires, emboîtées les unes dans les autres, sous forme de couronnes. La plus vaste et la moins dense de ces couronnes, appelée *Grande Couronne*, se situe à la périphérie extérieure de la région. A l'intérieur de celle-ci se situe la *Petite Couronne*, moins vaste que la *Grande*, puisqu'elle représente moins de 6% de la superficie

4. Le statut de célibataire ne signifie pas pour autant que l'individu vive seul, mais simplement qu'il n'a jamais été marié ; de plus, les agents "mariés" ne le sont pas forcément avec leur conjoint actuel : il peut s'agir d'un mariage en cours de divorce avec une autre personne que nous n'observons pas. Il s'agit davantage d'un état civil que d'un mode de vie au sein du ménage.

FIGURE 3.3 – Caractéristiques de la population active mobile en Île de France (suite)

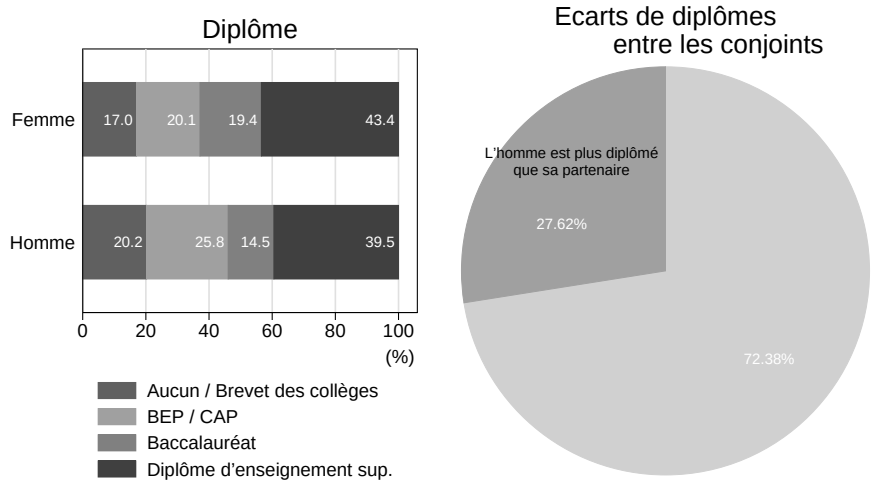
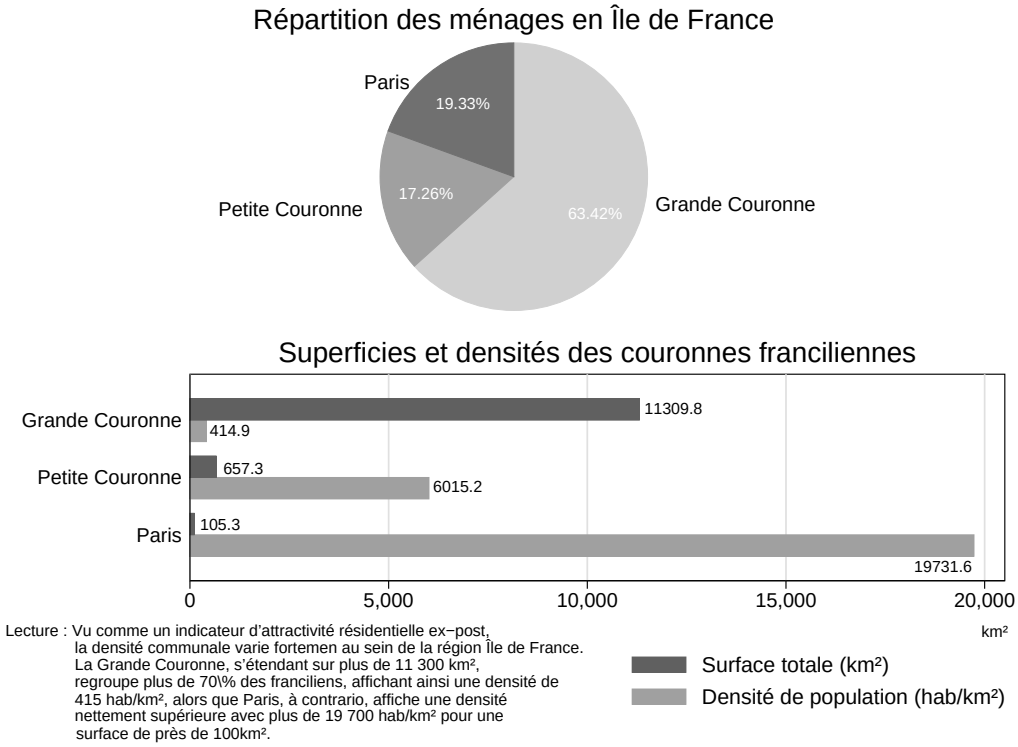


FIGURE 3.4 – Répartition des ménages en Île de France et caractéristiques de la région



de celle-ci, comme en témoigne la figure (3.4). La ville de *Paris*, représentant moins de 1% de la superficie de la *Grande Couronne*, est composée de vingts arrondissements et se situe au centre de la *Petite Couronne*. Tandis que la capitale présente le niveau de densité le plus élevé de la région, celui de la *Petite Couronne* se situe entre ceux de *Paris* et de la *Grande Couronne*. Les caractéristiques intrinsèques et

environnementales du parc résidentiel francilien, ainsi que les infrastructures proposées par les communes révèlent une grande diversité de l'occupation spatiale et sociale et le choix d'habiter au centre ou à la périphérie de la région relève d'un véritable arbitrage entre l'attractivité communale, l'éloignement au lieu de travail et les besoins familiaux.

TABLE 3.1 – Fréquence des déplacements domicile-travail

Homme

(%)		Lieu travail			
		Grande Couronne	Petite Couronne	Paris	*Total*
Lieu de résidence	Grande Couronne	67,47	19,65	12,89	*63,42*
	Petite Couronne	13,73	48,77	37,5	*17,26*
	Paris	11,48	26,42	62,11	*19,33*
	Total	*47,37*	*25,98*	*26,65*	

Femme

(%)		Lieu travail			
		Grande Couronne	Petite Couronne	Paris	*Total*
Lieu de résidence	Grande Couronne	67,94	15,57	16,48	*63,42*
	Petite Couronne	10,04	47,54	42,43	*17,26*
	Paris	6,45	22,01	71,54	*19,33*
	Total	*46,07*	*22,33*	*31,6*	

Nb Obs : 3 291

Lecture : parmi les hommes de la *Grande Couronne*, 67.47% travaillent en *Grande Couronne*, contre 67.94% des femmes qui résident dans cette zone.

Source : Auteurs

L'agencement de la région sous la forme de couronnes imbriquées, explique en partie le volume des flux de déplacements domicile-travail de la région. En effet, la matrice des flux de déplacements, disponible au tableau (3.1), met en évidence plusieurs phénomènes : tout d'abord, les agents travaillent majoritairement dans la couronne de leur lieu d'habitation : en effet, près de 70% des habitants de la *Grande Couronne*, 50% de ceux de la *Petite Couronne* et 65% des Parisiens travaillent au sein de cette zone. Dans une moindre mesure, le déplacement se fait vers la couronne qui lui est contigüe. Enfin, la tendance des déplacements se fait davantage en direction du centre de la région que vers l'extérieur (communes de la *Grande Couronne*).

Toutefois, des divergences dans les comportements de déplacements quotidiens, des hommes et des femmes, montrent qu'elles ont tendance à être plus nombreuses à vivre à *Paris* lorsqu'elles y travaillent (71,54% pour les femmes, contre 62,11% pour les hommes) ; les hommes, quant à eux, sont davantage disposés à se déplacer vers la couronne voisine (sauf s'ils habitent la *Petite Couronne* et qu'ils travaillent à *Paris*). Notons également que les femmes ont davantage tendance à se rendre dans la capitale pour travailler, ce qui peut s'expliquer par une distribution inégale des emplois à travers le territoire et par un taux d'occupation hommes/femmes, inégal au sein de chaque type d'emploi. Le tableau (3.2) et le graphique (3.2) montrent, notamment, que les postes de cadres, davantage occupés par des hommes (près de 30% versus 20% des femmes), sont plus présents à *Paris*, alors que ceux d'employés, davantage féminins (42,5% versus 12% des hommes), ont tendance à être situés en *Petite Couronne*.

Ces phénomènes peuvent vraisemblablement avoir un impact sur le choix de localisation des ménages, dans le sens où la probabilité de travailler dans une zone

Table 3.2 – Répartition des types d'emploi à travers l'Île de France

(%)	Agriculteurs	Artisans	Cadres	Professions intermédiaires	Employés	Ouvriers
Grande Couronne	90,41	35,48	25,39	33,73	32,40	43,21
Petite Couronne	6,95	32,84	36,49	36,33	32,89	35,99
Paris	2,64	31,68	38,12	29,93	34,71	20,80

Source : Auteurs, RP99

donnée, semble différente entre les hommes et les femmes.

Table 3.3 – Durées de déplacements domicile-travail

Homme

(min)		Lieu de travail			
		Grande Couronne	Petite Couronne	Paris	*Total*
Lieu de résidence	Grande Couronne	27.89 (24.42)	63.17 (25.43)	69.40 (24.12)	*40.17 (30.33)*
	Petite Couronne	51.02 (21.59)	28.68 (22.73)	42.68 (16.19)	*36.99 (22.04)*
	Paris	61.34 (14.93)	38.33 (14.50)	21.26 (10.83)	*30.37 (18.22)*
	Total	*30.62 (25.37)*	*47.11 (27.70)*	*41.23 (26.80)*	*37.73 (27.30)*

Femme

(min)		Lieu de travail			
		Grande Couronne	Petite Couronne	Paris	*Total*
Lieu de résidence	Grande Couronne	25.75 (19.66)	56.44 (22.81)	65.14 (20.19)	*37.02 (26.19)*
	Petite Couronne	49.15 (23.13)	27.38 (18.20)	38.04 (11.01)	*34.09 (17.67)*
	Paris	60.73 (18.13)	35.20 (11.82)	21.45 (8.93)	*27.01 (14.79)*
	Total	*27.58 (20.98)*	*41.72 (23.61)*	*39.75 (23.63)*	*34.58 (23.36)*

Lecture : Les hommes vivant et travaillant en Grande Couronne mettent près de 28 minutes pour se rendre sur leur lieu de travail (27.89), contre près de 27 minutes pour les femmes (25.75)
Standard deviation in parentheses

Source : Auteurs

D'ailleurs, le tableau (3.3) semble confirmer cette idée, dans le sens où les trajets domicile-travail sont plus longs lorsque les agents habitent en *Grande Couronne* que lorsqu'ils habitent ou travaillent au centre de la région, ce qui peut s'expliquer par le moyen de transport utilisé, notamment, ainsi que par l'accessibilité aux bassins d'emplois. De plus, de grandes divergences apparaissent entre les sexes : bien que les déplacements masculins sont toujours plus importants que ceux des femmes (exception faite des parisiens travaillant sur *Paris*), l'ampleur de ces écarts est variable selon le lieu d'habitation. En effet, d'après les test d'égalité de temps de trajet moyens, disponible au tableau (3.4), nous observons que ces différences sont significativement plus importantes pour les agents résidant en *Grande Couronne* que sur le reste de la région, ainsi que ceux qui se déplacent entre la *Petite Couronne* et *Paris*. Néanmoins, ces différences sont d'ampleurs relativement modérées puisqu'elles sont tout au plus de 6 minutes.

Ensuite, le choix du mode de transport semble apporter son lot d'explications : outre le fait que le véhicule privé semble, en moyenne, être un mode de déplacement plus apprécié par les franciliens, nous constatons que son recours varie selon le lieu d'habitation : utilisé dans près de 75% des trajets au départ de la *Grande Couronne*, il est mobilisé dans seulement la moitié des déplacements au départ de la *Petite Couronne* et uniquement un tiers de ceux de *Paris*. Toutefois, ce goût pour ce mode de déplacement est nettement plus marqué chez les hommes, puisque près

Table 3.4 – Test d'égalité de moyennes

Lieu de résidence (min)	Grande Couronne			Petite Couronne			Paris		
Lieu de travail	Grande Couronne	Petite Couronne	Paris	Grande Couronne	Petite Couronne	Paris	Grande Couronne	Petite Couronne	Paris
Homme	27,89 (0,651)	63,17 (1,256)	69,40 (1,471)	51,02 (2,445)	28,68 (1,366)	42,68 (1,11)	61,34 (1,747)	38,33 (1,119)	21,26 (0,545)
Femme	25,75 (0,522)	56,44 (1,265)	65,14 (1,089)	49,15 (3,064)	27,38 (1,108)	38,04 (0,709)	60,73 (2,831)	35,20 (0,999)	21,45 (0,419)
diff= mean(H) - mean(F)	2,142*** (0,834)	6,729*** (1,783)	4,263*** (1,823)	1,87 (3,92)	1,297 (1,759)	4,632*** (1,317)	0,606 (3,327)	3,132*** (1,5)	-0,193 (0,687)

Standard errors in parentheses
Test d'égalité de moyennes unilatéral entre les hommes et les femmes * $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$

Source : Auteurs

de 7 hommes sur 10 y ont recours, contre seulement la moitié des femmes. Ceci nous amène à penser qu'au moins une partie des écarts de temps de trajets serait du au choix du mode de transport de chacun (tableau (3.5)).

Table 3.5 – Fréquence d'utilisation des différents modes de déplacement

Homme

(en %)		Véhicule privé	Transports en commun	*Total*
Lieu de résidence	Grande Couronne	79.92	20.08	*63.42*
	Petite Couronne	60.39	39.61	*17.26*
	Paris	43.24	56.76	*19.33*
	Total	*69.46*	*30.54*	

Femme

(en %)		Véhicule privé	Transports en commun	*Total*
Lieu de résidence	Grande Couronne	69.62	30.38	*63.42*
	Petite Couronne	41.20	58.80	*17.26*
	Paris	23.58	76.42	*19.33*
	Total	*55.82*	*44.18*	

Lecture : parmi les hommes résidant en Grande Couronne, 79.92% utilisent le véhicule privé pour se rendre sur leur lieu de travail, contre 69,62% des femmes de la Grande Couronne.

Source : Auteurs, RP99

Table 3.6 – Durées de déplacements domicile-travail selon le mode de transport

Homme

(min)	Grande Couronne	Petite Couronne	Paris	*Total*
Véhicule privé	36,39 (30,03)	36,27 (24,77)	33,21 (22,25)	*35,99 (28,46)*
Transports communs	55,22 (26,64)	38,09 (17,07)	28,2 (14,07)	*41,68 (24,01)*
Total	*40,17 (30,33)*	*36,99 (22,04)*	*30,37 (18,22)*	*37,73 (27,3)*

Femme

(min)	Grande Couronne	Petite Couronne	Paris	*Total*
Véhicule privé	29,69 (23,29)	30,51 (20,5)	32,54 (21,36)	*30,02 (22,8)*
Transports communs	53,84 (24,69)	36,6 (14,91)	25,3 (11,57)	*40,34 (22,79)*
Total	*37,02 (26,19)*	*34,09 (17,67)*	*27,01 (14,79)*	*34,58 (23,36)*

Lecture : les hommes habitant en *Grande Couronne* effectuent, en moyenne, des trajets de 36.39 minutes en véhicule privé et de 55.22 minutes en transports en commun, contre, respectivement, 29.69 minutes et 53.84 minutes pour les femmes.
Standard deviation in parentheses

Source : Auteurs

Le tableau (3.6) montre que le véhicule permet d'accéder plus rapidement au lieu de travail que les transports en commun, exceptions faites des travailleurs parisiens. La part des utilisateurs du véhicule, versus des transports en commun, ainsi que les temps de déplacement selon les deux modes, met en évidence une certaine efficacité dans le choix du mode de transport dans le sens où, les habitants de la

région ont davantage tendance à utiliser le mode de transport qui minimise leurs temps de déplacement (à l'exception des femmes qui habitent en *Petite Couronne*) (tableaux (3.1) & (3.3)).

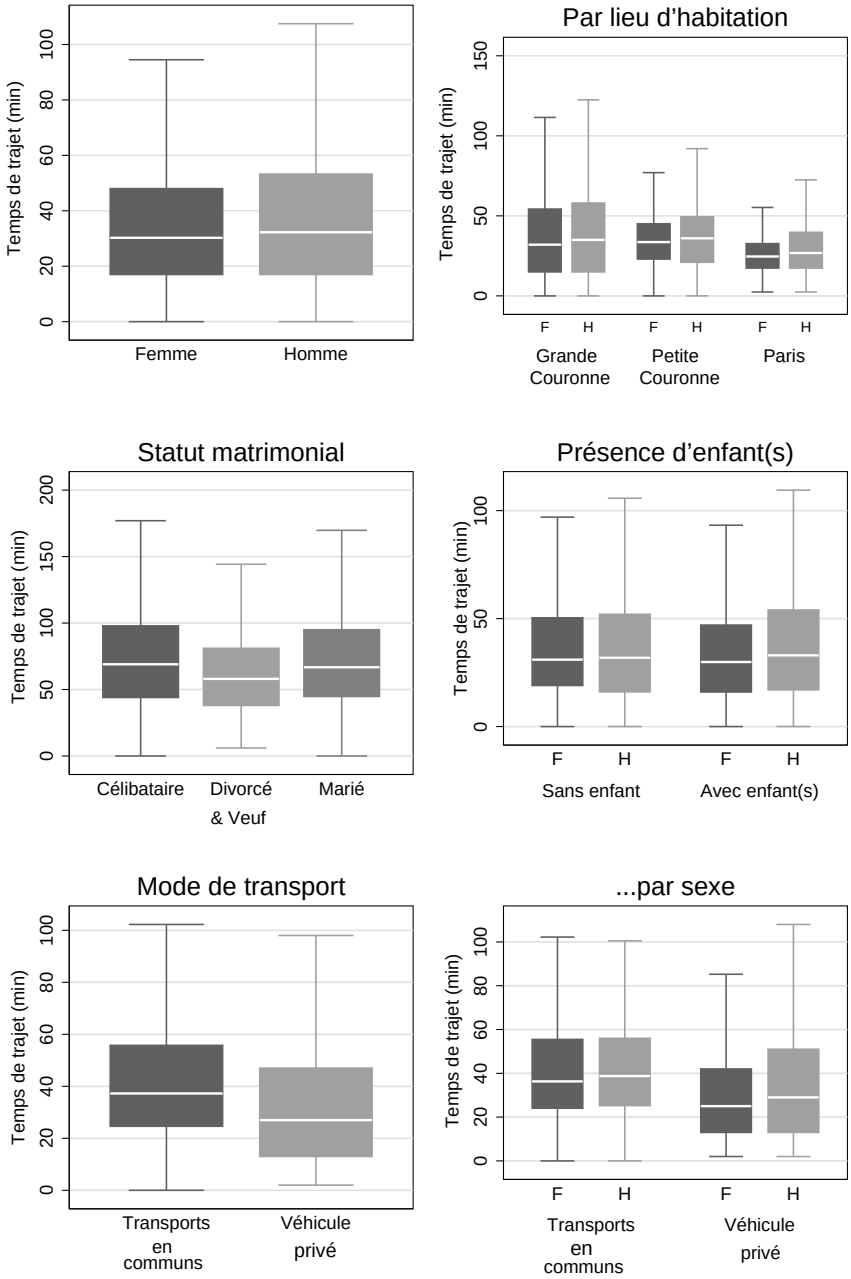
Selon toutes vraisemblances, les raisons qui poussent les hommes à effectuer des trajets plus importants que les femmes, pourraient, également, se situer dans la composition familiale et dans la répartition du temps entre les conjoints. En effet, la figure (3.5) présente la répartition des temps de trajets de l'homme et de la femme en fonction de la composition du ménage, en mettant en avant certaines caractéristiques de positions. Pour de petits trajets, femmes et hommes effectuent des temps de déplacement similaires ; les divergences se situent sur des plus grands parcours : ces écarts augmentent à mesure que le lieu de résidence est situé à proximité de *Paris*. De plus, le profil des déplacements des agents célibataires et mariés sont relativement similaires et se détachent des agents divorcés ou veufs : ces derniers sont plus nombreux à faire des trajets moins longs et leurs temps de déplacements semblent moins éparses, probablement parce que leurs choix de localisation résidentielle sont plus efficaces en termes de temps de trajet. Ensuite, la présence d'enfants dans le ménage présente un argument particulièrement intéressant à l'explication des différences entre les hommes et les femmes, puisque les couples avec enfants semblent présenter une distorsion que nous ne retrouvons pas chez les couples sans enfant, aussi minime soit-elle. Enfin, le choix du mode de transport montre le même phénomène : contrairement aux agents qui empruntent les transports en communs pour se rendre sur leur lieu de travail, les utilisateurs de véhicules privés présentent des disparités relativement marquées entre les hommes et les femmes : outre le fait que les utilisateurs des transports en commun mobilisent davantage de temps pour leurs déplacements, les femmes se déplaçant en voiture effectuent des trajets moins longs, que les hommes.

Mobilité résidentielle

La direction des flux de la dernière mobilité résidentielle permet d'éclaircir davantage la question de la répartition des temps de trajet entre l'homme et la femme, dans le sens où, pour des conditions d'emploi supposées inchangées, nous sommes en mesure d'évaluer, *à priori*, les gains et les pertes de temps que cette mobilité a engendrée sur les déplacements de chacun.

Tout d'abord, la direction des flux migratoires suit une logique toute particulière de proximité. En effet, d'après le tableau (3.7), nous constatons que les déménagements se font dans un périmètre relativement restreint, soit au sein de la couronne pour au moins la moitié des habitants, soit dans celle qui lui est contigüe, dans une moindre mesure. Nous observons également un taux de fidélité résidentielle nettement plus important pour la *Grande Couronne* que pour les couronnes situées plus au centre de la région, ce qui peu aisément s'expliquer par une offre de logements répondant davantage aux besoins des couples de bi-actifs, nettement supérieure en *Grande Couronne*.

FIGURE 3.5 – Distribution des temps de déplacement au sein du couple



Cette dernière mobilité résidentielle a ainsi permis à la majorité des agents de passer moins de temps dans leurs déplacements domicile-travail, comme en témoigne le graphique (3.6). Un déménagement de longue distance au sein de la région permet d'effectuer un gain de temps de 25 à 42 minutes, (exception fait des déménagements de la *Grande Couronne* vers *Paris* et représentant moins de 3% des déménagements de la région), ce qui laisse supposer que les temps de trajet ont pu motiver cette mobilité. De plus, un déménagement du centre de la région vers la *Grande Couronne*

Table 3.7 – Taux de migration résidentielle

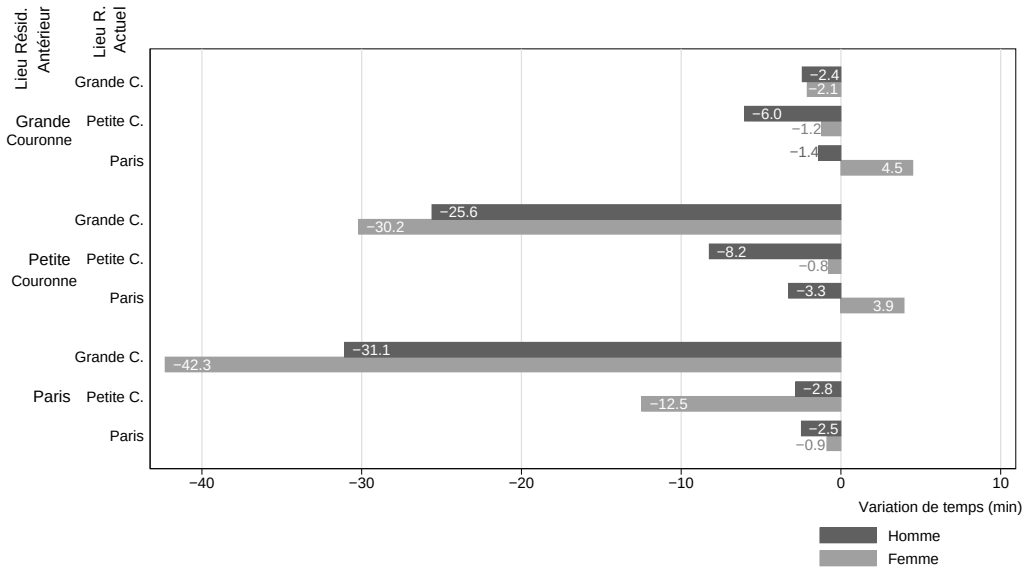
(%)		Lieu résidence actuel			
		Grande Couronne	Petite Couronne	Paris	***Total***
Lieu résidence antérieur	Grande Couronne	88,54	7,01	4,45	*62,84*
	Petite Couronne	26,22	55,94	17,83	*8,69*
	Paris	19,32	28,07	52,61	28,47
	Total	*63,42*	*17,26*	*19,33*	

Lecture :

Source : Auteurs, RG99

profite davantage à la femme, tandis qu'un déménagement de la *Grande Couronne* vers la *Petite Couronne* ou au sein de cette dernière, sert davantage les intérêts masculins. En outre, les déménagements de la *Petite Couronne* vers *Paris* profitent à l'homme mais dessert la femme, pour des variations de temps sommes toutes minimes (moins de 4 minutes).

Figure 3.6 – Gains et pertes de temps de trajet liés à la mobilité résidentielle

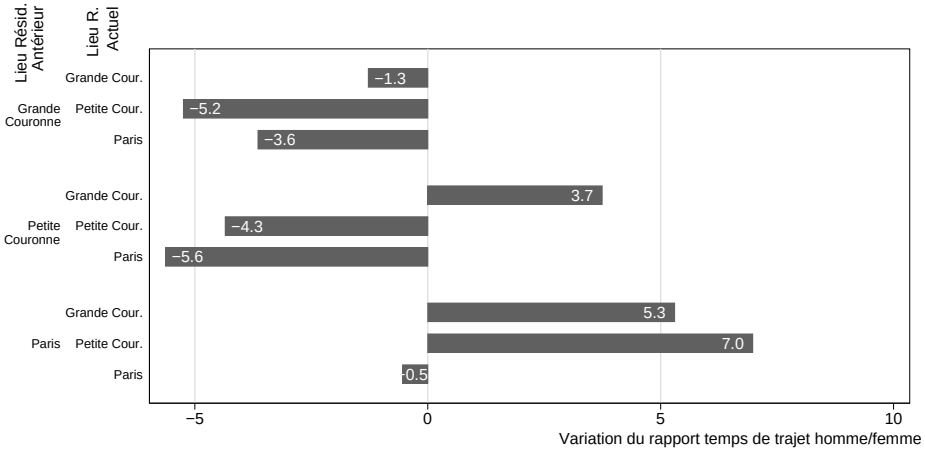


Lecture : Grâce à leurs derniers déménagements, les hommes migrant au sein de la *Grande Couronne*, passent, en moyenne, 2,4 min de moins dans les déplacements domicile-travail, contre 2,1 min pour les femmes.

La répartition des temps de trajet entre l'homme et la femme du ménage met en évidence un trait particulièrement intéressant et qui semble confirmer l'idée selon laquelle la façon dont les agents se répartissent leurs temps de trajet est relativement stable dans le temps et ne dépend pas du lieu de résidence, mais plutôt de leurs rôles respectifs au sein du ménage. En effet, la figure (3.7) montre que la part du temps de trajet de l'homme dans le temps de déplacement du ménage ne fluctue qu'au plus de sept points de pourcentage entre les lieux de résidence antérieurs et actuels. Toutefois, l'analyse de ces petits écarts montre que l'homme effectue une part plus importante des trajets par rapport à sa partenaire lorsque sa famille déménage du

centre de la région vers l'extérieur, alors que le phénomène opposé est observé pour une migration de l'extérieure vers le centre.

FIGURE 3.7 – Mobilité résidentielle & répartition des temps de trajet au sein du ménage



Lecture : Après le dernier déménagement au sein de la *Grande Couronne*, la part des déplacements de l'homme par rapport à ceux de sa partenaire ont, en moyenne, baissé de 1.3 points de pourcentage, par rapport à la situation qui précédait cette mobilité.

3.4 Localisation résidentielle et trajets domicile-travail

L'analyse de la localisation résidentielle à travers les temps de trajet des agents est une question complexe qui nécessite de prendre en compte un certain nombre de critères relatifs à la composition familiale et aux divergences individuelles, ainsi que les goûts des ménages en matière de bien d'habitation, d'équipements communaux et des caractéristiques de la ville ; le lieu de travail des agents est également pris en considération, ainsi que leur dernier parcours de mobilité résidentielle. Le tableau (3.8) page 174 liste l'ensemble des variables intervenant dans chacune des différentes régressions du tableau (3.9) page 176.

Les modèles que nous présentons reposent sur une modélisation SUR de deux équations estimées simultanément : le temps de trajet du ménage et la part du temps de trajet de l'homme par rapport à celui de sa compagne. La première estimation du tableau (3.9) présente l'effet des caractéristiques du ménage sur le temps de trajet total du ménage et sur sa répartition au sein du couple et la seconde intègre également les caractéristiques individuelles des agents, afin de prendre en compte les spécificités hommes/femmes dans le modèle. La troisième estimation prend également en compte les goûts en matière de logement et de lieu d'habitation, ainsi que les lieux de travail des agents. Enfin, la dernière régression que nous présentons, intègre également certaines caractéristiques liées à la dernières mobilité, afin de prendre en considération le passé résidentiel des agents en matière de temps de trajet et d'étudier l'arbitrage entre lieu de résidence et temps de trajet, en particulier en cas d'investissement immobilier en *Grande Couronne*.

Table 3.8 – Variables explicatives

	Ménage	Individu	Logement, Lieu de résidence et de travail	Mobilité résidentielle
Variables explicatives communes aux équations du temps de trajet global et de sa répartition (Y_1 & Y_2)				
CARACTÉRISTIQUES DU MÉNAGE				
Part du revenu de l'homme (log)				
Revenu * 1000				
Statut matrimonial : marié				
Nombre de véhicules				
Statut d'occupation du logement : propriétaire				
Nombre de naissances depuis deux ans	✓	✓	✓	✓
Nombre d'enfants de 2-18 ans				
Âge moyen, âge moyen^2, âge moyen^3				
Âge moyen*Nombre d'enfants				
Différence d'âges				
L'homme est plus diplômé que sa femme				
CARACTÉRISTIQUES INDIVIDUELLES				
Mode de transport (D-T) : Véhicule				
Catégorie Socio-Professionnelle : ouvriers		✓	✓	✓
Type d'emploi et temps de contrat : temps partiel				
Type d'emploi : salarié				
CARACTÉRISTIQUES DU LOGEMENT				
Type de logement : maison				
Surface par pièce (m^2)				
Nombre de logements dans l'immeuble			✓	✓
HLM				
Année d'achèvement de construction				
Niveau de confort				
COMMUNE DE RÉSIDENCE				
Densité				
Distance à la route nationale, autoroute				
Nombre de stations de métro, tramway, gares SNCF / RER				
Fraction du terrain couvert par le bois, les cours d'eau, les équipements publics, de santé, d'enseignement et les équipements sportifs			✓	✓
Niveau d'attractivité de la commune de résidence lié à la ressemblance sociale (nationalité, âge, type de logement, revenu, nombre d'enfants)				
LIEU DE TRAVAIL				
Localisation en Île de France : Grande Couronne, Petite Couronne			✓	✓
Niveau de concentration et d'attractivité de la commune d'emploi				
MOBILITÉ RÉSIDENTIELLE				
Proximité du déménagement : au sein du même département, département contigu, département non contigu				
Mobilité en Grande Couronne*être propriétaire de son logement				
Variation de la fraction de ménages riches avant et après déménagement				✓
Temps de trajet antérieur de l'homme (log)				
Temps de trajet antérieur du ménage (log)				
Temps de trajet antérieur de l'homme par rapport à celui de sa femme (log)				
Variables explicatives supplémentaires introduites uniquement dans l'équation de la répartition des temps de trajet au sein du ménage (Y_2)				
CARACTÉRISTIQUES DU MÉNAGE				
CSP de l'homme * CSP de la femme : 7 catégories	✓	✓	✓	✓
MODE DE TRANSPORT ALTERNATIF INDIVIDUEL				
(Le mode de transport choisi est celui qui implique des temps de trajet élevé)* (Nombre d'enfants dans le ménage) : 2 catégories pour chaque agent		✓	✓	✓

Source : Auteurs

Table 3.9 – Estimation du temps de trajet du ménage et de sa répartition

	Ménage	+ Individus	+ Logement + LR & LT♦	+ Mobilité
Y_1=Temps de trajet du ménage				
Ménage - Nombre de voitures	0.167**	0.244***	0.210**	0.0856
	(0.0682)	(0.0874)	(0.0891)	(0.0856)
Ménage - Propriétaires	0.152*	0.153*	0.0581	-0.0370
	(0.0913)	(0.0917)	(0.108)	(0.131)
Ménage - Nombre d'enfants de 2 à 18 ans	0.167	0.225−−	0.285*	0.266*
	(0.164)	(0.165)	(0.168)	(0.161)
Ménage - L'homme est plus diplômé que la femme	0.158*	0.150−	0.165*	0.113
	(0.0944)	(0.0946)	(0.0957)	(0.0916)
Ménage - L'homme est le seul à utiliser un véhicule		0.287**	0.471***	0.315**
		(0.133)	(0.142)	(0.137)
Ménage - La femme est la seule à utiliser un véhicule		0.203	0.553***	0.448**
		(0.169)	(0.184)	(0.177)
Ménage - Les deux agents utilisent un véhicule		-0.135	0.398**	0.316*
		(0.143)	(0.167)	(0.162)
Homme - Ouvriers		-0.223**	-0.0601	0.135
		(0.103)	(0.134)	(0.129)
Homme - Travail à temps partiel		-0.579**	-0.539**	-0.586***
		(0.229)	(0.230)	(0.220)
Femme - Travail à temps partiel		-0.226**	-0.201**	-0.159*
		(0.0998)	(0.0999)	(0.0957)
Commune Résid. - Nombre des gares de SNCF et RER			-0.0572*	-0.0557*
			(0.0298)	(0.0286)
Commune Résid. - Part du terrain couverte par bois			0.636**	0.476−
			(0.315)	(0.305)
Lieu de travail de l'homme - *Grande Couronne*			-0.554***	-0.335**
			(0.134)	(0.130)
Lieu de travail de la femme - *Grande Couronne*			-0.697***	-0.507***
			(0.141)	(0.139)
Mobilité résidentielle - Département non contigu				-0.344**
				(0.160)
Mobilité résidentielle - Déménagement vers la *Grande Couronne* * Être propriétaire				0.269*
				(0.155)
Homme - Temps de trajet antérieur (log)				0.0762***
				(0.00778)
Ménage - Temps de trajet antérieur (log)				0.755***
				(0.0720)
Ménage - Temps de trajet antérieur de l'homme par rapport à celui de sa femme (log)				-0.0225***
				(0.00629)
Constante	1.589	1.461	3.258	-3.560
	(2.723)	(2.750)	(3.002)	(2.909)
Y_2 = Rapport temps de trajet homme / femme antérieur (log)				
Ménage - Nombre de voitures	0.124***	-0.00697	0.0320	-0.0206
	(0.0353)	(0.0437)	(0.0431)	(0.0414)
Ménage - Âge moyen*Nb d'enfants	-0.00339−	-0.00485**	-0.00464**	-0.00354*
	(0.00214)	(0.00208)	(0.00203)	(0.00194)
Ménage - L'homme est le seul à utiliser un véhicule		-0.396***	-0.0533	-0.163**
		(0.0694)	(0.0725)	(0.0700)
Ménage - La femme est la seule à utiliser un véhicule		0.572***	0.584***	0.521***
		(0.0867)	(0.0928)	(0.0893)
Ménage - Les deux agents utilisent un véhicule		0.320***	0.681***	0.499***
		(0.0754)	(0.0861)	(0.0840)
Homme - Ouvriers		-0.169***	-0.0728	-0.0227
		(0.0583)	(0.0701)	(0.0673)
Homme - Travail à temps partiel		-0.397***	-0.400***	-0.446***
		(0.114)	(0.111)	(0.106)
Homme - Salarié		0.232**	0.234**	0.192**
		(0.0957)	(0.0966)	(0.0927)
Homme - Le véhicule aurait permis un temps de trajet plus court * Nb enfant		0.0362	0.0856*	0.0395

	Ménage	+ Individus	+ Logement + LR & LT♦	+ Mobilité
		(0.0488)	(0.0485)	(0.0469)
Femme - Le véhicule aurait permis un temps de trajet plus court * Nb enfant		0.206***	0.158***	0.151***
		(0.0385)	(0.0395)	(0.0383)
Homme - Les transports en commun auraient permis un temps de trajet plus court * Nb enfant		-0.0781**	-0.131***	-0.122***
		(0.0321)	(0.0315)	(0.0304)
Femme - Les transports en commun auraient permis un temps de trajet plus court * Nb enfant		0.242***	0.260***	0.252***
		(0.0367)	(0.0359)	(0.0346)
Lieu de travail de l'homme - *Grande Couronne*			-0.794***	-0.673***
			(0.0658)	(0.0639)
Lieu de travail de la femme - *Grande Couronne*			0.190***	0.291***
			(0.0700)	(0.0689)
Lieu de travail de la femme - *Petite Couronne*			-0.223***	-0.177***
			(0.0624)	(0.0601)
Mobilité résidentielle - Même département				-0.107**
				(0.0486)
Mobilité résidentielle - Département contigu				-0.136**
				(0.0604)
Mobilité résidentielle - Département non contigu				-0.183**
				(0.0767)
Mobilité résidentielle - Déménagement vers la *Grande Couronne* * Être propriétaire				0.157**
				(0.0732)
Homme - Temps de trajet antérieur (log)				0.0532***
				(0.00375)
Ménage - Temps de trajet antérieur (log)				0.0946***
				(0.0348)
Ménage - Rapport temps de trajet homme / femme antérieur (log)				-0.0271***
				(0.00304)
Constante	3.277**	3.788***	3.695***	1.692
	(1.412)	(1.371)	(1.422)	(1.376)
N	3291	3291	3291	3291
R^2	0.007	0.018	0.046	0.130
Contrôle : Caractéristiques du ménage	√	√	√	√
Caractéristiques individuelles		√	√	√
Caractéristiques du logement, des goûts résidentiels et du lieu de travail			√	√
Mobilité antérieure				√

Standard errors in parentheses

$^{--}$ $p < 0.2$, $^{-}$ $p < 0.15$, * $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$

♦ : LR & LT : Lieu de résidence et lieu de travail

--→ Ce tableau présente les informations les plus pertinentes des estimations ; nous invitons le lecteur à se rendre à la page 204 du manuscrit pour obtenir l'intégralité du tableau.

Source : Auteur, RGP99

La croissance économique propre à la région Île de France[5] se traduit par une dynamique constante de l'implantation des emplois et des équipements urbains. Concentrés au sein de la capitale économique que constitue la ville de *Paris* et s'étendant vers l'extérieur, les emplois sont rendus accessibles grâce à un réseau de transports en commun varié et efficace (métropolitain, tramway, bus, réseau ferré) qui s'attache à déservir les communes des axes *Paris-Petite* et *Grande Couronne*, le plus rapidement possible. D'ailleurs, chaque gare supplémentaire permet aux habitants de baisser, en moyenne, de près de 60% la durée de leurs déplacements

5. Afin de ne pas alourdir nos propos, nous proposons au lecteur de se rendre à la page 34 du manuscrit pour une description rapide de la particularité économique de la région Île de France sur les autres régions du territoire national.

domicile-travail, et, à contrario, habiter une commune à tendance boisée, l'augmente davantage (63%), reflétant ainsi la faible urbanisation des zones de la périphérie francilienne. Ce dynamisme favorise l'attraction des ménages au sein de la région, contribuant ainsi à pérenniser ce cycle de développement urbain. Les politiques de rénovation et d'agrandissement du parc immobilier sont sans cesse valorisées afin de permettre à cette croissance démographique et économique d'exister, repoussant ainsi les frontières de l'espace rural à la périphérie de la région. Ce schéma est la clef de voute d'un paysage qui s'urbanise rapidement, expliquant les temps de trajet quotidiens des ménages, et, par suite, leurs décisions résidentielles.

La vie de famille en Grande Couronne

Ce paysage francilien varié, tantôt urbain, tantôt rural, répond aux préférences de chacun, selon les besoins de la famille. Les tendances de mobilité résidentielle mettent en avant une mobilité en direction de la périphérie de la région, qui va de paire avec l'âge, le nombre d'enfants et l'accession à la propriété. La volonté d'habiter un cadre de vie présentant un niveau d'aménités en accord avec la vie de famille, semble occuper une place importante dans les décisions résidentielles des ménages, voire plus importante que la durée des déplacements domicile-travail. L'agrandissement de la famille, ainsi que l'évolution des carrières des agents, modifient en profondeur leurs préférences résidentielles et les poussent à préférer l'achat d'un bien immobilier à sa location au sein d'une commune proposant des équipements répondant à des besoins présents et futurs. Toutefois, l'ensemble des communes de la région ne semblent pas répondre à leurs critères et particulièrement celles situées à proximité des pôles urbains du centre de la région. Ainsi, les propriétaires et les parents d'enfants de plus de deux ans semblent reléguer l'importance de la durée de leurs déplacements au second plan et préférer un cadre de vie résidentiel situé en banlieue haute. Tandis que les goûts en matière de bien résidentiel expliquent les écarts de temps de trajet entre les propriétaires et les locataires, les caractéristiques du cadre de vie de la commune de résidence (notamment la proportion d'équipements sportifs et d'enseignement dans la commune), ainsi que la composition de sa population mettent en évidence de plus longs trajets chez les parents de jeunes enfants, par rapport aux couples qui n'en ont pas. En outre, la possession de plusieurs véhicules semble aller de paire avec cette tendance, dans le sens où ces zones, dont la population est majoritairement familiale, sont denses et boisées, et où le recours aux véhicules est indispensable. La *Grande Couronne*, caractérisée par un niveau d'urbanisation et d'habitation très hétérogène se démarque complètement du reste de la région, de par la couverture de son réseau de transports en commun, relativement moins étendu qu'en *Petite Couronne* et qu'à *Paris*. La répartition des durées de trajet au sein des couples, montre que ce retrait résidentiel désavantage le membre du ménage qui emprunte les transports en commun, et ce, d'autant plus lorsque la femme utilise le véhicule. Contrairement à l'homme qui semble utiliser le véhicule pour son confort, la femme semble l'utiliser à cause d'un réseau de transport moins consistant dans les zones où elle travaille. De plus, un agent avec enfants, qui préfère l'utilisation de sa voiture bien que ce mode de transport implique des temps de trajet plus importants, effectue moins de temps de parcours que son partenaire :

il pourrait baisser davantage son temps de trajet, mais le besoin de son véhicule pour effectuer ses déplacements familiaux à la sortie de son activité professionnelle, le pousse probablement à effectuer des déplacements domicile-travail, en moyenne, plus importants. Probablement également que ce choix relève davantage d'un arbitrage entre le coût d'utilisation des transports en commun et celui de l'achat d'un nouveau véhicule.

Asymétrie de l'implantation des emplois

L'inégale implantation des ménages sur la région, s'accompagne par une répartition hétérogène de la vie économique au sein de chaque couronne. L'ensemble des emplois, eux-mêmes, ne sont pas répartis de façon uniforme à travers le territoire, comme en témoignent des différences des temps de trajet entre les agents travaillant à temps partiel et ceux à temps complet. En effet, le temps déplacement moyen des agents occupés à temps partiel, plus faible que les autres, pourrait s'expliquer par une proximité de ces emplois aux lieux d'habitation, dans le sens où il pourrait s'agir d'emplois relevant d'une activité de commerce de proximité ou de restauration. Notons que cela pourrait tout aussi bien s'expliquer par le fait que les agents aient accepté un poste à temps partiel en raison de sa proximité au lieu d'habitation ; le lien de causalité étant mal établi et aucune donnée ne nous certifie que les agents aient emménagé avant de trouver leur emploi actuel. Toutefois, une sur-représentation de certains emplois au sein de certaines zones, n'implique pas nécessairement un temps de déplacement plus important : seule la répartition des emplois d'*ouvriers* à tendance masculine, semble avoir une conséquence significative sur la durée des déplacements des ménages, à travers, notamment, le degré de concentration de cette profession au sein de la commune de travail de l'homme : ces emplois semblent davantage situés à proximité des lieux d'habitations que les autres emplois, y compris les emplois *ouvriers* employant une main d'œuvre féminine[6]. Ce dernier point nous permet d'aborder la question de l'inégale répartition des emplois féminins et masculins à travers la région, comme facteur explicatif des choix résidentiels. D'ailleurs, les différences de temps de trajet entre les ménages dont un agent travaille en *Grande Couronne* et les autres, confirment ce fait, puisque, en moyenne, les couples dont la femme travaille dans cette zone, semblent habiter significativement plus près de son emploi, que les couples n'habitent près du lieu de travail de l'homme situé au même endroit : les couples dont la femme occupe un emploi au sein de la *Grande Couronne* allègent leurs déplacements de près de 70% par rapport à ceux dont la femme travaille à *Paris*, contre 55% seulement pour les couples dont l'homme travaille dans cette zone. Cette asymétrie nous pousse à nous demander si la *Grande Couronne* ne serait pas davantage propice aux emplois féminins que masculins. En outre, comme la répartition des durées des déplacements au sein du couple, montre que celui qui travaille au sein de cette couronne, supporte le moins

6. Il s'agit pas là d'une préférence de la part des hommes *ouvriers* à se loger plus près de leurs emplois, dans le sens où les goûts résidentiels de ces agents n'apportent aucun changement significatif à la durée des déplacements de ces ménages. Toutefois, l'introduction de la répartition des emplois *ouvriers* sur le territoire annule les différences de durée de déplacement.

de trajet dans le ménage, nous sommes en droit de nous demander si la femme qui travaille en *Grande Couronne* ne possèderait pas une capacité particulière à imposer ses contraintes de temps à son partenaire, par rapport aux autres couples, en raison, par exemple, de son implication dans sa vie familiale, dont la composition est particulière par rapport aux couples de la *Petite Couronne* et de *Paris*. La thèse d'une répartition inégale des emplois féminins et masculins, peut également expliquer le fait que le couple se loge à proximité des zones où la femme a le plus de chances d'occuper un emploi. Toutefois, avec l'âge, les couples, dont la femme est mère de famille, semblent présenter des tendances opposées : la durée des déplacements féminins semble augmenter significativement, ce qui peut être le résultat indirect d'une expérience professionnelle inégale entre les hommes et les femmes liée aux périodes de grossesses ou aux congés parentaux, obligeant ainsi la mère de famille à parcourir davantage de distance pour obtenir un emploi. Une autre explication consisterait à dire, qu'en grandissant, les enfants gagnent en autonomie, permettant aux mères de parcourir de plus longs parcours pour obtenir un meilleur emploi.

Une approche inégale de la stabilité de l'emploi

La recherche d'une relative proximité des pôles d'emplois semble être une motivation de la localisation résidentielle, propre à la gente féminine. Toutefois, elles ne semblent pas être les seules à présenter des préférences particulières et à les imposer au sein de leur couple. Les hommes semblent, eux-aussi, présenter une aversion pour une localisation résidentielle éloignée, mais, contrairement aux femmes, celle-ci semble reposer davantage sur des caractéristiques liées à la précarité de l'emploi qu'ils exercent. En effet, bien que cela n'implique aucune différence significative de durée dans leurs déplacements, la répartition des temps de déplacements entre l'homme salarié et sa femme montre que celui-ci effectue davantage de temps de déplacements que sa compagne, par rapport aux couples dont l'homme occupe un emploi non salarié. Autrement dit, les femmes de salariés effectuent proportionnellement moins de temps de déplacements que les autres. Ceci peut s'expliquer par une préférence de la part des hommes dont le statut ne relève pas de la juridiction salariale, de compenser une certaine insécurité de l'emploi par un confort liée à la proximité de son activité. Cela lui permet probablement d'ajouter, également, une certaine plus-value à son activité, contrairement aux hommes dont l'emploi est stable. La valeur du temps de l'homme non-salarié est manifestement plus élevée que celle du salarié, dans le sens où la gestion du temps de ce dernier a, *à priori*, moins d'impact sur ses revenus. De plus, une plus grande accessibilité aux emplois, en terme de temps, procure à l'homme dont le niveau de diplôme est supérieur à celui de sa partenaire, un sentiment de sécurité qui lui permet de s'éloigner des pôles d'emplois. Présentant moins de risques de perdre son emploi et plus de facilités pour en changer (substituabilité de la main d'œuvre qualifiée supposée moindre que celle de la main d'œuvre non-qualifiée), ces hommes montrent une moins grande aversion aux déplacements professionnels qu'un homme qui aurait investi moins de temps dans son éducation que sa partenaire. D'ailleurs, cette divergence dans la valorisation du temps apparait également entre les hommes et les femmes occupés à temps partiel, dans le sens où

l'homme affiche une préférence nettement plus prononcée que la femme, pour résider à proximité de son lieu de travail.

Mobilité résidentielle

En s'appuyant sur le principe que les déplacements domicile-travail sont des activités nuisibles au bien-être des agents, nous nous attendons à ce qu'une mobilité les amène à se rapprocher de leurs lieux de travail. Toutefois, l'effet brut du temps de déplacement antérieur du couple sur son temps de déplacement actuel, (3.4) montre que la mobilité au sein de la région tend à les éloigner de leurs lieux de travail, dans le sens où ils sont amenés, en moyenne, à doubler leurs temps de déplacement après leur déménagement. La prise en compte des facteurs de préférences des agents permet, toutefois d'expliquer un quart de cette augmentation. Ainsi, le cadre environnemental du lieu d'habitation, ainsi que les caractéristiques résidentielles semblent être une motivation plus importante que la durée des temps de déplacement dans le choix résidentiel pour bon nombre de ménages. La prise en compte des temps de déplacements antérieurs dans le temps de déplacement actuel, montre également que les ménages qui effectuent, en moyenne, des déplacements plus importants que les autres, et qui présentent des caractéristiques fixes dans le temps (comme ceux possédant plusieurs véhicules ou ceux présentant un écart de diplômes), sont des ménages dont les temps de trajet étaient déjà plus importants que la moyenne lors de leur situation résidentielle antérieure et que ces effets fixes dans le temps, expliquent les temps de trajet supérieurs d'aujourd'hui.

La fidélité résidentielle pour les zones rurales expliquent également les écarts de temps de trajet des résidants. En d'autres termes, les particularités de ces zones expliquaient déjà l'hétérogénéité des durées de déplacement entre les couples avant le dernier déménagement. Quoiqu'il en soit, les mobilités de grandes distances au sein de la région ont pour but de se rapprocher sensiblement des lieux de travail des agents, tandis qu'une mobilité liée à l'accession à la propriété en *Grande Couronne*, implique une augmentation des temps de parcours des ménages, plus importante chez l'homme du ménage. Toutefois, ce déménagement semble favoriser davantage les déplacements de la femme du ménage dans des proportions moindres par rapport à la situation qui prévalait avant la mobilité.

TABLE 3.11 – L'effet du temps de trajet passé sur le temps de trajet actuel du couple

	(1) Tps T	(2) Rep Tps trajet	(3) Sure
Y_1=Temps de trajet du ménage (log)			
Ménage - Temps de trajet antérieur (log)	0.979***	-	0.931***
	(0.0618)		(0.0611)
Constante	-0.0911	-	0.108
	(0.263)		(0.260)
Y_2=Temps de trajet de l'homme par rapport à celui de sa femme (log)			
Ménage - Temps de trajet antérieur de l'homme par rapport à celui de sa femme (log)	-	-0.0275***	-0.0259***
		(0.00327)	(0.00323)
Constante	-	4.668***	4.660***
		(0.0278)	(0.0276)
N	3291	3291	3291
R^2	0.071	0.021	0.071

Standard errors in parentheses
$^{--}$ $p < 0.2$, $^{-}$ $p < 0.15$, * $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$

Source : Auteurs

3.5 Conclusion

Le choix résidentiel à travers la contrainte des temps de trajet domicile-travail des membres du ménage, met en évidence des préférences féminines et masculines particulières, fondées sur l'employabilité pour les premières et sur la précarité de l'emploi pour les seconds. Bien que la répartition des revenus au sein du ménage n'influence significativement ni le temps de déplacement du ménage, ni sa répartition entre ses membres, il n'en demeure pas moins que l'homme et la femme possèdent un certain talent à imposer ses préférences de temps de trajet à son conjoint dans la décision résidentielle, dans le sens où le choix du lieu de résidence favorise tantôt un agent, tantôt un autre. Ceci montre qu'à défaut d'imposer une préférence à travers la supériorité salariale, les caractéristiques de l'emploi tendent à devenir des facteurs de distribution dans la décision du lieu d'habitation. Néanmoins, bien que ce favoritisme soit amené à décroitre avec la mobilité, il ne semble pas disparaitre pour autant.

Notre étude présente des faits tout à fait intéressants en termes de clivages hommes / femmes, mais omet un aspect essentiel à la vie de couple et qui peut vraisemblablement influencer non seulement les temps de trajet du couple, mais également et surtout, la répartition des déplacements entre les agents : il s'agit de la production domestique. De nombreuses études ont montré une plus grande implication de la part de la femme dans la vie familiale et dans l'éducation des enfants, et il parait peu vraisemblable que le temps qu'elles consacrent à ces activités n'aient aucun impact sur la façon dont l'homme et la femme négocient la localisation de leur logement. Toutefois, aucune donnée ne nous permet d'intégrer à la fois la description de l'environnement du lieu de vie et l'implication des agents dans la vie de la famille à une problématique de choix résidentiel vue à travers les temps de déplacements domicile-travail des agents. Les données que nous utilisons laissent toutefois à désirer, dans le sens où les temps de déplacement entre certaines communes présentent une imprécision plus ou moins importante.

Le mode de transport utilisé dans les déplacements et la façon dont les agents utilisent le véhicule notamment, montrent une certaine asymétrie entre l'homme et la femme, qui influence de façon directe les temps de trajet des agents. Néanmoins, nous avons fondé notre réflexion sur le fait que le temps de trajet dépend du mode de transport, ce qui peut être légitimement critiquable, dans le sens où le choix du mode de déplacement et le temps de trajet peuvent être fait simultanément.

Enfin, nos résultats montrent des spécificités dans les processus de décisions des familles de la *Grande Couronne* notamment, en particulier parce qu'ils font du lieu de vie une priorité par rapport à l'accessibilité aux emplois. Ceci montre clairement que, malgré un rapport de force relativement stable au sein du couple, la façon dont l'homme et la femme s'accordent sur une décision aussi importante que le choix résidentiel tend à évoluer avec le temps.

Annexes

3. A Le Recensement de la Population de 1999

La collecte des informations relatives à la population est établie sous la forme de questionnaires papiers sous la supervision d'un enquêteur mandaté par l'INSEE. L'Institut procède, dans un second temps, à un ensemble de traitements statistiques, comme la vérification de la cohérence des informations collectées, l'imputation des valeurs manquantes, la codification des variables de diffusion, le calcul des pondérations, ou encore l'anonymisation des données sensibles. Elle fournit finalement un fichier de données individuelles exploitable directement.

L'exploitation statistique des questionnaires collectés est réalisée en deux temps : une exploitation dite "principale", puis une exploitation qualifiée de "complémentaire".

L'exploitation principale

L'*exploitation principale* regroupe l'ensemble des questionnaires collectés, dans le sens où elle est exhaustive pour les communes de moins de 10 000 habitants et porte sur environ 40% des logements dans les communes comptant davantage d'habitants. Cela constitue le "fichier détail" contenant l'ensemble des logements et des individus recensés. Elle est représentative des logements et les observations contenues dans ce fichier, sont assorties d'un poids spécifique de l'exploitation principale.

L'exploitation principale, regroupée autour de 11 thèmes, propose un grand nombre de variables (Source : *INSEE*) :

- Population (âge, sexe, état matrimonial, actifs ou inactifs...) ;
- Activité des résidents (taux d'activité par sexe et âge, chômage, statut professionnel...) ;
- Emploi au lieu de travail (salariés ou non, temps partiel ou complet, conditions d'emploi...) ;
- Déplacements domicile - lieu de travail (mode de déplacement) ;
- Formation (scolarisation et lieu d'études, diplômes...) ;
- Migrations (lieu de résidence antérieur, lieu de naissance) ;
- Nationalité (Français de naissance ou par acquisition, nationalité selon le sexe et l'âge...) ;
- Immigration (pays de naissance, année d'arrivée en France...) ;
- Ménages (taille du ménage, sexe et âge de la personne de référence...) ;
- Logements (type, époque d'achèvement...) ;
- Résidences principales (statut d'occupation, date d'emménagement, nombre de pièces, surface, sanitaires, mode de chauffage, nombre de voitures...).

L'exploitation complémentaire
La seconde phase de l'exploitation statistique, dite "complémentaire", est destinée à produire des variables autour de 3 thèmes supplémentaires :

- la structure familiale des ménages (précision de la personne de référence du ménage et identification, composition familiale précise) ;
- les secteurs d'activité des emplois exercés ;
- la profession et la catégorie socioprofessionnelle des individus.

L'*exploitation complémentaire* apporte une grande précision dans les données, puisqu'elle ne porte que sur un échantillon correspondant au quart des réponses issues des communes de moins de 10 000 habitants, et porte sur l'ensemble des bulletins collectés pour les communes de 10 000 habitants ou plus (le taux de sondage est, en outre, le même dans les deux exploitations, mise à part pour les individus résidant dans les communautés qui ne forment qu'une petite minorité de la population). Le nombre de réponses collectées dans le cadre de l'exploitation complémentaire correspond à environ 40% des répondants de l'*exploitation principale*, ce qui revient à observer 20% de la population française.

C'est notamment le cas pour le lieu de travail[7]. En raison du sondage, les résultats tirés de l'exploitation complémentaire ne sont significatifs que pour des zones géographiques et/ou des sous-populations d'une taille suffisante. Cette contrainte, aussi valable pour les résultats issus de l'exploitation principale, est cependant plus forte avec l'exploitation complémentaire dans la mesure où l'ensemble des communes font l'objet d'un sondage et pas seulement les communes de 10 000 habitants ou plus.

En outre, le lieu de travail, en particulier, est dans certains cas mieux identifié à l'exploitation complémentaire. Le recensement permet de comparer le lieu de résidence et le lieu de travail des personnes enquêtées et donc de mesurer le nombre de personnes qui résident et travaillent dans deux communes différentes de France ou qui résident en France et déclarent travailler à l'étranger. Il n'estime pas à proprement parler un nombre de déplacements. La fréquence (quotidienne, hebdomadaire ...) et le temps de trajet des déplacements ne sont pas observés. Le codage du lieu de travail peut différer, à la marge, entre l'exploitation principale et l'exploitation complémentaire. La détermination du lieu de travail est un peu améliorée pour les individus présents dans l'échantillon de l'exploitation complémentaire car, dans certains cas de non-réponse ou d'incohérence de la réponse, elle utilise l'adresse de l'établissement employeur, une information qui n'est élaborée que dans le cadre de l'exploitation complémentaire.

La détermination de la personne de référence du ménage a lieu dans chacune des deux exploitations. Lors de l'exploitation complémentaire, la personne de référence du ménage est déterminée de façon plus sophistiquée à partir de la structure

7. voir la fiche thématique associée : "Les déplacements domicile-lieu de travail".
http ://www.insee.fr/fr/ppp/bases-de-donnees/recensement/resultats/doc/pdf/fiche-conseils.pdf

familiale du ménage ; elle est repérée grâce à la variable « Lien à la personne de référence du ménage ». La personne de référence d'un ménage n'est pas toujours la même selon l'exploitation considérée.

Ainsi, malgré une perte de précision pour les communes de moins de 10 000 habitants et les zones qui les englobent, l'exploitation complémentaire fournit des résultats plus complets et améliore la qualité de quelques variables, notamment celles relatives à l'emploi. C'est la raison pour laquelle nous avons fait le choix d'exploiter les données complémentaires du *Recensement de la Population de 1999*. La base issue de l'"exploitation complémentaire" du *Recensement de la Population* de 1999, comprend 2 934 758 observations, dont l'unité d'observation est l'individu, formant 1 190 418 ménages ; elle est représentative des logements. Les résidants de l'Île de France sont au nombre de 549 532 et correspondent à 225 475 ménages.

3. B Appariement des données individuelles et de temps de trajet

Données des Temps de trajet

Nous disposons de deux matrices de temps de déplacement : tandis que l'une fournit les temps de trajets nécessaires, pour se rendre d'une des 572 zones à une autre en Transport en Commun (TC), l'autre fournit la même information pour les déplacements en Véhicule Privé (VP). Les durées de déplacements, en min, ont été calculées aux heures de pointe (entre 5h et 11h), dans le cadre du projet d'urbanisme METROPOLIS. Elles regroupent les informations relatives aux temps de déplacements de 572 zones formant l'Île de France. Ainsi, chacune des deux matrices comprend 572*572=327 184 observations. En effet, il s'agit de temps de déplacement nécessaires pour se rendre d'une des 572 zones à une autre et non d'une commune à une autre. Cependant, l'Île de France recense 1300 communes qu'il s'agit d'identifier à travers ces 572 zones. Certaines communes sont scindées en deux ou en 4 ; certaines zones regroupent plusieurs communes ; d'autres comptent uniquement une commune.

Dans un premier temps, nous identifions les 1 409 *zones-communes* et, dans un second temps, nous calculons un temps de trajet moyen pour se rendre d'une des 1 300 communes franciliennes à une autre.

Identifier les 1 300 communes franciliennes, à partir des 572 zones, n'est pas directement accessible et nécessite un léger travail. En effet, les communes des deux matrices font apparaitre un identifiant zonal au lieu du code-commune, que nous appelons "Code-INSEE" [8], présent dans la base du *Recensement de la Population*. Un tableau de correspondance est fourni, de façon à identifier les différentes communes des la région à travers les différentes zones.

- **Communes divisées en 2 *zones-communes* :** 49 communes scindées en deux zones. Nous avons donc 98 zones et nous devons effectuer une moyenne arithmétique des deux temps de trajet afin d'obtenir un temps de trajet moyen pour chaque commune.

- **Communes divisées en 4 *zones-communes* :** les 20 arrondissements de Paris sont divisés en 4 zones : nous avons ainsi 80 zones pour la ville de Paris. Nous avons donc accès à 4 temps de déplacements pour chaque arrondissement parisien. Nous calculons donc la moyenne arithmétique des 4 zones pour chaque arrondissement, de façon à obtenir un unique temps de trajet par arrondissement.

- **Communes d'une *zones-communes* :** 229 communes représentent, chacune, une seule zone ; aucun calcul n'est nécessaire.

8. Ce code, propre à l'INSEE, est composé de 5 chiffres dont les deux premiers sont le numéro du département.

- **Communes regroupées en une *zones-communes* :** 1 209 communes regroupées en 165 zones. Il nous faudra dupliquer ces temps de trajet autant de fois qu'il y a de communes dans la zone.

Table 3.12 – Zones

	Nombre de zones-commune par commune	Nombre de communes concernées	Nombre de zones regroupant ces communes	Nombre de zones-commune totales
2 zones-commune pour une commune	2	49	1	98
4 zones-commune pour une commune	4	20	1	80
1 zone-commune pour une commune	1	229	1	229
1 zone-commune pour plusieurs communes	1	1002	165	1002
			TOTAL	1409

N. B. : 1 409 zones-communes = 1 300 communes + 3*20 arr. parisiens + 49 moitié de communes = 80 + 98 + 229 + 1002

Source : Auteurs

Dans un premier temps, nous créons un nouvelle table dont chaque ligne représente le temps de trajet nécessaire pour se rendre d'une *zones-communes* à une autre. Nous obtenons une base comprenant 1409*1409 lignes. Dans un second temps, nous effectuons des moyennes arithmétiques, selon le nombre de zones-communes comprises dans chaque commune, de la manière suivante :

- **Communes divisées en 2 *zones-communes* :** nous effectuons une moyenne arithmétique des deux temps de trajet disponibles afin d'obtenir un temps de trajet moyen pour chaque commune.

- **Communes divisées en 4 *zones-communes* :** nous calculons donc la moyenne arithmétique des 4 zones pour chaque arrondissement, de façon à obtenir un unique temps de trajet par arrondissement.

- **Communes d'une *zones-communes* :** aucun calcul n'est nécessaire, puisque un temps de trajet est disponible pour chacune des 229 communes.

- **Communes regroupées en une *zones-communes* :** il nous faudra dupliquer ces temps de trajet autant de fois qu'il y a de communes dans la zone. Par exemple, une zone-commune comprenant 6 communes pour un temps de trajet unique, est dupliqué 6 fois. Toutefois, chacune des 165 zones-communes ne correspond pas au même nombre de communes.

En effectuant ce même travail sur les deux bases de temps de trajet en véhicule et en transport en commun, nous obtenons finalement deux tables de temps de trajet

exploitables et dont la jointure avec la base du *Recensement de la Population* est possible. En considérant le lieu de résidence comme commune de départ et le lieu de travail comme commune d'arrivée, nous affectons un temps de trajet domicile-travail pour chaque individu, en prenant en compte le mode transport qu'il a déclaré utiliser. Nous procédons de la même manière pour les déplacements séparant le lieu de résidence antérieur et le lieu de travail de chaque agent, en considérant que le lieu de travail et le mode de transport sont identiques.

TABLE 3.13 – Différentes tables de travail

	Lieu de résidence		**Lieu de Travail**		
	Nb de communes	***Nb de zones***	***Nb de communes***	***Nb de zones***	***Nb de lignes***
	Paris (4 zones)		Paris (4 zones)		
Situation initiale	20	4	20	4	6 400
Situation finale	20	1	20	1	400
	Paris (4 zones)		Communes de 2 zones		
Situation initiale	20	4	49	2	7 840
Situation finale	20	1	49	1	980
	Paris (4 zones)		Communes de 1 zone		
Situation initiale	20	4	229	1	18 320
Situation finale	20	1	229	1	4 580
	Paris (4 zones)		Communes réunies en 1 zone		
Situation initiale	20	4	1 002	1	80 160
Situation finale	20	1	1 002	1	20 040
	Communes de 2 zones		Paris (4 zones)		
Situation initiale	49	2	20	4	7 840
Situation finale	49	1	20	1	980
	Communes de 2 zones		Communes de 2 zones		
Situation initiale	49	2	49	2	9 604
Situation finale	49	1	49	1	2 401
	Communes de 2 zones		Communes de 1 zone		
Situation initiale	49	2	229	1	22 442
Situation finale	49	1	229	1	11 221
	Communes de 2 zones		Communes réunies en 1 zone		
Situation initiale	49	2	1 002	1	98 196
Situation finale	49	1	1 002	1	49 098
	Communes de 1 zone		Paris (4 zones)		
Situation initiale	229	1	20	4	18 320
Situation finale	229	1	20	1	4 580
	Communes de 1 zone		Communes de 2 zones		
Situation initiale	229	1	49	2	22 442
Situation finale	229	1	49	1	11 221
	Communes de 1 zone		Communes de 1 zone		
Situation initiale	229	1	229	1	52 441
Situation finale	229	1	229	1	52 441
	Communes de 1 zone		Communes réunies en 1 zone		
Situation initiale	229	1	1 002	1	229 458
Situation finale	229	1	1 002	1	229 458
	Communes réunies en 1 zone		Paris (4 zones)		
Situation initiale	1 002	1	20	4	80 160
Situation finale	1 002	1	20	1	20 040
	Communes réunies en 1 zone		Communes de 2 zones		
Situation initiale	1 002	1	49	2	98 196
Situation finale	1 002	1	49	1	49 098
	Communes réunies en 1 zone		Communes de 1 zone		
Situation initiale	1 002	1	229	1	229 458
Situation finale	1 002	1	229	1	229 458
	Communes réunies en 1 zone		Communes réunies en 1 zone		
Situation initiale	1 002	1	1 002	1	1 004 004
Situation finale	1 002	1	1 002	1	1 004 004
				SET	1 690 000
				%=(1300)²	1 690 000

Source : Auteurs

Conséquences

Temps de trajets inter- et intra- communales : après avoir calculé les temps de trajet moyens sur les 1300 communes, nous avons principalement perdu en précision dans la ville de Paris, puisque, pour chaque arrondissement, nous avons agrégé les 4 zones qui le composent. La ville de Paris est initialement décrite en 80 zones : nous l'agrégeons en 20 zones, mais nous perdons en granularité. Par ailleurs, si l'IAU avait fournit une base avec un temps de trajet par arrondissement, nous aurions eu un vrai temps mais sans variance. Dans un sens, nous gagnons donc en précision.

Les temps de trajets pour se rendre au sein d'une même commune sont nuls si l'on s'y rend en transports en commun alors qu'ils ne le sont pas lorsqu'on s'y rend en véhicule. Notons qu'en agrégeant les 4 zones d'un arrondissement parisien ou deux zones des communes scindées en deux, nous obtenons un trajet en transport en commun non nul au sein de lui-même.

3. C Estimation du revenu individuel et de sa répartition

Cette annexe est une note qui a pour but d'expliquer la démarche que nous avons adopté pour estimer le revenu individuel dans les données du Recensement, à partir des données présentes dans l'*Enquête Nationale Logement*.

La vague de 1996 de l'*Enquête Nationale Logement* regroupe un ensemble de plusieurs tables dont les données nécessaires à notre travail, étaient disponibles soit au niveau du ménage, soit de l'individu. Certaines variables, comme le niveau de diplôme ou la catégorie socio-professionnelle, ont été remontées au niveau du ménage et ne sont disponibles que pour les personnes de référence et leur conjoint. Elles sont de ce fait indisponibles pour les autres adultes exerçant une activité professionnelle, par exemple. Cela ne pose aucun problème majeur pour notre travail, puisque l'étude dans laquelle le revenu estimé sera utilisé, se concentre sur la répartition du pouvoir entre l'homme et la femme du ménage. Nous avons, de ce fait, travaillé sur les Personnes de référence et leur conjoint.

La première étape de ce travail a été de relever les variables responsables du niveau de salaire, communes à l'*Enquête Nationale Logement* et au *Recensement de la Population*. Le tableau (3.14) présente les différentes variables utilisées dans les deux bases. La plupart des variables que nous utilisons dans ce travail, fournissent une définition semblables, à l'exception du type de contrat de travail. En effet, dans l'*Enquête Nationale Logement*, les individus en contrat à durée déterminée n'ont pas eu l'occasion de détailler s'ils occupaient un poste à temps plein ou à temps partiel, alors que les données du Recensement nous permettent de faire la distinction. Ceci a pour conséquence d'avoir considéré, à tort et faute de mieux, que les individus du Recensement occupant un contrat à durée déterminé, étaient toujours en temps plein.

Après avoir procédé à une étape de vérification des effectifs au sein des deux bases (disponibles dans le tableau (3.16)), nous avons pu procéder, dans une seconde étape, à l'estimation du revenu par les moindres carrés ordinaires, dont les résultats sont disponibles à la table (3.18).

Table 3.14 – Variables mobilisées

ENQUÊTE LOGEMENT 1996

Mod.	*NNATIOR : NATIONALITÉ*
.	Sans objet (enfant de moins de 15 ans)
00	Française de naissance
01	Française par naturalisation, mariage, déclaration ou option à sa majorité
02-11	Étrangers

Mod.	MDR(C) : DIPLÔME LE PLUS ÉLEVÉ OBTENU PAR LA PR (/CJ)*
1	Diplôme universitaire du 2ème ou 3ème cycle, diplôme d'une grande école
3	Diplôme universitaire du 1er cycle, BTS, DUT, diplôme paramédical ou social
4	Baccalauréat, brevet professionnel
5	CAP, BEP ou autre diplôme de ce niveau
6	BEPC (ou BE, BEPS) seul
7	Aucun diplôme ou CEP seul

Mod.	MCS(C)8 : CATÉGORIE SOCIO PROFESSIONNELLE DE LA PR (/CJ)*
1	Agriculteurs
2	Artisans, commerçants et chefs d'entreprise
3	Cadres et professions intellectuelles supérieures
4	Professions intermédiaires
5	Employés
6	Ouvriers
7	Retraités
8	Autres personnes sans activité professionnelle

Mod.	MOCCUP(C) : OCCUPATION PRINCIPALE DE LA PR (/CJ)*
1	Occupe actuellement un emploi
2	Chômeur (inscrit ou non à l'ANPE)
3	Étudiant, élève, en formation ou en stage non rémunéré
4	Militaire du contingent
5	Retraité (ancien salarié) ou pré-retraité
6	Retiré des affaires (ancien commerçant, artisan, agriculteur...)
7	Au foyer
8	Autre inactif

Mod.	NNATEMP : NATURE DE L'EMPLOI SALARIE
. 1-6 7	Autres
4	Sous contrat à durée déterminée
5	CDI à temps complet
6	CDI à temps partiel

Mod.	MTYAD : TYPE DE FAMILLE
110-323	Autres
400	Couple sans enfant
401	Couple avec un enfant
402	Couple avec deux enfants
403	Couple avec trois enfants ou plus

Mod.	HTL : TYPE DE LOGEMENT
1	Maison individuelle, ferme
2	Logement dans un immeuble collectif
3	Logement-foyer pour personnes âgées
4	Chambre d'hôtel
5	Construction provisoire, habitation de fortune
6	Pièce indépendante louée, sous-louée ou prêtée
7	Logement dans un immeuble à usage autre que d'habitation

Mod.	SOC3 : STATUT D'OCCUPATION
1	Fermier ou métayer
2	Propriétaire ou accédant à la propriété
3	Logé gratuitement
4	Locataire ou sous-locataire

* : Personne de Référence : PR ; Conjoint : CJ

RECENSEMENT DE LA POPULATION 1999

Mod.	INAT2 : INDICATEUR DE NATIONALITÉ
1	Français
2	Étranger

Mod.	DIPL : DIPLÔME LE PLUS ÉLEVÉ OBTENU
.	Sans objet (enfant de moins de 15 ans)
0	Aucun diplôme
1	Certificat d'études primaires
2	BEPC, brevet élémentaire, brevet des collèges
3	CAP
4	BEP
5	Baccalauréat général
6	Baccalauréat technologique ou professionnel, brevet professionnel ou de technicien, autre brevet, capacité en droit
7	Diplôme universitaire de 1er cycle, BTS, DUT, diplôme des professions sociales ou de la santé
8	Diplôme universitaire de 2e ou 3e cycle, diplôme d'ingénieur d'une grande école

Mod.	CS8 : CATÉGORIE SOCIOPROFESSIONNELLE
1	Agriculteurs exploitants
2	Artisans, commerçants et chefs d'entreprise
3	Cadres et professions intellectuelles supérieures
4	Professions intermédiaires
5	Employés
6	Ouvriers
7	Retraités
8	Autres personnes sans activité professionnelle

Mod.	TACT : TYPE D'ACTIVITÉ
11	Actif ayant un emploi
12	Chômeur
13	Militaire du contingent
21	Ancien actif
22	Élève, étudiant, stagiaire non rémunéré
23	Moins de 15 ans ou autre inactif

Mod.	EMPL : CONDITION D'EMPLOI
15	Contrat à durée déterminée
17	Contrat ou emploi à durée indéterminée
. 11-14 16 21-23	*Autres*

Mod.	TYPMD : TYPE DE FAMILLE
. 011-213	Autres
300 ; 310 ; 400 ; 410 ; 500 ; 600	Couple sans enfant
301 ; 311 ; 401 ; 411 ; 501 ; 601	Couple avec un enfant
302 ; 312 ; 402 ; 412 ; 502 ; 602	Couple avec deux enfants
303 ; 313 ; 403 ; 413 ; 503 ; 603	Couple avec trois enfants ou plus

Mod.	TYPL : TYPE DE LOGEMENT
1	Maison individuelle
2	Logement dans un immeuble collectif
3	Pièce indépendante (ayant sa propre entrée)
4	Logement-foyer pour personnes âgées
5	Ferme, bâtiment d'exploitation agricole
6	Chambre d'hôtel
7	Construction provisoire, habitation de fortune
8	Logement dans un immeuble collectif à usage autre que d'habitation

Mod.	STOC : STATUT D'OCCUPATION
1	Propriétaire
2	Locataire ou sous-locataire du logement loué vide
3	Locataire ou sous-locataire du logement loué meublé, chambre d'hôtel
4	Logé gratuitement

Source : Auteurs

Table 3.18 – Estimation par les MCO de l'équation de revenu

	(1)	(2)
	$\log\ (REV_H + REV_F)$	$\log \frac{REV_H}{REV_H + REV_F}$
Propriétaire	-0.200	-1.822
	(0.528)	(1.252)
Locataire	-0.507	-2.034*
	(0.519)	(1.233)
Logement atypique	-1.965**	-1.952
	(0.960)	(2.278)
Maison	0.125	0.310
	(0.266)	(0.630)
Couple sans enfant	-0.403	-0.172
	(0.410)	(0.973)
Couple avec un enfant	-0.310	-0.525
	(0.374)	(0.887)
Couple avec deux enfants	-0.424	-0.779
	(0.358)	(0.850)
Homme : (Age - 19)	0.281	1.061
	(0.297)	(0.705)
Homme : $(\text{Age - 19})^2$	-0.00533	-0.0854*
	(0.0202)	(0.0479)
Homme : $(\text{Age - 19})^3$	0.0000549	0.00195
	(0.000551)	(0.00131)
Homme : $(\text{Age - 19})^4$	-8.93e-08	-0.0000158
	(0.00000523)	(0.0000124)
Homme : Nationalité française	-0.681	1.123
	(0.447)	(1.061)
Homme : Aucun diplôme ou CEP seul	-0.0435	-7.279*
	(1.836)	(4.358)
Homme : BEPC (ou BE, BEPS) seul	1.283	-1.971
	(2.130)	(5.055)
Homme : Baccalauréat, brevet professionnel	0.262	2.507
	(3.079)	(7.307)
Homme : Diplôme universitaire du 1er cycle, BTS, DUT	-0.357	-6.508
	(3.591)	(8.524)
Homme : Cadres et professions intellectuelles supérieures	0.520	12.31*
	(2.682)	(6.365)
Homme : Professions intermédiaires	0.143	-27.24***
	(3.917)	(9.297)
Homme : Employés	3.568	-39.80***
	(4.432)	(10.52)
Homme : Ouvriers	3.647***	13.16***
	(1.284)	(3.049)
Homme : Age*(Aucun diplôme ou CEP seul)	0.0295	0.132
	(0.0461)	(0.109)
Homme : Age*(BEPC (ou BE, BEPS) seul)	-0.0274	0.127
	(0.0574)	(0.136)
Homme : Age*(CAP, BEP ou autre diplôme de ce niveau)	0.0230	0.0288
	(0.0434)	(0.103)
Homme : Age*(Baccalauréat, brevet professionnel)	-0.0275	-0.163
	(0.0484)	(0.115)
Homme : Age*(Diplôme universitaire 2ème ou 3ème cycle, Grande école)	-0.0157	0.0406
	(0.0457)	(0.109)
Homme : Age*(Chômeur)	-0.00864	0.293**
	(0.0515)	(0.122)
Homme : (Aucun diplôme / BEPC / CAP ou BEP)*(Chômeur)	-2.493	5.093
	(2.450)	(5.815)
Homme : (BAC, diplôme universitaire, grande école)*(Occupe actuellement un emploi)	1.276	-5.105
	(2.266)	(5.377)
Homme : Age*(CDD)	-0.0846	0.135
	(0.0650)	(0.154)
Homme : Age*(CDI)	-0.0513	0.203**
	(0.0376)	(0.0893)

	(1)	(2)
	$\log\ (REV_H + REV_F)$	$\log\ \frac{REV_H}{REV_H + REV_F}$
Homme : (CDD)*(Cadres et professions intellectuelles supérieures)	1.845	-2.270
	(2.702)	(6.413)
Homme : (CDD)*(Professions intermédiaires)	-1.685	2.653
	(2.483)	(5.894)
Homme : (CDD)*(Employés)	-4.289	9.695
	(2.626)	(6.233)
Homme : (CDD)*(Ouvriers)	-2.654	-2.475
	(2.471)	(5.865)
Homme : (CDI)*(Artisans, commerçants et chefs d'entreprise)	2.390	3.262
	(1.905)	(4.521)
Homme : (CDI)*(Cadres et professions intellectuelles supérieures)	0.849	-5.995**
	(1.165)	(2.766)
Homme : (CDI)*(Professions intermédiaires)	-1.636	2.310
	(1.128)	(2.677)
Homme : (CDI)*(Employés)	-4.703***	12.99***
	(1.471)	(3.491)
Homme : (CDI)*(Ouvriers)	-2.608**	-4.538
	(1.162)	(2.758)
Femme : $(\text{Age - 17})^2$	-0.0405*	0.0442
	(0.0206)	(0.0490)
Femme : $(\text{Age - 17})^3$	0.00120**	-0.00143
	(0.000551)	(0.00131)
Femme : $(\text{Age - 17})^4$	-0.0000110**	0.0000132
	(0.00000510)	(0.0000121)
Femme : Nationalité française	1.340***	-0.706
	(0.466)	(1.107)
Femme : BEPC (ou BE, BEPS) seul	2.736	-3.196
	(2.312)	(5.487)
Femme : CAP, BEP ou autre diplôme de ce niveau	0.461	3.827
	(1.973)	(4.683)
Femme : Baccalauréat, brevet professionnel	4.498	25.56**
	(5.142)	(12.20)
Femme : Diplôme universitaire du 1er cycle, BTS, DUT	3.424	24.86***
	(3.447)	(8.183)
Femme : Diplôme universitaire 2ème ou 3ème cycle, Grande école	3.837	23.40**
	(4.198)	(9.965)
Femme : CDD	-1.173	5.284
	(2.402)	(5.702)
Femme : CDI	-1.606	1.696
	(1.561)	(3.706)
Femme : Cadres et professions intellectuelles supérieures	3.290	30.49***
	(4.075)	(9.673)
Femme : Professions intermédiaires	-0.0373	-1.161
	(2.231)	(5.295)
Femme : Employés	0.101	3.656
	(1.703)	(4.042)
Femme : Ouvriers	4.882	34.93***
	(3.628)	(8.612)
Femme : Age*(Aucun diplôme ou CEP seul)	0.508	-0.627
	(0.317)	(0.752)
Femme : Age*(BEPC (ou BE, BEPS) seul)	0.434	-0.768
	(0.313)	(0.744)
Femme : Age*(CAP, BEP ou autre diplôme de ce niveau)	0.509	-0.693
	(0.313)	(0.744)
Femme : Age*(Baccalauréat, brevet professionnel)	0.451	-0.533
	(0.315)	(0.747)
Femme : Age*(Diplôme universitaire du 1er cycle, BTS, DUT)	0.472	-0.698
	(0.317)	(0.752)
Femme : Age*(Diplôme universitaire 2ème ou 3ème cycle, Grande école)	0.484	-0.679
	(0.321)	(0.761)
Femme : Age*(Chômeur)	-0.104*	-0.102
	(0.0605)	(0.144)
Femme : (Aucun diplôme / BEPC / CAP ou BEP)*(Chômeur)	1.678	28.27***
	(3.187)	(7.564)

	(1)	(2)
	$\log\ (REV_H + REV_F)$	$\log \dfrac{REV_H}{REV_H + REV_F}$
Femme : (BAC, diplôme universitaire, grande école)*(Occupe actuellement un emploi)	-2.510	-28.61***
	(3.121)	(7.408)
Femme : Age*(CDD)	0.0315	-0.141
	(0.0675)	(0.160)
Femme : Age*(CDI)	-0.000983	-0.102
	(0.0480)	(0.114)
Femme : (CDD)*(Cadres et professions intellectuelles supérieures)	-1.074	-5.333
	(2.384)	(5.659)
Femme : (CDD)*(Professions intermédiaires)	0.468	-2.594
	(2.434)	(5.777)
Femme : (CDD)*(Employés)	0.394	-3.573
	(2.082)	(4.941)
Femme : (CDI)*(Cadres et professions intellectuelles supérieures)	2.341	2.041
	(2.712)	(6.438)
Femme : (CDI)*(Cadres et professions intellectuelles supérieures)	0.243	0.667
	(1.360)	(3.228)
Femme : (CDI)*(Professions intermédiaires)	1.386	-1.075
	(1.369)	(3.249)
Femme : (CDI)*(Employés)	1.117	-1.277
	(1.139)	(2.702)
(Homme : Aucun diplôme ou CEP seul) * (Femme : Aucun diplôme ou CEP seul)	0.513	-4.594
	(2.886)	(6.849)
(Homme : Aucun diplôme ou CEP seul) * (Femme : BEPC (ou BE, BEPS) seul)	0.599	3.052
	(2.561)	(6.078)
(Homme : Aucun diplôme ou CEP seul) * (Femme : CAP, BEP ou autre diplôme de ce niveau)	0.455	-4.936
	(3.394)	(8.055)
(Homme : Aucun diplôme ou CEP seul) * (Femme : Diplôme universitaire du 1er cycle, BTS, DUT)	0.171	0.741
	(2.795)	(6.634)
(Homme : BEPC (ou BE, BEPS) seul) * (Femme : Aucun diplôme ou CEP seul)	-1.373	-10.78**
	(2.015)	(4.782)
(Homme : BEPC (ou BE, BEPS) seul) * (Femme : CAP, BEP ou autre diplôme de ce niveau)	-0.0301	-10.49*
	(2.588)	(6.144)
(Homme : BEPC (ou BE, BEPS) seul) * (Femme : Baccalauréat, brevet professionnel)	-0.439	-6.913
	(2.601)	(6.173)
(Homme : CAP, BEP ou autre diplôme de ce niveau) * (Femme : Aucun diplôme ou CEP seul)	-0.287	-6.626
	(2.613)	(6.203)
(Homme : CAP, BEP ou autre diplôme de ce niveau) * (Femme : BEPC (ou BE, BEPS) seul)	-1.147	-2.469
	(2.166)	(5.141)
(Homme : CAP, BEP ou autre diplôme de ce niveau) * (Femme : CAP, BEP ou autre diplôme de ce niveau)	0.963	-11.41
	(3.126)	(7.421)
(Homme : CAP, BEP ou autre diplôme de ce niveau) * (Femme : Baccalauréat, brevet professionnel)	0.275	-5.671
	(2.012)	(4.775)
(Homme : CAP, BEP ou autre diplôme de ce niveau) * (Femme : Diplôme universitaire du 1er cycle, BTS, DUT)	0.888	-3.126
	(2.342)	(5.560)
(Homme : Baccalauréat, brevet professionnel) * (Femme : BEPC (ou BE, BEPS) seul)	-0.979	7.047
	(1.996)	(4.737)
(Homme : Baccalauréat, brevet professionnel) * (Femme : CAP, BEP ou autre diplôme de ce niveau)	-0.0152	-2.590
	(2.162)	(5.132)
(Homme : Baccalauréat, brevet professionnel) * (Femme : Baccalauréat, brevet professionnel)	-1.091	1.366
	(2.892)	(6.863)
(Homme : Baccalauréat, brevet professionnel) * (Femme : Diplôme universitaire du 2eme/3eme cycle, Grande école)	-0.743	2.404
	(2.339)	(5.552)
(Homme : Diplôme universitaire du 1er cycle, BTS, DUT) * (Femme : BEPC (ou BE, BEPS) seul)	-1.000	12.30*
	(2.778)	(6.595)
(Homme : Diplôme universitaire du 1er cycle, BTS, DUT) * (Femme : Baccalauréat, brevet professionnel)	-0.590	6.527
	(3.469)	(8.234)
(Homme : Diplôme universitaire du 1er cycle, BTS, DUT) * (Femme : Diplôme universitaire du 1er cycle, BTS, DUT)	0.0198	8.115*
	(2.046)	(4.855)
(Homme : Diplôme universitaire du 1er cycle, BTS, DUT) * (Femme : Diplôme universitaire du 2eme/3eme cycle, Grande école)	-1.069	10.36
	(2.996)	(7.111)
(Homme : Diplôme universitaire du 2eme/3eme cycle, Grande école) * (Femme : Aucun diplôme ou CEP seul)	0.0587	-8.258
	(3.445)	(8.177)
(Homme : Diplôme universitaire du 2eme/3eme cycle, Grande école) * (Femme : BEPC (ou BE, BEPS) seul)	-0.984	-1.147
	(3.001)	(7.123)
(Homme : Diplôme universitaire du 2eme/3eme cycle, Grande école) *	-0.270	-5.735

	(1)	(2)
	$\log\ (REV_H + REV_F)$	$\log \dfrac{REV_H}{REV_H + REV_F}$
(Femme : CAP, BEP ou autre diplôme de ce niveau)	(3.758)	(8.920)
(Homme : Diplôme universitaire du 2eme/3eme cycle, Grande école) * (Femme : Diplôme universitaire du 1er cycle, BTS, DUT)	0.0260 (2.910)	0.161 (6.907)
(Homme : Diplôme universitaire du 2eme/3eme cycle, Grande école) * (Femme : Diplôme universitaire du 2eme/3eme cycle, Grande école)	-0.606 (1.943)	1.791 (4.613)
(Homme : Age)*(Femme : Age)	-0.00199 (0.00464)	0.0129 (0.0110)
(Homme : Artisans, commerçants et chefs d'entreprise) * (Femme : Artisans, commerçants et chefs d'entreprise)	-2.713 (2.355)	7.958 (5.590)
(Homme : Artisans, commerçants et chefs d'entreprise) * (Femme : Cadres et professions intellectuelles supérieures)	-1.828 (4.633)	-20.58* (11.00)
(Homme : Artisans, commerçants et chefs d'entreprise)*(Femme : Employés)	-1.014 (2.694)	7.125 (6.395)
(Homme : Artisans, commerçants et chefs d'entreprise)*(Femme : Ouvriers)	-18.38*** (4.596)	-20.96* (10.91)
(Homme : Cadres et professions intellectuelles supérieures) * (Femme : Cadres et professions intellectuelles supérieures)	-1.829 (4.198)	-28.99*** (9.964)
(Homme : Cadres et professions intellectuelles supérieures) * (Femme : Professions intermédiaires)	0.121 (2.491)	4.870 (5.913)
(Homme : Cadres et professions intellectuelles supérieures) * (Femme : Ouvriers)	-18.65*** (4.297)	-34.73*** (10.20)
(Homme : Professions intermédiaires) * (Femme : Cadres et professions intellectuelles supérieures)	0.849 (2.299)	3.412 (5.458)
(Homme : Professions intermédiaires)*(Femme : Professions intermédiaires)	2.650 (3.838)	35.08*** (9.109)
(Homme : Professions intermédiaires)*(Femme : Employés)	2.653 (3.529)	29.38*** (8.376)
(Homme : Employés)*(Femme : Artisans, commerçants et chefs d'entreprise)	-0.317 (5.830)	31.29** (13.84)
(Homme : Employés)*(Femme : Professions intermédiaires)	1.966 (4.342)	36.98*** (10.31)
(Homme : Employés)*(Femme : Employés)	2.129 (4.038)	31.81*** (9.585)
(Homme : Ouvriers)*(Femme : Cadres et professions intellectuelles supérieures)	-2.399 (4.581)	-37.65*** (10.87)
(Homme : Ouvriers)*(Femme : Employés)	-0.0949 (2.458)	-2.254 (5.834)
(Homme : Ouvriers)*(Femme : Ouvriers)	-2.660 (3.963)	-36.79*** (9.405)
(Homme : CDD)*(Femme : CDD)	0.161 (2.362)	0.231 (5.607)
(Homme : CDD)*(Femme : CDI)	0.319 (2.032)	-1.038 (4.823)
(Homme : Occupe actuellement un emploi)*(Femme : Occupe actuellement un emploi)	1.298 (2.661)	26.62*** (6.315)
(Homme : Chômeur)*(Femme : Chômeur)	-19.51*** (2.838)	-14.11** (6.737)
Constante	2.593 (4.604)	-25.51** (10.93)
N	1943	1943
R^2	0.348	0.254

Standard errors in parentheses
* $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$

Source : Auteurs, ENL96

Table 3.16 – Détail des variables en input du modèle d'estimation du revenu individuel

			Fréquence (%)		Log du revenu			Log de la part du Revenu de l'homme dans celui du couple		
					Déclaré	*Estimé*		Déclaré	Estimé	
	Mod.	*label*	*ENL*	*RGP*	*ENL*		*RGP*	*ENL*		*RGP*
HOMME		TYPACT : TYPE D'ACTIVITE								
	1	Occupe actuellement un emploi	92,230	92,730	9,891	9,877	9,878	3,431	3,454	3,270
	2	Chômeur (inscrit ou non à l'ANPE)	7,770	7,270	4,995	4,978	4,746	-12,099	-12,071	-11,911
		TYPCONTRAT : TYPE DE CONTRAT								
	0	Autre	18,630	19,850	7,828	7,809	8,007	-5,413	-5,381	-4,775
	1	Contrat à durée déterminée	3,710	4,360	9,690	9,682	9,734	2,902	2,917	3,109
	2	Contrat à durée indéterminée	77,660	75,790	9,905	9,893	9,884	4,024	4,045	3,930
		NATIO : NATIONALITE								
	1	Française	11,070	12,920	8,747	8,732	8,612	0,206	0,231	0,593
	0	Autre	88,930	87,080	9,606	9,592	9,637	2,476	2,498	2,399
		DIPLO : DIPLOME OBTENU								
	1	Aucun diplôme ou CEP seul	20,430	19,930	8,931	8,913	9,164	1,366	1,399	1,356
	2	BEPC (ou BE, BEPS) seul	6,790	7,210	9,164	9,149	8,920	2,880	2,904	2,546
	3	CAP, BEP ou autre diplôme de ce niveau	27,480	26,790	9,263	9,252	9,480	2,489	2,507	2,320
	4	Baccalauréat, brevet professionnel	12,250	13,310	9,512	9,502	9,340	2,463	2,480	2,289
	5	Diplôme universitaire du 1er cycle, BTS, DUT, diplôme paramédical ou social	12,040	11,150	9,959	9,950	9,659	2,446	2,460	2,164
	6	Diplôme universitaire du 2ème ou 3ème cycle, diplôme d'une grande école	21,000	21,610	10,251	10,235	10,067	2,236	2,262	2,521
		CSP : CATEGORIE SOCIOPROF.								
	2	Artisans, commerçants et chefs d'entreprise	7,980	8,120	8,279	8,258	8,239	-1,789	-1,755	-2,611
	3	Cadres et professions intellectuelles supérieures	28,000	27,620	10,081	10,064	9,928	3,554	3,580	3,852
	4	Professions intermédiaires	26,710	24,690	9,860	9,846	9,752	2,147	2,168	1,806
	5	Employés	13,230	13,450	9,621	9,611	9,605	1,351	1,368	1,171
	6	Ouvriers	24,090	26,120	8,808	8,797	9,165	2,574	2,592	2,720
FEMME		TYPACT : TYPE D'ACTIVITE								
	1	Occupe actuellement un emploi	91,870	90,360	9,884	9,870	9,937	2,123	2,146	2,084
	2	Chômeur (inscrit ou non à l'ANPE)	8,130	9,640	5,294	5,282	5,456	3,374	3,394	2,935
		TYPCONTRAT : TYPE DE CONTRAT								
	0	Autre	13,590	16,960	7,128	7,110	7,464	2,561	2,590	1,671
	1	Contrat à durée déterminée	4,990	6,670	9,706	9,697	9,972	1,804	1,821	2,120
	2	Contrat à durée indéterminée	81,420	76,380	9,896	9,883	9,917	2,194	2,216	2,280
		NATIO : NATIONALITE								
	1	Française	10,190	11,540	8,275	8,261	7,899	1,846	1,870	1,491
	0	Autre	89,810	88,460	9,651	9,637	9,714	2,267	2,290	2,254
		DIPLO : DIPLOME OBTENU								
	1	Aucun diplôme ou CEP seul	19,400	18,930	8,440	8,419	8,439	1,303	1,339	1,530
	2	BEPC (ou BE, BEPS) seul	8,180	8,730	9,316	9,296	9,207	2,130	2,159	2,004
	3	CAP, BEP ou autre diplôme de ce niveau	21,460	21,670	9,496	9,485	9,718	2,253	2,272	1,900
	4	Baccalauréat, brevet professionnel	15,900	16,550	9,611	9,601	9,535	4,055	4,072	3,806
	5	Diplôme universitaire du 1er cycle, BTS, DUT, diplôme paramédical ou social	16,310	15,550	9,978	9,967	9,866	1,377	1,395	1,442
	6	Diplôme universitaire du 2ème ou 3ème cycle, diplôme d'une grande école	18,730	18,570	10,228	10,215	10,153	2,371	2,391	2,346
		CSP : CATEGORIE SOCIOPROF.								
	2	Artisans, commerçants et chefs d'entreprise	2,570	3,010	8,106	8,079	8,191	-0,293	-0,249	-4,126
	3	Cadres et professions intellectuelles supérieures	18,990	16,610	10,293	10,276	10,377	2,556	2,583	2,435
	4	Professions intermédiaires	26,150	27,490	9,977	9,965	9,864	2,223	2,242	1,987
	5	Employés	47,400	46,080	9,199	9,186	9,273	2,276	2,297	2,617
	6	Ouvriers	4,890	6,800	7,738	7,724	8,075	1,773	1,798	1,970
MENAGE		TYPFAM : TYPE DE FAMILLE								
	1	Couple sans enfant	28,510	29,420	9,409	9,388	9,484	2,251	2,284	2,095
	2	Couple avec un enfant	28,050	28,920	9,691	9,678	9,571	2,249	2,271	2,044
	3	Couple avec deux enfants	32,320	29,550	9,349	9,339	9,521	2,015	2,032	2,206
	4	Couple avec trois enfants ou plus	11,120	12,110	9,784	9,776	9,358	2,703	2,720	2,532
		TYPLOG : TYPE DE LOGEMENT								
	1	Logement individuel	38,290	37,530	9,971	9,955	9,814	2,746	2,773	2,525
	2	Logement dans un immeuble collectif	61,710	62,470	9,224	9,212	9,319	1,901	1,921	1,950
		STATOC : STATUT D'OCCUPATION								
	1	Propriétaire ou accédant à la propriété	50,490	49,690	9,936	9,918	9,879	2,759	2,787	2,418
	2	Locataire ou sous-locataire	44,720	45,630	9,013	9,003	9,062	1,428	1,444	1,677
	3	Gratuits	4,790	4,680	9,676	9,662	9,845	4,032	4,056	4,255

Source : Auteurs

Table 3.20 – Matrice des corrélations entre le revenu et sa répartition sur les données ENL : données déclarées et l'application des équations estimées

Variables	Revenu déclaré (log)	Part du revenu de l'homme déclarée (log)	Revenu estimé (log)	Part du revenu de l'homme estimée (log)
Revenu (log) (déclaré)	1.0000			
Part du revenu de l'homme (log) (déclarée)	0.0130	1.0000		
Revenu (log) (estimé sur les données ENL)	0.5902***	0.0318	1.0000	
Part du revenu de l'homme (log) (estimée sur les données ENL)	0.0369	0.5040***	0.0630***	1.0000
Nb. obs. : 1943				

* $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$

Enfin, nous avons appliqué les équations d'estimations du revenu du ménage et de sa répartition au sein du couple, aux données de l'*Enquête Logement* et du *Recensement* afin de permettre une comparaison avec les données déclarées et une comparaison des variables estimées entre les deux enquêtes. Une vérification des valeurs moyennes par variables utilisées dans le calcul nous a permis d'apprécier la précision de l'estimation ; nous renvoyons le lecteur intéressé au tableau (3.16). Nous avons, enfin, calculé les corrélations entre les variables du revenu déclaré et de sa répartition, ainsi que celles provenant de l'estimation appliquée sur les données de l'*Enquête Logement* (noté "déclaré" et "estimé" dans le tableau (3.20). Sur les données de l'*Enquête Logement*, nous constatons une corrélation de 60% entre le revenu déclaré et le revenu calculé, ainsi qu'une corrélation de 50% entre sa répartition déclarée et estimée, ce qui représentent des résultats satisfaisants. De plus, bien que la corrélation entre le revenu déclaré et la répartition des revenus déclarés sur les données de l'*Enquête Logement* ne soit que de 1,30%, elle s'élève à 6,3% quand il s'agit des variables calculées sur les mêmes données. Toutefois, cette même corrélation donne un résultat similaire (6,75%) sur les chiffres du *Recensement*, ce qui montre que l'estimation de ces deux variables ne présentent, *à priori*, aucun biais, mais qu'elle sur-estime tout de même le lien entre les deux variables.

Table 3.21 – Matrice des corrélations entre le revenu et sa répartition sur les données RGP : l'application des équations estimées

Variables	Revenu estimé (log)	Part du revenu de l'homme estimée (log)
Revenu (log) (estimé)	1.0000	
Part du revenu de l'homme (log) (estimée)	0.0657***	1.0000
Nb. obs. : 73045		

* $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$

3. D Tests d'égalités de proportions et de moyennes

TABLE 3.22 – Tests de proportions unilatéraux

CSP	Artisans	Cadres	Professions intermédiaires	Employés	Ouvriers
Homme	6,72% (0,004)	29,44% (0,008)	26,83% (0,008)	11,79% (0,006)	25,22% (0,008)
Femme	1,88% (0,002)	19,99% (0,007)	29,81% (0,008)	42,54% (0,009)	5,77% (0,004)
diff= prop(H) - prop(F)	*0,048*** (0,005)*	*0,095*** (0,011)*	*-0,03*** (0,011)*	*-0,308*** (0,01)*	*0,195*** (0,009)*

Lecture : Parmi les hommes, 6.72% sont artisans, contre seulement 1.88% des femmes ; cette différence est significative à 1%.

TYPE D'EMPLOI	Temporaire	Fonction publique	CDI	Indépendant	Employeur	Aide familial
Homme	7,17% (0,005)	11,52% (0,006)	71,32% (0,008)	4,19% (0,004)	5,77% (0,004)	0,03% (0,000)
Femme	12,06% (0,006)	17,29% (0,007)	66,61% (0,008)	2,28% (0,003)	1,43% (0,002)	0,33% (0,001)
diff= prop(H) - prop(F)	*-0,049*** (0,007)*	*-0,058*** (0,009)*	*0,047*** (0,011)*	*0,019*** (0,004)*	*0,043*** (0,005)*	*-0,003*** (0,001)*

DIPLÔME	Aucun / Brevet des collèges	BEP / CAP	Baccalauréat	Diplôme d'ens. supérieur
Homme	20,24% (0,007)	25,83% (0,008)	14,46% (0,006)	51,93% (0,009)
Femme	17,05% (0,007)	20,09% (0,007)	19,45% (0,007)	44,76% (0,009)
diff= prop(H) - prop(F)	*0,032*** (0,01)*	*0,057*** (0,01)*	*-0,05*** (0,009)*	*0,072*** (0,012)*

Lieu de résidence	Grande Couronne			Petite Couronne			Paris		
Lieu de travail	Grande Couronne	Petite Couronne	Paris	Grande Couronne	Petite Couronne	Paris	Grande Couronne	Petite Couronne	Paris
Homme	42,78% (0,009)	12,46% (0,006)	8,17% (0,005)	2,37% (0,003)	8,42% (0,005)	6,47% (0,004)	2,22% (0,003)	5,10% (0,004)	12,00% (0,006)
Femme	43,09% (0,009)	9,88% (0,005)	10,45% (0,005)	1,73% (0,002)	8,20% (0,005)	7,32% (0,005)	1,25% (0,002)	4,25% (0,004)	13,83% (0,006)
diff= prop(H) - prop(F)	-0,31 (0,012)	2,58*** (0,008)	-2,28*** (0,007)	0,64** (0,003)	0,21 (0,007)	-0,85* (0,006)	0,97*** (0,003)	0,85* (0,005)	-1,82* (0,008)

Lecture : Parmi les hommes, 42,78% habitent et travaillent en Grande Couronne, contre 43,09% chez les femmes
Standard errors in parentheses
Test d'égalité de proportion unilatéral entre les hommes et les femmes * $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$

Source : Auteurs, RGP

Table 3.23 – Tests de proportions & de moyennes (unilatéraux) des flux et des temps de déplacements en véhicules privés entre les hommes et les femmes

	Lieu d'habitation	Grande Couronne	Petite Couronne	Paris
Test égalité de proportion	Homme	79,92% (0,009)	60,39% (0,021)	43,24% (0,02)
	Femme	69,62% (0,010)	41,20% (0,021)	23,58% (0,017)
	diff= prop(H) - prop(F)	*10,302*** (0,013)*	*19,190*** (0,029)*	*19,654*** (0,026)*
Test égalité de moyennes	Homme	36,39% (0,735)	36,27% (1,337)	33,21% (1,342)
	Femme	29,69% (0,611)	30,51% (1,340)	32,54% (1,744)
	diff= mean(H) - mean(F)	*6,707*** (0,956)*	*5,766*** (1,893)*	*0,675 (2,200)*

Lecture : Parmi les hommes habitant en Grande Couronne, 79,92% utilisent le véhicule pour se rendre sur leur lieu de travail, contre seulement 69,62% des femmes de cette zone ;
la différence est significative au seuil de 1%

Standard errors in parentheses
* $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$

Source : Auteurs, RP99

3. E Détail des estimations

Table 3.24 – Estimation du temps de trajet du ménage et de sa répartition (exhaustif)

	Ménage	+ Individus	+ Logement + LR & LT♦	+ Mobilité
Y_1=Temps de trajet du ménage				
Ménage - Part du revenu de l'homme (log)	0.000781	-0.00484	-0.00855	-0.00919
	(0.0113)	(0.0119)	(0.0122)	(0.0117)
Ménage - Revenu *1000 (log)	95.19	64.84	-45.86	-37.19
	(274.6)	(276.9)	(284.9)	(273.1)
Ménage - Couple marié	0.0337	0.0426	0.0362	0.0594
	(0.104)	(0.104)	(0.104)	(0.0995)
Ménage - Nombre de voitures	0.167**	0.244***	0.210**	0.0856
	(0.0682)	(0.0874)	(0.0891)	(0.0856)
Ménage - Propriétaires	0.152*	0.153*	0.0581	-0.0370
	(0.0913)	(0.0917)	(0.108)	(0.131)
Ménage - Nombre d'enfants de moins de 2 ans	-0.0466	-0.0183	0.0865	0.0212
	(0.138)	(0.138)	(0.157)	(0.150)
Ménage - Nombre d'enfants de 2 à 18 ans	0.167	0.225−−	0.285*	0.266*
	(0.164)	(0.165)	(0.168)	(0.161)
Ménage - Âge moyen	0.168	0.147	0.0602	0.337−
	(0.215)	(0.216)	(0.230)	(0.221)
Ménage - Âge moyen^2	-0.00420	-0.00373	-0.00205	-0.00908−
	(0.00550)	(0.00551)	(0.00582)	(0.00560)
Ménage - Âge moyen^3	0.0000322	0.0000289	0.0000186	0.0000774*
	(0.0000455)	(0.0000456)	(0.0000478)	(0.0000460)
Ménage - Âge moyen * Nb d'enfants	-0.00453	-0.00518	-0.00643−	-0.00541−−
	(0.00413)	(0.00413)	(0.00416)	(0.00399)
Ménage - Différence d'âge	-0.00859	-0.00692	-0.00327	-0.00352
	(0.00936)	(0.00935)	(0.00942)	(0.00903)
Ménage - L'homme est plus diplômé que la femme	0.158*	0.150−	0.165*	0.113
	(0.0944)	(0.0946)	(0.0957)	(0.0916)
Ménage - L'homme est le seul à utiliser un véhicule	-	0.287**	0.471***	0.315**
		(0.133)	(0.142)	(0.137)
Ménage - La femme est la seule à utiliser un véhicule	-	0.203	0.553***	0.448**
		(0.169)	(0.184)	(0.177)
Ménage - Les deux agents utilisent un véhicule	-	-0.135	0.398**	0.316*
		(0.143)	(0.167)	(0.162)
Homme - Ouvriers	-	-0.223**	-0.0601	0.135
		(0.103)	(0.134)	(0.129)
Femme - Ouvriers	-	0.0803	0.259	0.175
		(0.187)	(0.244)	(0.234)
Homme - Travail à temps partiel	-	-0.579**	-0.539**	-0.586***
		(0.229)	(0.230)	(0.220)
Femme - Travail à temps partiel	-	-0.226**	-0.201**	-0.159*
		(0.0998)	(0.0999)	(0.0957)
Homme - Salarié	-	0.192	0.232−−	0.0738
		(0.155)	(0.173)	(0.166)
Femme - Salarié	-	0.274	0.238	0.0979
		(0.220)	(0.239)	(0.229)
Ménage - Maison	-	-	0.196	0.0915
			(0.164)	(0.161)
Logement - Surface par pièce	-	-	0.130	0.247
			(0.224)	(0.217)
Logement - Nb logements dans l'immeuble	-	-	-0.00404	-0.00538−−
			(0.00404)	(0.00390)
Logement - HLM	-	-	-0.0367	0.105
			(0.127)	(0.124)
Logement - Année d'achèvement	-	-	0.0101	0.00342
			(0.0213)	(0.0207)
Logement - Confort	-	-	-0.0530	-0.0176
			(0.106)	(0.102)

	Ménage	+ Individus	+ Logement + LR & LT♦	+ Mobilité
Commune Résidentielle - Densité	-	-	-0.00000485 (0.00000981)	-0.000000840 (0.00000942)
Commune Résidentielle - Distance à la Route Nationale	-	-	0.0000328^{-} (0.0000217)	0.0000220 (0.0000209)
Commune Résidentielle - Distance à l'autoroute	-	-	0.000000459 (0.0000138)	-0.00000455 (0.0000132)
Commune Résidentielle - Nombre des stations de METRO et de tramway	-	-	-0.0139 (0.0155)	-0.0149 (0.0150)
Commune Résidentielle - Nombre des gares de SNCF et RER	-	-	-0.0572* (0.0298)	-0.0557* (0.0286)
Commune Résidentielle - Part du terrain couvert par bois	-	-	0.636** (0.315)	0.476^{-} (0.305)
Commune Résidentielle - Part du terrain couvert par les cours d'eau	-	-	1.449 (1.385)	1.501 (1.330)
Commune Résidentielle - Part du terrain occupé par des équipements publics	-	-	-0.368 (2.001)	0.415 (1.917)
Commune Résidentielle - Part du terrain couvert par les équipements de la santé	-	-	2.944 (3.403)	3.380 (3.260)
Commune Résidentielle - Part du terrain couvert par les équipements d'enseignement	-	-	0.333 (3.172)	0.796 (3.040)
Commune Résidentielle - Part du terrain couvert par les équipements sportifs	-	-	1.465 (1.663)	1.680 (1.596)
Commune Résidentielle - (l'homme est étranger)*(Part des étrangers dans la commune)	-	-	0.0229 (0.117)	0.0277 (0.112)
Commune Résidentielle - (l'homme a moins de 30 ans)*(Part des moins de 30 ans dans la commune)	-	-	0.131 (0.400)	0.123 (0.384)
Commune Résidentielle - (l'homme a entre 30 et 38 ans)*(Part des 30-38 ans dans la commune)	-	-	0.0698 (0.340)	0.0792 (0.327)
Commune Résidentielle - (l'homme a plus de 38 ans)*(Part des plus de 38 ans dans la commune)	-	-	0.0916 (0.342)	0.136 (0.329)
Commune Résidentielle - (Maison)*(Part des maisons dans la commune)	-	-	-0.604^{--} (0.433)	-0.377 (0.420)
Commune Résidentielle - (Le ménage a des revenus modestes)*(Part des ménages modestes dans la commune)	-	-	0.0215 (0.247)	0.0115 (0.239)
Commune Résidentielle - (Le ménage a des revenus modérés)*(Part des ménages à revenus modérés dans la commune)	-	-	0.325 (0.424)	0.125 (0.409)
Commune Résidentielle - (Le ménage a des revenus élevés)*(Part des ménages à revenus élevés dans la commune)	-	-	0.231 (0.256)	0.142 (0.246)
Commune Résidentielle - (Nb enfants de moins de 2 ans)*(Part des enfants de moins de 2 ans dans la commune)	-	-	-0.175 (0.181)	-0.0407 (0.174)
Commune Résidentielle - (Nb enfants de plus de 2 ans)*(Part des enfants de plus de 2 ans dans la commune)	-	-	0.0176 (0.112)	0.0116 (0.108)
Lieu de travail de l'homme - *Grande Couronne*	-	-	-0.554*** (0.134)	-0.335** (0.130)
Lieu de travail de l'homme - *Petite Couronne*	-	-	-0.0508 (0.127)	-0.159^{--} (0.122)
Lieu de travail de la femme - *Grande Couronne*	-	-	-0.697*** (0.141)	-0.507*** (0.139)
Lieu de travail de la femme - *Petite Couronne*	-	-	-0.167^{--} (0.128)	-0.183^{-} (0.123)
Lieu de travail de l'homme - (Artisan)*(Part des emplois d'artisans) dans la commune du lieu de travail)	-	-	-0.375 (0.323)	-0.239 (0.309)
Lieu de travail de l'homme - (Cadre)*(Part des emplois de cadres) dans la commune du lieu de travail)	-	-	-0.249 (0.214)	-0.113 (0.206)
Lieu de travail de l'homme - (Prof. intermédiaire)*(Part des emplois de prof. intermédiaires dans la commune du lieu de travail)	-	-	-0.218 (0.280)	-0.0566 (0.268)
Lieu de travail de l'homme - (Employé)*(Part des employés dans la commune du lieu de travail)	-	-	-0.148 (0.287)	-0.0250 (0.275)
Lieu de travail de l'homme - (Ouvrier)*(Part des ouvriers dans la commune du lieu de travail)	-	-	-0.364 (0.391)	-0.262 (0.375)
Lieu de travail de la femme - (Artisan)*(Part des artisans dans la commune du lieu de travail)	-	-	-0.0101 (0.440)	-0.0522 (0.422)
Lieu de travail de la femme - (Cadre)*(Part des cadres dans la commune du lieu de travail)	-	-	0.177 (0.239)	0.0943 (0.229)
Lieu de travail de la femme - (Prof. intermédiaires)*(Part des	-	-	0.154	0.0520

	Ménage	+ Individus	+ Logement + LR & LT♦	+ Mobilité
prof. intermédiaires dans la commune du lieu de travail)			(0.309)	(0.296)
Lieu de travail de la femme - (Employé)*(Part des employés dans la commune du lieu de travail)	-	-	0.276 (0.297)	0.213 (0.284)
Lieu de travail de la femme - (Ouvrier)*(Part des ouvriers dans la commune du lieu de travail)	-	-	0.0668 (0.530)	0.180 (0.508)
Mobilité résidentielle - Même département	-	-	-	0.0998 (0.102)
Mobilité résidentielle - Département contigu	-	-	-	-0.0389 (0.126)
Mobilité résidentielle - Département non contigu	-	-	-	-0.344** (0.160)
Mobilité résidentielle - Vers la *Grande Couronne* * Être propriétaire	-	-	-	0.269* (0.155)
Mobilité résidentielle - Variation de la proportion de ménages riches dans la commune de résidence	-	-	-	-0.0698 (0.430)
Homme - Temps de trajet antérieur (log)	-	-	-	0.0762*** (0.00778)
Ménage - Temps de trajet antérieur (log)	-	-	-	0.755*** (0.0720)
Ménage - Temps de trajet antérieur de l'homme par rapport à celui de sa femme (log)	-	-	-	-0.0225*** (0.00629)
Constante	1.589 (2.723)	1.461 (2.750)	3.258 (3.002)	-3.560 (2.909)
Y_2 = Rapport temps de trajet homme / femme antérieur (log)				
Ménage - Part du revenu de l'homme (log)	0.00228 (0.00595)	0.000711 (0.00619)	0.00300 (0.00612)	0.00230 (0.00585)
Ménage - Revenu *1000 (log)	-77.98 (145.9)	-123.5 (141.2)	-68.93 (140.1)	-62.23 (134.0)
Ménage - Couple marié	-0.0394 (0.0537)	-0.0411 (0.0516)	-0.0476 (0.0501)	-0.0228 (0.0479)
Ménage - Nombre de voitures	0.124*** (0.0353)	-0.00697 (0.0437)	0.0320 (0.0431)	-0.0206 (0.0414)
Ménage - Propriétaires	0.0727^{-} (0.0474)	0.0388 (0.0458)	0.0763^{-} (0.0472)	-0.0261 (0.0616)
Ménage - Nombre d'enfants de moins de 2 ans	0.0802 (0.0717)	0.0739 (0.0690)	0.115^{-} (0.0757)	0.0557 (0.0725)
Ménage - Nombre d'enfants de plus de 2 ans	0.127^{-} (0.0854)	0.107^{--} (0.0822)	0.118^{-} (0.0809)	0.0863 (0.0773)
Ménage - Différence d'âge	-0.00612 (0.00486)	-0.00609^{--} (0.00466)	-0.00539 (0.00454)	-0.00489 (0.00435)
Ménage - L'homme est plus diplômé que sa compagne	0.0183 (0.0508)	-0.00706 (0.0489)	0.00935 (0.0474)	-0.00574 (0.0453)
Ménage - (Homme : Artisan) * (Femme : Cadre)	-0.414** (0.188)	-0.295^{-} (0.200)	-0.376* (0.224)	-0.342^{-} (0.216)
Ménage - (Homme : Artisan) * (Femme : Employé)	-0.394*** (0.141)	-0.198 (0.160)	-0.172 (0.157)	-0.206^{--} (0.151)
Ménage - (Homme : Cadre) * (Femme : Cadre)	0.164** (0.0673)	0.107^{-} (0.0702)	0.0262 (0.0897)	0.0315 (0.0873)
Ménage - (Homme : Cadre) * (Femme : Prof. int.)	0.216*** (0.0771)	0.153* (0.0787)	0.0794 (0.0939)	0.0475 (0.0908)
Ménage - (Homme : Cadre) * (Femme : Employé)	0.126 (0.102)	0.138^{--} (0.101)	0.00748 (0.108)	0.0273 (0.104)
Ménage - (Homme : Prof. intermédiaire) * (Femme : Prof. intermédiaire)	0.168** (0.0709)	0.128* (0.0729)	0.153** (0.0762)	0.138* (0.0735)
Ménage - (Homme : Employé) * (Femme : Cadre)	0.601* (0.307)	0.492* (0.295)	0.478* (0.289)	0.429^{-} (0.279)
Ménage - Âge moyen	0.0412 (0.111)	0.00509 (0.107)	-0.00405 (0.111)	0.149^{--} (0.107)
Ménage - Âge moyen^2	-0.0000211 (0.00285)	0.000912 (0.00274)	0.00110 (0.00282)	-0.00299 (0.00271)
Ménage - Âge moyen^3	-0.00000669 (0.0000235)	-0.0000140 (0.0000227)	-0.0000154 (0.0000231)	0.0000197 (0.0000222)
Ménage - Âge moyen * Nb d'enfants	-0.00339^{-}	-0.00485**	-0.00464**	-0.00354*

	Ménage	+ Individus	+ Logement + LR & LT♦	+ Mobilité
	(0.00214)	(0.00208)	(0.00203)	(0.00194)
Ménage - L'homme est le seul à utiliser un véhicule	-	-0.396*** (0.0694)	-0.0533 (0.0725)	-0.163** (0.0700)
Ménage - La femme est la seule à utiliser un véhicule	-	0.572*** (0.0867)	0.584*** (0.0928)	0.521*** (0.0893)
Ménage - Les deux agents utilisent un véhicule	-	0.320*** (0.0754)	0.681*** (0.0861)	0.499*** (0.0840)
Homme - Ouvriers	-	-0.169*** (0.0583)	-0.0728 (0.0701)	-0.0227 (0.0673)
Femme - Ouvriers	-	-0.00206 (0.0939)	0.0156 (0.118)	-0.00315 (0.113)
Homme - Travail à temps partiel	-	-0.397*** (0.114)	-0.400*** (0.111)	-0.446*** (0.106)
Femme - Travail à temps partiel	-	0.0361 (0.0498)	0.0176 (0.0484)	0.0398 (0.0462)
Homme - Salarié	-	0.232** (0.0957)	0.234** (0.0966)	0.192** (0.0927)
Femme - Salarié	-	-0.0865 (0.111)	-0.0538 (0.117)	-0.128 (0.112)
Homme - Le véhicule aurait permis un temps de trajet plus court * Nb enfant	-	0.0362 (0.0488)	0.0856* (0.0485)	0.0395 (0.0469)
Femme - Le véhicule aurait permis un temps de trajet plus court * Nb enfant	-	0.206*** (0.0385)	0.158*** (0.0395)	0.151*** (0.0383)
Homme - Les transports en commun auraient permis un temps de trajet plus court * Nb enfant	-	-0.0781** (0.0321)	-0.131*** (0.0315)	-0.122*** (0.0304)
Femme - Les transports en commun auraient permis un temps de trajet plus court * Nb enfant	-	0.242*** (0.0367)	0.260*** (0.0359)	0.252*** (0.0346)
Commune Résidentielle - Densité	-	-	-0.00000420 (0.00000475)	-0.00000417 (0.00000456)
Commune Résidentielle - Distance à la Route Nationale	-	-	0.00000177 (0.0000103)	-0.00000443 (0.00000994)
Commune Résidentielle - Distance à l'autoroute	-	-	0.00000513 (0.00000656)	0.00000571 (0.00000628)
Commune Résidentielle - Nombre des stations de METRO / tramway	-	-	0.00406 (0.00741)	0.000472 (0.00718)
Commune Résidentielle - Nombre des gares de SNCF et RER	-	-	0.0128 (0.0143)	0.0100 (0.0137)
Commune Résidentielle - Part du terrain couverte par bois	-	-	0.245⁻ (0.152)	0.170 (0.147)
Commune Résidentielle - Part du terrain couverte par les cours d'eau	-	-	0.311 (0.668)	0.291 (0.641)
Commune Résidentielle - Part du terrain occupée par des équipements publics	-	-	-0.377 (0.966)	-0.235 (0.925)
Commune Résidentielle - Part du terrain couverte par les équipements de la santé	-	-	2.175⁻⁻ (1.641)	2.417⁻ (1.570)
Commune Résidentielle - Part du terrain couverte par les équipements d'enseignement	-	-	1.616 (1.518)	2.038⁻⁻ (1.455)
Commune Résidentielle - Part du terrain couverte par les espaces du sport	-	-	0.450 (0.803)	0.796 (0.769)
Commune Résidentielle - (l'homme est étranger)*(Part des étrangers dans la commune)	-	-	-0.00514 (0.0564)	0.00229 (0.0539)
Commune Résidentielle - (l'homme a moins de 30 ans)*(Part des moins de 30 ans dans la commune	-	-	0.268⁻⁻ (0.195)	0.279⁻ (0.187)
Commune Résidentielle - (l'homme a entre 30 et 38 ans)*(Part des 30-38 ans dans la commune)	-	-	0.100 (0.165)	0.107 (0.159)
Commune Résidentielle - (l'homme a plus de 38 ans)*(Part des plus de 38 ans dans la commune)	-	-	0.0835 (0.166)	0.114 (0.160)
Commune Résidentielle - (Maison)*(Part des maisons dans la commune)	-	-	-0.0489 (0.160)	-0.0741 (0.154)
Commune Résidentielle - (Le ménage a des revenus modestes)*(Part des ménages modestes dans la commune)	-	-	0.0457 (0.120)	0.00414 (0.116)
Commune Résidentielle - (Le ménage a des revenus modérés)*(Part des ménages à revenus modérés dans la commune)	-	-	0.0642 (0.207)	-0.0564 (0.200)
Commune Résidentielle - (Le ménage a des revenus élevés)*(Part des ménages à revenus élevés dans la commune)	-	-	0.0133 (0.124)	-0.0268 (0.119)

	Ménage	+ Individus	+ Logement + LR & LT♦	+ Mobilité
Commune Résidentielle - (Nb enfants de moins de 2 ans)*(Part des enfants de moins de 2 ans dans la commune)	-	-	-0.0523 (0.0882)	0.0237 (0.0845)
Commune Résidentielle - (Nb enfants de plus de 2 ans)*(Part des enfants de plus de 2 ans dans la commune)	-	-	0.0127 (0.0559)	0.0181 (0.0534)
Lieu de travail de l'homme - *Grande Couronne*	-	-	-0.794*** (0.0658)	-0.673*** (0.0639)
Lieu de travail de l'homme - *Petite Couronne*	-	-	-0.0620 (0.0614)	-0.0338 (0.0593)
Lieu de travail de la femme - *Grande Couronne*	-	-	0.190*** (0.0700)	0.291*** (0.0689)
Lieu de travail de la femme - *Petite Couronne*	-	-	-0.223*** (0.0624)	-0.177*** (0.0601)
Lieu de travail de l'homme - (Artisan)*(Part des emplois d'artisans) dans la commune du lieu de travail)	-	-	-0.316* (0.162)	-0.240^{-} (0.155)
Lieu de travail de l'homme - (Cadre)*(Part des emplois de cadres) dans la commune du lieu de travail)	-	-	-0.237** (0.104)	-0.151^{-} (0.0996)
Lieu de travail de l'homme - (Prof. intermédiaires)*(Part des emplois de prof. intermédiaires dans la commune du lieu de travail)	-	-	-0.351** (0.139)	-0.230* (0.133)
Lieu de travail de l'homme - (Employé)*(Part des employés dans la commune du lieu de travail)	-	-	-0.285** (0.144)	-0.200^{-} (0.137)
Lieu de travail de l'homme - (Ouvrier)*(Part des emplois ouvriers dans la commune du lieu de travail)	-	-	-0.419** (0.190)	-0.311* (0.182)
Lieu de travail de la femme - (Artisan)*(Part des artisans dans la commune du lieu de travail)	-	-	0.279^{--} (0.214)	0.219 (0.204)
Lieu de travail de la femme - (Cadre)*(Part des emplois cadres du lieu de travail)	-	-	0.197* (0.116)	0.143^{--} (0.111)
Lieu de travail de la femme - (Prof. intermédiaires)*(Part des prof. intermédiaires dans la commune du lieu de travail)	-	-	0.254^{-} (0.154)	0.196^{--} (0.148)
Lieu de travail de la femme - (Employé)*(Part des emplois d'employés) dans la commune du lieu de travail)	-	-	0.313** (0.146)	0.268* (0.140)
Lieu de travail de la femme - (Ouvrier)*(Part des emplois ouvriers) dans la commune du lieu de travail)	-	-	0.291 (0.257)	0.253 (0.246)
Mobilité résidentielle - Même département	-	-	-	-0.107** (0.0486)
Mobilité résidentielle - Département contigu	-	-	-	-0.136** (0.0604)
Mobilité résidentielle - Département non contigu	-	-	-	-0.183** (0.0767)
Mobilité résidentielle - Vers la *Grande Couronne* * Être propriétaire	-	-	-	0.157** (0.0732)
Mobilité résidentielle - Variation de la proportion de ménages riches dans la commune de résidence	-	-	-	0.237 (0.207)
Homme - Temps de trajet antérieur (log)	-	-	-	0.0532*** (0.00375)
Ménage - Temps de trajet antérieur (log)	-	-	-	0.0946*** (0.0348)
Ménage - Rapport temps de trajet homme / femme antérieur (log)	-	-	-	-0.0271*** (0.00304)
Constante	3.277** (1.412)	3.788*** (1.371)	3.695*** (1.422)	1.692 (1.376)
N	3291	3291	3291	3291
R^2	0.007	0.018	0.046	0.130
Contrôle : Caractéristiques du ménage	✓	✓	✓	✓
Contrôle : Caractéristiques individuelles		✓	✓	✓
Contrôle : Caractéristiques du logement, des goûts résidentiels et du lieu de travail			✓	✓
Contrôle : Mobilité antérieure				✓

Standard errors in parentheses
$^{--}$ $p < 0.2$, $^{-}$ $p < 0.15$, * $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$
♦ : LR & LT : Lieu de résidence et lieu de travail

Troisième partie

Conclusion : contributions et limites

Les résultats fournis dans cette thèse sont multiples et contribuent à enrichir la littérature relative à la décision résidentielle des ménages. Toutefois, bon nombre de ces résultats reposent sur des données qui peuvent être sujets à critiques ; les travaux à venir viseront notamment à corriger ces points.

Tout d'abord, apportant appui et complémentarité au douloureux problème sociétal que constitue la discrimination résidentielle, nos résultats montrent une absence de discrimination par les prix à l'encontre de la population immigrée, sans toutefois contester celle de l'accès au logement mise en évidence dans bon nombre de travaux. Très optimistes, ces résultats, dont nous pourrions pointer du doigt l'intuition, reposent sur le fait que cette pratique, pénalement répréhensible, est étudiée sur des données officielles, fournies par l'INSEE. Probablement que nos conclusions seraient différentes si nous disposions de données relatives à l'économie souterraine du marché locatif. En outre, la décomposition d'Oaxaca & Blinder présente quelques lacunes, qu'eux-mêmes déplorent : outre le fait qu'un déséquilibre important entre le nombre de ménages français et de ménages immigrés, implique qu'une part importante des caractéristiques des logements soit omise des calculs, l'étude des écarts de loyers entre les populations de plus en plus ciblées implique l'omission d'une part encore plus importante de l'hétérogénéité du parc, rendant confuse la distinction entre "discrimination" et "part non expliquée par le modèle".

Ensuite, l'ouverture de la boîte de Pandore au sein des décisions familiales a permis d'éclaircir la façon dont l'homme et la femme s'accordent sur une décision aussi importante que celle relative au lieu de résidence. Outre le fait qu'elle atteste d'une certaine asymétrie des préférences féminines et masculines, elle met en exergue une répartition des pouvoirs à priori indépendante des revenus individuels et de leurs partage au sein du couple. Ainsi, le choix du premier logement commun montre que l'homme est davantage attaché à son patrimoine immobilier par rapport à la femme et, que contrairement à lui, elle semble afficher une certaine réticence à vivre dans le logement de son partenaire lorsque le sien ne convient pas aux besoins du couple. Toutefois, bien que rien ne nous permette d'affirmer qu'il s'agisse là d'une divergence dans les préférences résidentielles des hommes et des femmes, il est probable que la femme choisisse cette option afin de se prémunir d'une situation potentiellement défavorable en terme de partage du pouvoir, pour les périodes à venir. Néanmoins, le manque d'information relatif aux points de menace peut également être la cause d'un tel résultat : l'absence de donnée relative aux couples qui ont stoppé les négociations, implique un potentiel biais de sélection non pris en compte dans notre modèle, dans le sens où rien ne nous permette d'affirmer que les hommes affichent la même propension à se mettre en ménage que les femmes. Nos résultats pourraient ainsi être remis en question si nous avions la possibilité de prendre en compte les coûts psychologiques des agents à se mettre en ménage et à quitter le logement qu'ils occupent avant cette mobilité, que la décision ait été favorable à un logement commun ou non. De plus, le choix résidentiel basé sur la durée des déplacements domicile-travail, qu'il s'agisse d'un premier logement ou non, montre également une asymétrie des comportements féminins et masculins. Nos résultats montrent une certaine aversion de la part de l'homme à se loger loin de son lieu de

travail lorsque celui-ci occupe un emploi précaire, alors que la femme semble préférer se rapprocher des zones où elle aurait le plus de chances de trouver un emploi, bien que rien ne nous permette d'affirmer que ceci ne soit pas davantage le résultat d'une répartition inégale des emplois féminins et masculins, plutôt qu'à une distorsion du au genre. Toutefois, ces conclusions peuvent reposer là encore sur des données aisément contestables : comme aucune donnée individuelle ne nous fournit à la fois les caractéristiques des agents, leurs temps de trajet, leur mode de transport et la description des lieux d'habitation -aménities exogènes (agencement du terrain) ou endogènes (résultat du dynamisme économique de la zone), ainsi que les aménities sociales (composition de la population)-, nous avons été contraints de faire appel à des données issues de différentes sources et le résultat n'est pas à la hauteur de nos espérances : les temps de trajet considérés n'étant disponibles que pour les déplacements en véhicule et en transport en commun, l'analyse occulte complètement les déplacements mixtes et pédestres. En outre, une erreur de mesure est également à déplorer puisque, pour certaines zones, notamment situées en *Grande Couronne*, les temps de déplacement entre deux communes sont considérées à tort comme nuls dans les données. De plus, la femme semble avoir un comportement résidentiel qui laisse supposer que ses déplacements domicile-travail soient définis en fonction de son implication dans sa vie familiale. Toutefois, comme aucune donnée ne nous permette d'intégrer l'information relative à la sphère familiale, là encore, ce résultat doit être considérés avec prudence. Il serait en l'occurrence, intéressant de pouvoir construire une série d'indicateurs mesurant la part de la production domestique effectuée par chacun des agents, ainsi que le temps que chacun consacre à ses tâches, et de les intégrer à nos données. Intégrer la production domestique au modèle théorique de choix de temps de trajet, permettrait également de gagner en réalisme. Ainsi, les préférences résidentielles propres aux hommes et aux femmes pourraient bien être le résultat de données non adaptées aux besoins de notre étude. Enfin, le revenu et sa répartition au sein du couple ne semblent avoir aucun impact significatif dans la décision résidentielle, bien qu'il soit établi qu'une inégalité salariale existe en faveur des hommes. Toutefois, cette absence d'effet significatif peut être du à plusieurs facteurs : tout d'abord, le revenu pouvant expliquer les conditions résidentielles des agents avant la mise en ménage, il peut tout aussi bien expliquer que le couple ait davantage de chances de choisir le logement de l'homme plutôt que celui de la femme. Ainsi, la répartition du revenu pourrait expliquer le partage du pouvoir au sein du ménage, à travers l'accumulation du patrimoine immobilier notamment. Ensuite, l'absence d'effet significatif du revenu et de sa répartition sur la décision des temps de trajet domicile-travail des ménages et de leurs répartition au sein du couple, peut provenir du fait que les variables utilisées dans nos travaux soient le résultat d'estimations et qu'elles contiennent seulement 34% de l'information contenue dans le revenu et un quart de celle contenue dans la répartition des revenus au sein des couples. Probablement que l'information non contenue dans ces variables estimées explique la répartition du pouvoir au sein du couple.

Résumé de thèse

Le choix résidentiel s'articule autour d'un certain nombre de contraintes : qu'elles soient internes au ménage ou résultant de la distorsion du marché, ces contraintes modifient fondamentalement l'ensemble de choix des ménages. La première partie de la thèse porte les contraintes que le ménage subit et qui repose sur une de ses caractéristiques. La littérature a étudié en détail la question de la discrimination à l'accès au logement en mettant en évidence un accès limité et tacite aux ménages immigrés, mais aucune étude ne s'est penché sur la mise en évidence d'une potentielle discrimination résidentielle par les prix. Dans cet article, nous étudions les écarts de loyers effectifs entre les français et les immigrés, à l'aide de la décomposition proposée par Oaxaca & Blinder (1973). Nous cherchons à expliquer ces différentiels de loyers en une part imputable à des différences de choix individuels et en une part relevant d'une discrimination sur le marché du logement sur des données de l'enquête logement de 1996. Bien qu'aucune discrimination par les prix ne soit mise clairement en évidence, certains caractéristiques du logement semblent, toutefois, plus onéreuses pour les immigrés. La seconde partie de cette thèse porte sur sur les contraintes internes au ménage. Le travail de cette première partie s'inscrit dans la continuité des travaux effectués sur l'économie de la famille et celle de la prise de décision concernant leur mobilité. La première contrainte que nous présentons est celle de logements qu'occupent les agents avant de se mettre en ménage. La littérature a étudié en profondeur les choix de mobilité résidentielle des couples à travers la plupart des étapes du cycle de vie, sans se pencher sur celui de la mise en ménage. Cela permettrait pourtant de prendre en compte la pluralité des décideurs au sein du ménage. Ce chapitre présente un modèle collectif de mise en ménage, mesurant la probabilité qu'un couple occupe, ensemble, le logement que l'homme occupe seul, celui que la femme occupe seule, par rapport au fait de les refuser tous deux, basé sur un modèle d'estimation logit multinomal. Nous travaillons sur des données de l'enquête nationale logement de 2002 qui nous permet de retracer l'ensemble des parcours de mobilité des deux agents. Nous nous choix du premier logement du couple au sens de son occupation initiale. L'élaboration du modèle théorique, basé sur un modèle de type collectif, où les agents opèrent une négociation, inclue la situation où les deux agents peuvent ne pas être amenés à quitter leur logement dans les points de menace du couple. Nous proposons un enrichissement du modèle où nous faisons valoir le fait que la décision du logement commun peut impliquer une inefficacité dans les décisions futures du couple. Bien que le logement de l'homme semble un choix avéré, l'inégalité salariale entre les hommes et les femmes, ainsi que la différence d'âge au sein du couple semblent influencer significativement le choix des couples. Ensuite, le choix d'un logement, pour un couple, doit prendre en compte les temps de trajet domicile-travail quotidiens. Les agents, ayant un emploi localisé, choisissent un logement qui répond à leurs besoins dans une région dont l'occupation de l'espace est fortement hétérogène et dont l'offre de logement n'est pas distribuée de façon uniforme. L'idée de l'article est de mesurer l'impact des caractéristiques individuelles des agents sur la décision jointe des temps de trajet du ménage, ainsi que la façon dont les agents se répartissent ces déplacements. Les données sur lesquelles nous travaillons sont celles du recensement de la population de 1999, enrichies de données communales et des temps de trajet des agents. Nous mettons en évidence une distinction des comportements hommes/ femmes basée sur l'attraction aux pôles

d'emplois et à la stabilité de l'emploi.

The residential choice depends to a certain number of constraints : whether internal to the household or resulting from market distortion, these constraints change considerably the choices set of the households. The first part of the thesis is about the internal constraints to the household. The resulting work is a continuation of the work realized on the family economy and that of decision-making depending on their mobility. The first constraint presented is about the discrimination on the prices in the housing market. The literature has studied in detail the question of the discrimination in access to the housing highlighting a restricted and tacit access to the immigrant households, but no study has ever considered the highlighting of a potential residential discrimination by prices. In this article, we study the effective rent differences between French natives and immigrants, using the decomposition proposed by Oaxaca & Blinder (1973). We search to explain theses rent differentials by a part attributable to individual choices differences and another due to a discrimination on the housing market based on the data of the 1996 housing survey. Although no discrimination by price has clearly been shown, however some housing characteristics seem more expensive for immigrants. The second part of the thesis presents two constraints intra-households. The first of that is housing occupied by agents before they merge in order to create a household. The literature has deeply studied the residential mobility choices of couples through most of the stages of the life cycle, without including that of the household formation. However, this would allow taking into account the plurality of decision makers inside the household. This chapter offer a collective model of the household formation, measuring the probability that a couple, together, occupies the dwelling occupied by the man single, the one occupied by the woman single, compared to the fact of refuse them both, based on the estimations of a multinomial logit model. We work on the data housing national survey of 2002 which allow us to trace the totality the mobility paths of two agents. We studie the choice of the first household housing in the sense of its initial occupation. The elaboration of the theoretical model, based on a collective type model, where agents realized a negotiation, including the situation where the two may not have to leave the respective homes, in the couple threat points. We propose an enhanced version of the model where we argue that the decision of the collective housing can implied an inefficiency in the futures couple decisions. Although the man housing seems to be a proven choice, wage inequality between men and women, as well as the age difference within the couple tend to significantly influence the couples choice. Then, the housing choice, for a couple, has to take into account the daily travel time between home and workplace. The agents, having a localized job, choose a housing which meets their needs in a region where space occupation is strongly heterogeneous and housing supply is not uniformly distributed. The idea of this article is to measure the impact of agents individual characteristics on the attached decision of the household travel times, as well as how the agents allocated theses movements. The data are these of the French 1999 census of the population, enhanced with communal data and agents travel times. We show that a distinction can be realized between men and women on the attraction to the employment poles and the job stability.

Bibliographie

[1] A. AHMED, L. ANDERSSON, and M. HAMMARSTEDT. Can discrimination in the housing market be reduced by increasing the information about the applicants ? *Land Economic*, vol. 86(num. 1) :pp. 79–90, 2010.

[2] A. AHMED and M. HAMMARSTEDT. Discrimination in the rental housing market : A field experiment on the internet. *Journal of Urban Economics*, vol. 64(num. 2) :pp. 362–372, 2008.

[3] P. D. ALLISON. Comparing logit and probit coefficients across groups. *Sociological Methods and Research*, (num. 28), 1999.

[4] A. ANAS and C. CHU. Discrete choice models and the housing price and travel to work elasticities of location demand. *Journal of Urban Economics*, vol. 15(num. 1) :pp. 107–123, 1984.

[5] L. ANDERSSON, N. JAKOBSSON, and A. KOTSADAM. A field experiment of discrimination in the norwegian housing market : Gender, class, and ethnicity. *Land Economics*, vol. 88 :pp. 233–240, 2012.

[6] APUR. En Île de france, 39 pôles d'emploi structurent l'économie régionale. *http ://www.apur.org/*.

[7] K. ARROW. The theory of discrimination. *Princeton University Press*, 1973.

[8] S. R. ATHURU and K. SRINIVASAN. Modeling interaction between internet communication and travel activities : Evidence from bay area, california, travel survey 2000. *Transportation Research Record 1894*, pages pp. 230–240, 2004.

[9] B. BACCAINI. Comportements migratoires et cycles de vie. *Espace, Populations, Sociétés*, vol. 1 :pp. 61–74, 1994.

[10] B. BACCAINI. Navettes domicile-travail et comportements résidentiels dans l'espace francilien. *Lévy J-P & F. Dureau, Les mobilités spatiales en question, Paris, L'Harmattan*, pages pp. 121–139, 2002.

[11] M. BALDINI and M. FEDERICI. Ethnic discrimination in the italian rental housing market. *Journal of Housing Economics*, vol. 20(num. 1) :pp. 1–14, 2011.

[12] T. BEATTY, M. SOMMERVOLL, and E. DAG. Discrimination in rental markets : Evidence from norway. *Journal of Housing Economics*, vol. 21(num. 2) :pp. 121–130, 2012.

[13] G. BECKER. A theory of social interactions. *Journal of Political Economy*, vol. 82(num. 6) :pp. 1063–1094, 1974.

[14] G. S. BECKER. The economics discrimination. *The University of Chicago Press, Chicago*, 1957.

[15] G. S. BECKER. A theory of the allocation of time. *Economic Journal*, vol. 75 :pp. 493–517, 1965.

[16] G. S. BECKER. A treatise on the family. *Harvard University Press, Cambridge*, 1981, 1991.

[17] M. BEN AKIVA and M. BIERLAIRE. Discrete choice methods and their applications to short term travel decisions. *Handbook of Transportation Science, Springer, US*, pages pp. 5–33, 1999.

[18] M. BEN AKIVA and J.L. BOWMAN. Integration of activity-based model system and a residential location model. *Urban Studies*, vol. 35(num. 7) :pp. 1131–1153, 1998.

[19] M. BEN AKIVA, A. DE PALMA, D. MCFADDEN, M. ABOU-ZEID, P.-A. CIAPPORI, M. DE LAPPARENT, S. DURLAUF, M. FOSGERAU, D. FUKUDA, S. HESS, C. MANSKI, A. PAKES, N. PICARD, and J. WALKER. Process and context in choice models. *Marketing Letters*, vol. 23(num. 2) :pp. 439–56, 2012.

[20] M. BEN AKIVA and S.R. LERMAN. Discrete choice analysis : theory and application to travel demand. *The MIT Press, Cambridge*, 1985.

[21] R. BENGTSSON, E. LAGNAR, E. IVERMAN, and B. HINNERICH TYREFORS. Gender and ethnic discrimination in the rental housing market. *Applied Economics Letters*, vol. 19(num. 1) :pp. 1–5, 2012.

[22] T. C. BERGSTROM. Economics in a family way. *Journal of Economic Literature*, vol. 34 :pp. 1903–1934, 1996.

[23] E. R. BERNDT. The practice of econometrics : Classic and contemporary. *Addison-Wesley Pub. Co.*, 1991.

[24] C.R. BHAT and PENDYALA. Modelling intra-household interactions and group decing making. *Transportation*, vol. 32 :pp. 443–448, 2005.

[25] A. S. BLINDER. Wage discrimination : Reduced form and structural estimates. *The Journal of Human Ressources*, 1973.

[26] R. BLUNDELL, P. PASHARDES, and G. WEBER. What do we learn about consumer demand patterns from micro data. *American Economic Review*, vol. 83(num. 3) :pp. 570–597, 1993.

[27] J. BOËLDIEU and S. THAVE. Le logement des immigrés en 1996. 2000.

[28] L. BONNAL, R. BOUMAHDI, and P. FAVARD. De la discrimination là où on ne pensait pas en trouver ? le cas du logement social. 2012.

[29] M. BOSCH, M. CARNERO, M. ANGELES, and L. FARRE. Information and discrimination in the rental housing market : Evidence from a field experiment. *Regional Science and Urban Economics*, vol. 40(num. 1) :pp. 11–19, 2010.

[30] E. BOUDARD and E. SKHIRI. Fonctions de prix hédonistes et estimation de fonctions de demande : une application au marché de la location de logements en france. *Université de Paris-I Panthéon-Sorbonne, Mémoire de DEA*, 1994.

[31] F. BOURGUIGNON. Rationalité individuelle ou rationalité stratégique : le cas de l'offre familiale de travail. *la Revue Economique*, vol. 1 :pp. 147–162, 1984.

[32] F. BOURGUIGNON, M. BROWNING, P.-A. CHIAPPORI, and V. LECHENE. Intra household allocation of consumption : A model and some evidence from french data. *Annales d'Économie et de Statistique*, vol. 29, 1993.

[33] M. BRADLEY and P. VOVSHA. A model for joint choice of daily activity pattern types of household members. *Transportation*, vol. 32(num. 5) :pp. 545, 2005.

[34] L. BRÜCK, N. MAIRY, J.-M. HALLEUX, B. MERENNE-SCHOUMAKER, S. SEVENBERG, and VAN HECKE E. Les comportements résidentiels des ménages face à la problématique de développement durable. *Leviers d'une politique de développement durable*, 1999.

[35] M. BÜRGLE. Residential location choice model for greater zurich area. *Working paper / IVT*, 2006.

[36] J. N. BROWN and H. S. ROSEN. On the estimation of structural hedonic price models. *Econometrica*, 1982.

[37] M. BROWNING, F. BOURGUIGNON, P.-A. CHIAPPORI, and V. LECHENE. Income and outcomes : A structural model of intrahousehold allocation. *Journal of Political Economy*, vol. 102 :pp. 1067–1096, 1994.

[38] M. BROWNING and P.-A. CHIAPPORI. Efficient intra-household allocations : A general characterization and empirical tests. *Econometrica*, vol. 66 :pp. 1241–1278, 1998.

[39] M. BROWNING, P. A. CHIAPPORI, and V. LECHENE. Distributional effects in household models : Separate spheres and income pooling. *The Economic Journal*, vol. 120(num. 546) :pp. 786–799, 2009.

[40] M. BROWNING, P. A. CHIAPPORI, and A. LEWBEL. Estimating consumption economies of scale, adult equivalence scales, and household bargaining power. *Review of Economic Studies*, vol. 80(num. 4) :pp. 1267–1303, 2013.

[41] M. BROWNING, P. A. CHIAPPORI, and WEISS. Family economics. *Ed. Cambridge : Cambridge University Press*, 2011.

[42] J. BRUECKNER, J. F. THISSE, and Y. ZENOU. Why is central paris rich and downtown detroit poor ? an amenity-based theory. *European Economic Review*, vol. 43 :pp. 91–107, 1999.

[43] C. BRUTEL, M. JEGOU, and C. RIEU. La mobilité géographique et la promotion professionnelle des salariés : une analyse par aire urbaine. *Economie et statistique*, vol. 336(num. 1) :pp. 53–68, 2000.

[44] A. CARPUSOR and W. LOGES. Rental discrimination and ethnicity in names. *Journal of Applied Social Psychology*, vol. 36(num. 4) :pp. 934–952, 2006.

[45] D. N. CHAMBERS. The racial housing price differential and racially transitional neighbourhoods. *Journal of Urban Economics*, vol. 32 :pp. 214–232, 1992.

[46] J. CHEN, C. CHEN, and H. TIMMERMANS. Accessibility trade-offs in household residential location decisions. *Transportation Research Record*, vol. 2077 :pp. 71–79, 2008.

[47] Z. CHEN and F. WOOLLEY. A cournot–nash model of family decision making. *The Economic Journal*, vol. 111(num. 474) :pp. 722–748, 2001.

[48] L. CHERCHYE, B. DE ROCK, and F. VERMEULEN. Opening black box of intra-household decision-making : Theory and non parametric empirical tests of general collective consumption models. *Journal of Political Economy*, vol. 117 :pp. 1074–1104, 2009.

[49] P. A. CHIAPPORI. Rational household labor supply. *Econometrica*, vol. 56(num. 1) :pp. 63–90, 1988.

[50] P. A. CHIAPPORI. Nash-bargained household decisions : a rejoinder. *International Economic Review*, vol. 32 :pp. 761–762, 1991.

[51] P. A. CHIAPPORI. Collective labor supply and welfare. *The Journal of Poilitical Economy*, vol. 100 :pp. 437–467, 1992.

[52] P. A. CHIAPPORI, A. DEPALMA, and N. PICARD. Couple residential location and spouses workplaces. *Conference Paper ; University of Columbia*, 2014.

[53] P.-A. CHIAPPORI and O. DONNI. Les modèles non unitaires de comportement du ménage : un survol de la littérature. *Actualité économique*, vol. 82(num. 1 & 2) :pp. 9–52, 2006.

[54] M. CHO, P. CHINLOY, and I. MEGBOLUGBE. Appraisals, transaction incentives and smoothing. *Journal of Real Estate Finance and Economics*, vol. 14(num. 1) :pp. 89–112, 1997.

[55] S. J. CHOI, J. ONDRICH, and J. YINGER. Do rental agents discriminate against minority customers ? evidence from the 2000 housing discrimination study. *Journal of Housing Economics*, vol. 14(num. 1) :pp. 1–26, 2005.

[56] E. CORNELIS, J. BARTHELEMY, X. PAULY, and F. WALLE. Modélisation de la mobilité résidentielle en vue d'une micro-simulation des évolutions de population. *Les Cahiers Scientifiques du Transport*, vol. 62 :pp. 65–84, 2012.

[57] D. COURGEAU and M. MERON. Mobilité résidentielle, activité et vie familiale des couples. *Economie et Statistique*, vol. 290 :pp. 17–31, 1995.

[58] A. T. COURT. Hedonic price indexes with automotive examples. *The Dynamics of Automobile Demand*, 1939.

[59] G. B. DAHL. Mobility and the return to education : testing a roy model with multiple markets. *Econometrica*, 2002.

[60] S. DANTAN and N. PICARD. Rôles des préférences et des contraintes dans le phénomène de ségrégation résidentielle : cas de l'Île-de-france. *26ème journée de microéconomie, Dijon*, 2009.

[61] T. DEBRAND and C. TAFFIN. Les facteurs structurels et conjoncturels de la mobilité résidentielle depuis 20 ans. *Economie et Statistique*, pages pp. 381–382, 2005.

[62] G. DEBREU. Individual choice behavior : A theoretical analysis. *Review of R.D. Luce, American Economic Review 50*, pages pp. 186–188, 1960.

[63] M. DEDING, T. FILGES, and VAN OMMEREN. Spatial mobility and commuting : The case of two-earner households. *Journal of Regional Science*, vol. 49(num. 1) :pp. 113–147, 2009.

[64] A. DEPALMA, N. PICARD, and P. WADDELL. Discret choice models with capacity constraints : an empirical analysis of the housing market of the greater paris region. *Journal of Urban Economics*, vol. 62(num. 2) :pp. 204–230, 2007.

[65] A. DEPALMA and J. F. THISSE. Les modèles de choix discrets. *Annales d'Economie et de Statistiques*, vol. 9 :pp. 151–190, 1987.

[66] A. DEPALMA, P. WADDELL, N. PICARD, and K. MOTAMEDI. Accessibility and environmental quality : inequality in the paris housing market. *European Transport*, vol. 36 :pp. 47–74, 2007.

[67] O. DONNI. A collective model of household behavior with private and public goods : theory and some evidence from u. s. data. *Working paper*, 2004.

[68] O. DONNI. Household behavior and family economics. *The Encyclopedia of Life Support Systems,contribution*, 2007.

[69] O. DONNI and S. PONTHIEUX. Approches collectives du ménage : du modèle unitaire aux décisions collectives. *Travail, Genre et Société*, 2011.

[70] J.-C. DRIANT, F. DROSSO, and C. VIGNAL. Les français et le logement : bouleversements de la démographie et de la famille. quels choix résidentiels pour demain ? *Institut d'urbanisme de Paris, Université de Paris XII*, 2005.

[71] DRIEA. Localisation de l'emploi total en Île de france de 1982 à 1999. *http ://www.driea.ile-de-france.developpement-durable.gouv.fr/*, 1999.

[72] N. DRYDAKIS and M. VLASSIS. Ethnic discrimination in the greek labour market : occupational access, insurance coverage and wage offers. *The Manchester School*, vol. 8 :pp. 201–218, 2010-11.

[73] M. DURU-BELLAT. Accès à l'éducation : quelles inégalités dans la france d'aujourd'hui ? *Rapport mondial de suivi sur l'Education pour tous.*

[74] T. E. ELDER, J. H. GODDEERIS, and S. J. HAIDER. Unexplained gaps and Oaxaca-Blinder decompositions. *Labor Economics*, 2010.

[75] D. EPPLE. Hedonic prices and implicit markets ; estimating demand and supply functions for differential products. *Jounral of Political Economy*, 1987.

[76] F. F. WOOLLEY. A non-cooperative model of family decision making. *Taxation, Incentives and the Distribution of Income Programme*, 1988.

[77] R. FICHER. On an absolute criterion for fitting frequency curves. *Statistical Science*, vol. 12(num. 1) :pp. 39–41, 1912.

[78] R. FICHER. On the mathematical foundations of theorical statistics. *Philosophical Transactions of the Royal Society*, (num. 222) :pp. 309–368, 1922.

[79] B. et G. LACROIX FORTIN. A test of the unitary and collective models of household labour supply. *Economic Journal*, vol. 107 :pp. 933–955, 1997.

[80] M. FOSGERAU. The value of travel time variance, working paper. *Transportation Research*, 2010.

[81] O. FREEDMAN and C. R. KERN. A model of workplace and residence choice in two-worker households. *Regional Science and Urban Economics*, vol. 27(num. 3) :pp. 241–260, 1997.

[82] G. GALSTER. Racial discrimination in housing markets during the 1980s : A review of the audit evidence. *Journal of Planning Education and Research*, vol. 9(num. 3) :pp. 165–175, 1990a.

[83] G. GALSTER. Racial steering by real estate agents : Mechanisms and motives. *Review of Black Political Economy*, vol. 19 :pp. 39–63, 1990b.

[84] G. GALSTER, D. WISSOKER, and W. ZIMMERMAN. Testing for discrimination in home insurance : Results from new york city and phoenix. *Urban Studies*, vol. 38(num. 1) :pp. 141–156, 2001.

[85] S. GAYDA. Stated preference survey on residential location choice and modal choice in brussels. *The 8th World Conference on Transportation Research - Antwerp, Belgium*, pages pp. 12–17, 1998.

[86] J. P. GLIEBE and F. S. KOPPELMAN. Modelling household activity-travel interactions as parallel constrained choices. *Transportation*, vol. 32(num. 5) :pp. 449–471, 2005.

[87] Commissariat général au développement durable Service de l'observation et des statistiques RéférenceS. Parc et statut d'occupation. *http ://www.statistiques.developpement-durable.gouv.fr*, Décembre 2012.

[88] L. GOBILLON. Emploi, logement et mobilité résidentielle. *Economie et statistique*, vol. 349(num. 1) :pp. 77–98, 2001.

[89] L. GOBILLON. Emploi, logement et mobilité résidentielle. *Économie et Statistique*, vol. 349(num. 350) :pp. 77–98, 2001.

[90] L. GOBILLON. Une synthèse de la littérature sur la consommation de logements des ménages. 2008.

[91] T. F. GOLOB and M. G. MCNALLY. A model of activity participation and travel interactions between household heads. *Transportation research*, vol. 34 :pp. 355–376, 2000.

[92] Z. GRILICHES. Price indexes and quality change, studies in new methods of measurement. *Harvard University Press, Cambridge, MA*, 1971.

[93] R. HALVORSEN and H. O. POLLAKOWSKI. Choice of functional form for hedonic price equations. *Journal of Urban Economics*, 1981.

[94] A. HANSON and Z. HAWLEY. Do landlords discriminate in the rental housing market ? evidence from an internet field experiment in us cities. *Journal of Urban Economics*, vol. 70(num. 2-3) :pp. 99–114, 2011.

[95] A. HANSON, Z. HAWLEY, and A. TAYLOR. Subtle discrimination in the rental housing market : Evidence from e-mail correspondence with landlords. *Journal of Housing Economics*, vol. 20(num. 4) :pp. 276–284, 2011.

[96] J. J. HECKMAN. The common structure of statistical models of truncation, sample selection and limited dependent variables and a simple estimator for such models. *Annals of Econometrics and Social Measurement*, 1976.

[97] J. J. HECKMAN. Sample selection bias as a specification error. *Econometrica*, 1979.

[98] J. J. HECKMAN. Detecting discrimination. *The Journal of Economic Perspectives*, vol. 12(num. 2) :pp. 101–116, 1998.

[99] J. HEINRICHS and P. KENNEDY. A computational trick for calculating the Blinder-Oaxaca decomposition and its standard error. *Economics Bulletin*, 2007.

[100] P. HOANG HUU and P. WAKELY. Status, quality and the other trade-off : Towards a new theory of urban residential location. *Urban studies*, vol. 37 :pp. 7–35, 2000.

[101] J. HODDINOTT and L. HADDAD. Does female income share influence household expenditure patterns ? evidence from code d'ivoire. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, vol. 57 :pp. 77–96.

[102] B. HOGAN and B. BRENT. Racial and ethnic biases in rental housing : An audit study of online apartment listings. *City & Community*, vol. 10(num. 4) :pp. 351–372, 2011.

[103] IAURIF. Les ménages immigrés franciliens et leurs conditions de logement. *2007*.

[104] INSEE. Pôles d'emploi franciliens : quatre emplois sur dix dans les services à la production. *http ://www.insee.fr/fr/*.

[105] INSEE. Résultats du recensement de la population de 1999. *http ://www.insee.fr/fr/*.

[106] M. IYIGUN and R. P. WALSH. Building the family nest : Premarital investments, marriage markets, and spousal allocations. *The Review of Economic Studies, Blackwell Publishing*, vol. 74(num. 2) :pp. 507–535, 2007.

[107] J. D. JACKSON and J. T. LINDLEY. Measuring the extent of wage discrimination : a statistical test and a caveat. *Applied Economics*, 1989.

[108] B. JANN. Standard errors for the Blinder-Oaxaca decomposition. *German STATA Users' Group Meetings*, 2005.

[109] B. JANN. A STATA implementation of the Blinder-Oaxaca decomposition. *ETH Zurich Sociology Working Paper*, 2008.

[110] F. L. JONES. On decomposing the wage gap : A critical comment on Blinder's method. *Journal of Human Resources*, 1983.

[111] P. M. JONES. New approaches to understanding travel behaviour : the human activity approach. *Oxford University*, 1977.

[112] K. KAN. Expected and unexpected residential mobility. *Journal of Urban Economics*, vol. 45(num. 1) :pp. 72–96, 1999.

[113] K. KIEL and J. ZABEL. House price differentials in us cities : Household and neighborhood racial effects. *Journal of Housing Economics*, vol. 5 :pp. 143–165, 1996.

[114] Jh KIM, F. PAGLIARA, and J. PRESTON. The intention to move and residential location choice behaviour. *Urban Studies*, vol. 42 :pp. 1621–1636, 2005.

[115] K. J. LANCASTER. A new approach to consumer theory. *Journal of Political Economy*, 1966.

[116] X. LANEELLE. Navette domicile-travail à grande vitesse : situation d'exception, arrangement traditionnel. *Cahiers du Genre*, vol. 41 :pp. 159–180, 2006.

[117] E. LELIEVRE. Acquisition du premier logement et naissance du premier enfant. *Stratégies résidentielles*, Actes du séminaire, Paris, Ed. de l'INED :pp. 117–127, 1990.

[118] J. H. LEUTHOLD. An empirical study of female income transfers and the work decision of the poor. *Journal of Human Resources*, vol. 3, 1968.

[119] E. S. LIN. On the standard errors of Oaxaca-type decompositions for inter-industry gender wage differentials. *Economics Bulletin*, 2007.

[120] P. LINNEMAN and P. E. GRAVES. Migration and job change : A multinomial logit approach. *Journal of Urban Economics*, vol. 143 :pp. 263–279, 1983.

[121] J. S. LONG. Group comparisons in logit and probit using predicted probabilities. *Working paper draft*, 2009.

[122] S. LUNDBERG. Labor supply of husbands and wives : A simultaneous equations approach. *The Review of Economics and Statistics*, vol. 70(num. 2) :pp. 224–35, 1988.

[123] S. LUNDBERG, R. POLLAK, and T. WALLES. Do husbands and wives pool their resources ? evidence from the united kingdom child benefit. *Journal of Human Resources*, vol. 32(num. 3) :pp. 463–480, 1997.

[124] S. LUNDBERG and R. A. POLLAK. Bargaining and distribution in marriage. *1996*, vol. 10(num. 4) :pp. 139–158, Journal of Economic Perspectives.

[125] S. LUNDBERG and R. A. POLLAK. Separate spheres bargaining and the marriage market. *1993*, vol. 10 :pp. 987–1010, Journal of Political Economy.

[126] S. LUNDBERG and R. A. POLLAK. Efficiency in marriage. *2003*, vol. 1(num. 3) :pp. 153–167, Review of Economics of the Household.

[127] G. S. MADDALA. Econometrics. *Mc Graw-Hill Book Company*, 1977.

[128] M. MANSER and M. BROWN. Marriage and household decision-making : A bargaining analysis. *International Economic Review*, vol. 21(num. 1) :pp. 31–44, 1980.

[129] C. F. MANSKI. The structure of random utility models. *Theory and decision*, vol. 8 :pp. 229–254, 1977.

[130] O. MARCHAND and S. SKHIRI. 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. *Economie & prévision*, 1995.

[131] D. MASSEY and G. LUNDY. Use of black english and racial discrimination in urban housing markets : New methods and findings. *Urban Affairs Review*, vol. 36(num. 4) :pp. 452–469, 2001.

[132] M. MCELROY and M. J. HORNEY. Nash-bargained household decisions : toward a generalization of the theory of demand. *International Economic Review*, vol. 22(num. 2) :pp. 333–349, 1981.

[133] D. MCFADDEN. Modeling the residential location. *Transportation Research Record 673*, pages pp. 72–77, 1978.

[134] N. MCINTOSH and D. SMITH. The extent of racial discrimination. *Political and Economic Planning Broadstreet*, vol. 547, 1974.

[135] PREDIT MEDDTL-ADEME. Trajets et mobilité des ménages : choix individuels et collectifs. Avril 2012.

[136] D. MEURS and S. PONTHIEUX. Une mesure de la discrimination dans l'écart de salaire entre hommes et femmes. *Economie et Statistique*, (num. 337-338) :pp. 135–158, 2000.

[137] E. S. MILLS. Social returns to housing and other fixed capital. *AREUEA Journal*, vol. 17(num. 2) :pp. 197–211, 1990.

[138] C. MINODIER. Insee - le parc locatif récent : davantage de maisons et de petits immeubles. *http ://www.insee.fr/fr/ffc/docs_ffc/957int.pdf*, 2004.

[139] C. MOOD. Logistic regression : Why we cannot do what we think we can do, and what we can do about it. *European Sociological Review*, vol. 26, 2010.

[140] J. F. NASH. Two persons cooperative games. *Econometrica*, vol. 21 :pp. 128–140, 1953.

[141] S. NEUMAN and R. L. OAXACA. Wage decompositions with selectivity-corrected wage equations : A methodological note. *Journal of Economic Inequality*, 2004.

[142] R. OAXACA. Male-female wage differentials in urban labor markets. *International Economic Review*, 1973.

[143] R. OAXACA and M. RAMSON. On discrimnation and the decomposition of wage differentials. *Journals of Econometrics*, 1994.

[144] R. OAXACA and M. RAMSON. Calculation of approximate variances for wage decomposition differentials. *Journal of Econometrics*, 1998.

[145] R. OAXACA and M. RAMSON. Identification in detailed wage decompoosi-tions. *The Review of Econommics and Statistics*, 1999.

[146] J. ONDRICH, S. ROSS, and J. YINGER. How common is housing discrimination ? improving on traditional measures. *Journal of Urban Economics*, vol. 47 :pp. 470–500, 2000.

[147] J. ONDRICH, S. ROSS, and J. YINGER. Now you see it, now you don't : why do real estate agents withhold available houses from black customers ? *Review of Economics and Statistics*, vol. 85 :pp. 854–873, 2003.

[148] J. ONDRICH, A. STRICKER, and J ; YINGER. Do landlords discriminate ? the incidence and causes of racial discrimination in rental housing markets. *Journal of Housing Economics*, vol. 8(num. 3) :pp. 185–204, 1999.

[149] M. PAGE. Racial and ethnic discrimination in urban housing markets. *Journal of Urban Economics*, vol. 38 :pp. 183–206, 1994.

[150] N. PICARD and P. A. CHIAPPORI. Couple residential location and spouses'workplaces. *Mimeo, Université de Cergy-Pontoise*, 2011.

[151] A. R. PINJARI and C. R. BHAT. Activity-based travel demand analysis. *A handbook of transport economics*, pages pp. 213–248, 2011.

[152] T. PURNELL, W. IDSARDI, and J. BAUGH. Perceptual and phonetic experiments on american english dialect identification. *Journal of Language and Social Psychology*, vol. 18(num. 1) :pp. 10–30, 1999.

[153] J. REMY. De la ville visible à la ville invisible : mobilité et nouveaux lieux urbains. *Toulouse APUMP*, 2002.

[154] P. A. RIACH and J. RICH. Field experiments of discrimination in the market place. *The Economic Journal*, vol. 112 :pp. 480–518, 2002.

[155] M. A. I. RIVERA and N. C. C. TIGLAO. Modeling residential location choice, workplace location choice and mode choice of two-worker households in metro manila. *Proceedings of Eastern Asia Society of Transportation Studies*, vol. 5 :pp. 1167–1178, 2005.

[156] C. ROYCHOUDHURY and A. C. GOODMAN. An ordered probit model for estimating racial discrimination through fair housing audits. *Journal of Housing Economics*, vol. 2(num. 4) :pp. 358–373, 1992.

[157] B. SCHMUTZ. Les immigrés africains face au marché du logement en france : ségrégation, discrimination et mobilité. 2000.

[158] M. W. SERMONS and F. S. KOPPELMAN. Representing the differences between female and male commute behavior in residential location choice models. *Journal of Transport Geography*, vol. 9 :pp. 101–110, 2001.

[159] U. SIMONSOHN. New yorkers commute more everywhere : contrast effects in the field. *The Review of Economics and Statistics*, vol. 88(num. 1) :pp. 1–9, 2006.

[160] A. SKABURSKIS. Modelling the choice of tenure and building type. *Urban Studies*, vol. 36(num. 13) :pp. 2199–2215, 1999.

[161] C. SOFER. Les choix relatifs au travail dans la famille : la modélisation économique des décisions. *Travail et Emploi*, vol. 102, 2005.

[162] E. J. SOLBERG and C. WONG. Family time use : leisure, home production, market work, and work related travel. *Journal of Human Resources*, vol. 27(num. 3) :pp. 485–510, 1992.

[163] S. SRINIVASAN and C. R. BHAT. Modeling household interactions in daily in-home and out-of-home maintenance activity prticipation. *Transportation*, vol. 32(num. 5) :pp. 523–544, 2005.

[164] I. M. SROUR, K. M. KOCKELMAN, and T. P. DUNN. Accessibility indices : a connection to residential land and location choices. *Journal of Transportation Research Board*, vol. 1805 :pp. 25–34, 2002.

[165] M. R. TAYYARAN, A. M. KHAN, and D. A. ANDERSON. Impact of telecommuting intelligent transportation systems on residential location choice. *Transportation Planning and Technology*, vol. 26 :pp. 1–1, 2003.

[166] K. TRAIN. Discrete choice mthods with simulation. *Cambridge University Press*, pages pp. 79–133, 2002.

[167] M. A. TURNER and M. MICKELSONS. Patterns of racial steering in four metropolitan areas. *Journal of Housing Economics*, vol. 2 :pp. 199–234, 1992.

[168] A. ULPH and D. ULPH. Bargaining structures and delay in innovation. *Scandinavian Journal of Economics*, vol. 90(num. 4) :pp. 475–91, 1988.

[169] J. G. VAN DEN BERG and C. GORTER. Job search and commuting time. *Journal of Business and Economic Statistics*, vol. 15(num. 2) :pp. 269–281, 1997.

[170] A. VERMEULEN and A. WATTEYNE. Quand un et un ne font plus deux. calcul d'échelles d'équivalence intra-familiales au moyen d'un modèle collectif. *L'Actualité économique, Revue d'analyse économique*, vol. 82(num. 1-2), 2003.

[171] L. VOYE. Sociologie de l'urbanisme et de l'aménagement du territoire. *Notes de cours, ANSO, UCL*, 2003.

[172] P. WADDELL. Exogenous workplace choice in residential location models : Is the assumption valid ? *Geographical Analysis*, vol. 25(num. 1) :pp. 65–82, 1993.

[173] P. WADDELL. Accessibility and residential location : the interaction of workplace, residential mobility, tenure and location choices. *Paper presented at the Lincoln Land Institute TRED conference, Cambridge*, 1996.

[174] P. WADDELL, S. BHAT, N. ELURU, L. WANG, and R. PENDYALA. Modeling interdependence in household residence and workplace choices. *Transportation Research Record 2003*, 2007.

[175] T. J. WALES. Labour supply and commuting time : an empirical study. *Journal of Econometrics*, vol. 8(num. 2) :pp. 215–226, 1978.

[176] J. L. WALKER and J. LI. Latent lifestyle preferencies and household location decisions. *Journal of Geographical Systems*, vol. 9(num. 1) :pp. 77–101, 2007.

[177] D. WANG and S. M. LI. Housing preferences in a transitional housing system : the case of beijing, china. *Environment and Planning A*, vol. 36 :pp. 69–87, 2004.

[178] G. WEISBROD, M. BEN AKIVA, and S. LERMAN. Tradeoffs in residential location decisions : transportation versus other factors. *Transportation Policy and Decision Making*, vol. 1 :pp. 13–26, 1980.

[179] WOOLDRIDGE. *Econometrics analysis of cross section and panel data.*

[180] J. YINGER. Measuring racial discrimination with fair housing audits : caught in the act. *The American Economic Review*, vol. 76(num. 5) :pp. 88–893, 1986.

[181] J. YINGER. Evidence on discrimination in consumer markets. *The Journal of Economic Perspectives*, vol. 12(num. 2) :pp. 23–40, 1998.

[182] B. ZHAO. Racial and ethnic discrimination in urban housing markets. evidence from audit studies. dissertation. 2005.

[183] B. ZHAO, J. ONDRICH, and J. YINGER. Why do real estate brokers continue to discriminate ? evidence from the 2000 housing discrimination study. *Journal of Urban Economics*, vol. 59(num. 3) :pp. 394–419, 2006.