

ÉCOLE DES HAUTES ÉTUDES EN SCIENCES SOCIALES

THESE

Pour obtenir le grade de
Docteur de l'École des Hautes Études en Sciences Sociales en Sciences Économiques

Présentée et soutenue publiquement par

Gabrielle Fack

FORMATION DES INÉGALITÉS, POLITIQUES DU
LOGEMENT ET SÉGRÉGATION RÉSIDENTIELLE

Directeur de thèse : M. Thomas Piketty

JURY :

Monsieur Thomas Piketty, Directeur d'Etudes à l'EHESS (Directeur de thèse)
Madame Anne Laferrère, Administrateur de l'INSEE (Rapporteur)
Monsieur Etienne Wasmer, Professeur à l'Institut d'Etudes Politiques de Paris (Rapporteur)
Monsieur Steve Machin, Professeur à University College London
Monsieur Harris Selod, Chargé de recherches à l'INRA
Monsieur Alain Trannoy, Directeur d'Etudes à l'EHESS

Remerciements

Je voudrais avant tout remercier Thomas Piketty qui a dirigé ce travail avec rigueur et enthousiasme. Je mesure combien son exigence et sa façon d’appréhender la science économique auront compté pour moi. Je voudrais également le remercier pour le soutien et la confiance qu’il m’a témoignés à chaque nouvelle étape de cette thèse.

Je remercie Anne Laferrère, Steve Machin, Harris Selod, Alain Trannoy et Etienne Wasmer d’avoir accepté de faire partie du jury. Je voudrais en particulier remercier Anne Laferrère et Etienne Wasmer, rapporteurs, pour leurs commentaires et suggestions qui ont permis d’améliorer le texte de cette thèse.

Je tiens également à remercier mes co-auteurs Julien Grenet, avec qui j’ai produit une partie de ce travail ainsi que Camille Landais, co-auteur de travaux sur les incitations fiscales au don.

Des remerciements spéciaux vont à Philippe Aghion, que j’ai rencontré lors de la *summer school* European Science days à Steyr, dont la présence cette année à l’École d’Économie de Paris m’a été très profitable, et qui me permet aujourd’hui de continuer ces travaux à l’Université de Harvard.

Nombreux ont été les chercheurs qui ont pris le temps de m’écouter et de m’apporter leurs conseils et leurs remarques constructives. Je tiens à les remercier, et en particulier Sandra Black, Rebecca Blank, Esther Duflo, Caroline Hoxby, Marc Gurgand, Eric Maurin ainsi que l’ensemble des chercheurs de l’École d’Économie de Paris. Je tiens également à remercier Jacques Friggit, du Conseil National des Ponts et Chaussées, pour ses critiques stimulantes, qui m’ont permis de mieux cerner l’enjeu des études sur le logement

Cette thèse n’aurait pas pu voir le jour sans l’aide de ceux qui ont bien accepté de me fournir les données nécessaires aux travaux empiriques : Alain Jacquot, les membres de la division logement de l’INSEE et du groupe d’exploitation des enquêtes logement ; Fabienne Rosenwald et Françoise Œuvrard de la Direction des Études et de la Prospective du Ministère de l’Éducation Nationale et enfin la Chambre des Notaires d’Île-de-France.

Je tiens à remercier aussi les personnes responsables des différentes institutions qui

m'ont accueillie au fil des années et m'ont permis de suivre une formation en sciences économiques dans les meilleures conditions : l'École Normale Supérieure de Cachan, l'Université Paris-X, l'Université Paris-I, la London School of Economics, l'École des Hautes Études en Sciences Sociales, le Cepremap et enfin l'École d'Économie de Paris.

Je tiens encore à remercier la direction et le corps professoral de l'École Normale Supérieure de Cachan, et tout particulièrement Patrice Duran, un directeur toujours à l'écoute des élèves, et Guy Gilbert qui a su m'orienter tout au long de ma formation en sciences économiques et dont les conseils m'ont toujours été extrêmement précieux. J'ai une pensée émue pour Delphine Nivière - qui avait aussi choisi de travailler sur la ville et le logement après ses études à Cachan et dont la disparition soudaine laisse un grand vide.

J'adresse également mes remerciements à Michel Sollogoub et André Lapidus, ainsi qu'à David Encaoua et Véronique Simmonet qui m'ont permis d'encadrer des Travaux Dirigés de leurs enseignements à l'Université Paris-I.

Je remercie en outre de nombreux participants aux séminaires et conférences à l'occasion desquels une partie de mes travaux a été présentée. Les commentaires fructueux de l'ensemble des participants, en particulier du « Lunch séminaire », où j'ai eu la chance de pouvoir présenter l'ensemble de mes travaux ont été tout particulièrement appréciables.

Je remercie de plus : Gazhala Azmat et Emmanuel Frot de la London School of Economics ainsi qu'Antonin Aviat, Maria Bas, Pierre-Yves Cabannes, Clément Carbonnier, Barbara Coello, Nicolas Coeurdacier, Fabien Dell, Stéphane Guibaud, Muriel Jakubowicz, Thibault Fally, Emmanuel Frot, Elvire Guillaud, Camille Landais, François Legrand, Amine Ouazad, Gwenn Parent, Mathieu Valdenaire, Sébastien Villemot, et Antoine Bozio et Laurent Bach, les résidents passés et présents du bureau B030. Ils ont tous contribué à faire de Jourdan un lieu de recherche convivial, où les déjeuners sur l'herbe ou au pot tournant souvent en débats économiques passionnés, ont alimenté mon enthousiasme pour la recherche en économie et l'évaluation des politiques publiques. Les liens amicaux que j'ai pu tisser durant ces années de thèse ont été très importants.

J'aimerais encore remercier mes parents pour leur extraordinaire soutien dans mon apprentissage du dur métier de chercheur. Ma pensée va enfin à Antoine, qui a partagé mes enthousiasmes et a su me redonner confiance dans les moments de doutes tout au long de cette thèse.

Table des matières

Remerciements	iii
1 Introduction générale	1
I LES POLITIQUES PUBLIQUES FACE AUX INÉGALITÉS DU LOGEMENT	15
2 Les inégalités face au coût du logement et leur évolution depuis les années 1950	19
2.1 Evolution générale des conditions de logement depuis les années 1950	20
2.1.1 Amélioration du confort et augmentation des prix	20
2.1.2 Vers une France de propriétaires	23
2.2 Historique de la politique du logement en France	24
2.2.1 La relative libéralisation des loyers	25
2.2.2 Les aides à la construction	26
2.2.3 L'importance croissante des aides à la personne	27
2.2.4 La politique du logement actuelle	28
2.3 Mesure de l'effort consenti par les ménages pour le logement	29
2.3.1 Problèmes méthodologiques	29
2.3.2 Les dépenses de logement des propriétaires	31
2.3.3 Les dépenses de logement des locataires	38
3 Les effets des aides au logement : éléments théoriques	47
3.1 La difficile justification économique des aides au logement	48
3.1.1 Le critère d'équité	48
3.1.2 Le critère d'efficacité	48
3.2 Les différents types d'aides au logement	50
3.3 L'incidence des aides au logement sur les loyers	52
3.3.1 L'étude de Scott Susin sur les États-Unis	53
3.3.2 L'estimation d'Anne Laferrère et David Le Blanc pour la France	55
3.3.3 Les effets d'une baisse des aides au Royaume-Uni	56
3.4 Présentation du dispositif d'aides au logement en France	58
3.4.1 Les différents types d'aides au logement et le barème de calcul	58
3.4.2 La réforme d'extension des aides	62
3.5 Les effets théoriques des aides à la personne	64

4	Les aides personnelles au logement sont-elles efficaces ? Estimation de l'incidence des aides sur les loyers en France, 1984-2002	69
4.1	La stratégie d'estimation	70
4.1.1	Les biais potentiels des MCO	70
4.1.2	La stratégie d'estimation en double différence	72
4.1.3	La spécification empirique	75
4.2	Les résultats	77
4.3	Les étudiants et la réforme des aides	81
4.3.1	Les deux effets de l'apparition de ménages étudiants	81
4.3.2	La stratégie d'estimation pour évaluer l'impact des étudiants	84
4.4	Un faible effet des aides sur la qualité du logement	87
4.4.1	Une très faible augmentation de la surface des logements.	87
4.4.2	L'amélioration du confort : un effet des aides ?	88
4.5	Tests de robustesse	91
4.5.1	La prise en compte d'autres variables de contrôle dans les régressions	91
4.5.2	Un autre groupe de contrôle	92
4.5.3	Estimations avec les enquêtes budget des familles	94
4.5.4	Estimations avec les aides au logement théoriques	97
 II POLITIQUES DE SECTORISATION SCOLAIRE, MARCHÉS IMMOBILIERS ET SÉGRÉGATION RÉSIDENTIELLE		101
5	Inégalités et politique de sectorisation scolaire	105
5.1	Introduction	105
5.2	Literature review : theoretical models	106
5.3	A model of the French system	115
5.3.1	Strict Zoning	115
5.3.2	School choice	124
5.4	Introducing private schools	126
6	Carte scolaire et prix immobiliers : estimation de l'impact du niveau des collèges sur les prix des logements à Paris	133
6.1	Introduction	133
6.2	Middle schooling in Paris	136
6.2.1	The French educational system	136
6.2.2	Middle school zoning in the <i>Académie de Paris</i>	137
6.2.3	Private middle schools in Paris	138
6.3	Data and summary statistics	139
6.3.1	School zones	139
6.3.2	School quality	140
6.3.3	Housing prices and neighborhood characteristics	142
6.4	Comparing transactions across school attendance boundaries	144
6.4.1	Naive estimates of the impact of school quality on housing prices	144
6.4.2	Including boundary dummies	145
6.4.3	Matching sales across boundaries	147

6.4.4	How large is the effect?	150
6.5	Robustness checks	151
6.5.1	Results' sensivity to the measure of school quality	151
6.5.2	The validity of the identifying assumption	152
6.6	The mitigating effect of private schools	155
6.7	Conclusion	159
7	Choix scolaire ou sectorisation ? Simulations sur données parisiennes	177
7.1	Simulations	178
7.1.1	Specifications for the simulation	178
7.1.2	Assessing the effect of school policies	179
7.1.3	The algorithm	183
7.1.4	An example	189
7.1.5	Variation of the key parameters	193
7.2	Calibration on Paris	195
7.2.1	Calibration of the key parameters	195
7.2.2	Simulation of policy reforms	199
8	Conclusion générale	217
 ANNEXES		 227
A	Chapitre II	227
B	Chapitre VI	247
C	Législation et Barème de calcul des aides à la personne	251
C.1	Calcul des allocations logement en secteur locatif non conventionné	251
C.1.1	Historique des aides au logement avant 1984	251
C.1.2	Les bénéficiaires des aides au logement depuis 1984	252
C.1.3	Revenus pris en compte pour le calcul des aides	253
C.1.4	Le calcul des aides dans le secteur locatif de 1984 à 2001	254
C.1.5	Le calcul de l'allocation de logement depuis la réforme de 2001 (Décret n° 2000-1269 du 26 décembre 2000)	257
D	Le calcul des allocations théoriques	265
D.1	La méthode utilisée pour le calcul des allocations théoriques	265
D.2	La comparaison des allocations théoriques et déclarées	266
E	Chapitre IV - Statistiques descriptives	269
 <i>Bibliographie</i>		 279
 <i>Liste des tableaux</i>		 285
 <i>Liste des figures</i>		 290

Chapitre 1

Introduction générale

L'émergence d'une politique du logement pour aider les ménages les plus modestes à se loger date de la fin du XIX^e siècle. La croissance de la population française au cours de ce siècle et l'exode rural ont conduit à une forte progression de la demande de logements dans les zones urbaines. Ainsi, la population parisienne passe de 1 700 000 habitants en 1861 à 2 714 000 en 1901. Face à l'afflux d'une population relativement modeste, les investisseurs proposent des logements de qualité médiocre, qui suffisent à assurer la rentabilité de leur placements immobiliers, comme les garnis, qui se développent dans les principales villes françaises. De fait, les nouveaux citadins sont généralement locataires de ces petits appartements surpeuplés et insalubres. La surconcentration d'une population très pauvre dans certains quartiers conduit à la prise de conscience de l'existence d'une « question du logement » liée aux constats des effets négatifs du surpeuplement de ces « classes dangereuses » : on en craint les conséquences sociales comme sanitaires - le choléra fait encore de très nombreuses victimes à Paris lors des épidémies de 1832, 1884 et 1892. Ces préoccupations amènent progressivement les pouvoirs publics à prendre en charge le logement des ménages les plus pauvres en intervenant sur le marché immobilier. Ainsi, la politique a été envisagée à l'époque non pas tant pour garantir aux plus modestes un logement de qualité équivalente à ceux des autres ménages mais surtout pour lutter contre les externalités négatives engendrées par de mauvaises conditions de logement.

Si l'action publique en matière de logement reste timide jusqu'à la fin des années

1920, l'État est cependant amené à prendre des mesures importantes pour pallier la pénurie de logement suite aux deux guerres mondiales et au blocage des loyers. L'objectif d'aider les ménages modestes à accéder à un logement de qualité est alors affiché pour la première fois par Raymond Poincaré qui déclare le 7 juin 1928 à la Chambre des Députés : « L'une des premières tâches qui nous sollicitent est celle de résoudre non pas seulement le problème capital des H.B.M. mais en général, aussi bien à la campagne que dans les villes, le problème plus vaste et non moins urgent du logement hygiénique, sain, clair, aéré et accessible à ceux qui ne disposent que de ressources moyennes. » (cité par Mengin (1997)).

Des mesures visant ainsi à améliorer les conditions de logement des ménages modestes sont donc mises en œuvre, comme la loi Loucheur en 1928, qui prévoit notamment la construction de 200 000 Habitations à Bon Marché (H.B.M.). De même, les programmes de construction massive de logements sociaux après la Seconde Guerre Mondiale visent à répondre à une offre de logement beaucoup trop faible face à la pression de la demande. Cette politique a ainsi permis de développer le parc de logement et d'en améliorer la qualité. Cependant, les limites de ce type d'action publique sont apparues avec l'émergence du « problème des banlieues » à partir des années 1980 : il ne suffit pas en effet d'améliorer les conditions matérielles d'habitat des ménages pour résoudre les inégalités face au logement.

Aujourd'hui, plus d'un siècle après la prise de conscience des problèmes d'habitat des ménages pauvres, la « question » du logement est donc loin d'être résolue. Certes, si les conditions d'habitat actuelles n'ont rien à voir avec celles de la fin du XIX^e siècle, la question du logement des ménages à bas revenus se pose aujourd'hui toujours avec autant d'acuité. En effet, l'amélioration du confort des logements des ménages modestes depuis les années 1950 s'est accompagnée d'une augmentation de la part consacrée au logement dans leur budget, malgré les aides de l'État.

De plus la question du logement des ménages modestes s'inscrit dans une problématique plus large sur les inégalités liées à la ségrégation à l'œuvre à travers les mécanismes du marché immobilier, qui contribuent à reléguer les ménages les plus modestes dans des zones excentrées et mal reliées aux centres d'emplois. Les grands

ensembles HLM, construits à la périphérie des villes, avec la volonté d'améliorer les conditions d'habitat d'une grande partie de la population, sont aujourd'hui accusés de concentrer les problèmes urbains en réduisant de fait les chances de succès (que ce soit à l'école ou dans la recherche d'un emploi) des ménages qui y résident. Cette forme inédite d'inégalités constitue un défi de plus auquel doit faire face la politique du logement, conçue désormais en lien avec politique de la ville.

Ce constat pessimiste pourrait conduire à remettre en cause la politique du logement. Pourtant, malgré les critiques dont elle fait l'objet, elle continue à mobiliser une part importante des ressources de l'État (les différentes aides publiques au logement ont représenté 27,9 milliards d'euros en 2005, soit 1,6% du PIB, dont 13,8 milliards au titre des aides personnelles), sans pour autant faire l'objet d'une évaluation rigoureuse. Certes, les pouvoirs publics tentent d'ajuster les politiques pour en corriger les effets néfastes. Ainsi, les critiques formulées à l'encontre du système des HLM ont conduit à la réforme de 1977 qui a fortement réduit les aides à la construction au profit des aides personnelles au logement, visant la solvabilité directe des ménages. Depuis cette réforme, l'absence d'évaluation rigoureuse des politiques du logement a contribué finalement à limiter les possibilités d'action dans ce domaine.

Les vives critiques adressées à la politique du logement telle qu'elle a été mise en œuvre au sortir des deux guerres mondiales pour améliorer les conditions de logement des ménages les plus modestes d'une part et d'autre part la prise de conscience que d'inégales conditions de logement pouvaient engendrer d'autres inégalités sociales (inégalités face à la réussite scolaire, face à la recherche d'un emploi, etc.), ont provoqué les hésitations des réformes actuelles - au premier rang desquels l'équilibre, difficile à trouver, entre les aides à la pierre et les aides à la personne. C'est précisément pourquoi l'évaluation de ces politiques est indispensable. Elle permet non seulement d'en dresser un bilan, mais également d'esquisser des recommandations visant à orienter et à donner une cohérence à l'action publique en matière de logement, en prenant pleinement conscience des externalités qu'elle est susceptible d'engendrer.

L'enjeu de cette thèse est donc double. Il s'agit d'une part d'évaluer l'action des pouvoirs publics au regard de ses objectifs de logement des ménages modestes,

afin d'apporter des éléments pour dresser le bilan de son efficacité. D'autre part, il consiste à étudier les mécanismes par lesquels les marchés immobiliers créent de la stratification résidentielle, et d'évaluer ses conséquences, afin de pouvoir mieux prendre en compte ces effets dans l'élaboration de la politique du logement et de la ville.

Les motivations d'une telle étude sont d'autant plus fortes que les recherches économiques sur le sujet sont encore relativement peu nombreuses. En effet, l'analyse économique de la politique du logement est restée assez peu développée dans la mesure où ces politiques ne trouvent pas de justifications économiques immédiates : les aides au logement n'ont pas de légitimité évidente ni en termes d'efficacité, ni en termes d'équité. Il importe ainsi, avant de présenter l'approche qui a été retenue ici pour analyser l'action publique en matière de logement, de s'interroger sur les difficultés que l'étude du logement peut poser d'un point de vue économique.

Comment aborder la politique du logement d'un point de vue économique ?

L'importance de la dépense nationale de logement¹ qui s'est élevée à 382 milliards d'euros en 2005 (dont 261 milliards pour les dépenses courantes, qui incluent les loyers fictifs des propriétaires), soit 22% du PIB, justifierait une analyse économique détaillée de ce secteur, et des politiques consacrées à ce bien. Cependant, la littérature économique sur le sujet est relativement peu développée, en particulier par rapport aux autres sciences humaines comme la sociologie, dont les analyses sur la ville, les conditions de logement des ménages et les politiques urbaines se sont développées depuis les travaux de l'École de Chicago dans les années 1920.

Trois raisons peuvent expliquer la parcimonie des études économiques sur le logement. En premier lieu, la rareté des sources de données sur le logement limite, en France, les possibilités d'études. En deuxième lieu, le logement n'est pas vraiment un

¹La dépense nationale de logement prend en compte à la fois les dépenses courantes, les dépenses d'investissement et les autres flux financiers privés et publics.

objet d'étude spécifique en économie. Plus précisément, il fait l'objet d'analyses en économie urbaine d'une part et en économie publique d'autre part, mais ces deux approches se recoupent assez peu, de sorte que les analyses prenant en compte à la fois le caractère local du logement et les politiques publiques sont relativement limitées. Enfin, les politiques du logement n'ont pas une justification économique claire.

Des sources d'information limitées. La relative rareté des études économiques sur le logement, en particulier sur données françaises, s'explique d'abord par la difficulté d'obtenir des données. Les enquêtes ménages comme l'enquête Logement de l'Insee fournissent des informations très détaillées sur la demande de logement, mais les données sur l'offre sont beaucoup plus difficiles à récolter. Les moyens d'analyse des politiques agissant sur l'offre, comme les aides à la pierre ou les incitations fiscales à l'investissement locatif, sont ainsi relativement limités. De plus, pour étudier précisément les externalités liées au quartier de résidence, il faut disposer de données localisées. Mis à part le recensement, il existe très peu de bases de données qui fournissent des informations locales pour un nombre représentatif de ménages. Les bases de données de ce type sont généralement issues de fichiers administratifs et souvent difficiles d'accès pour les chercheurs. Une exception notable est la base des données des transactions immobilières de la Chambre des Notaires de Paris et d'Île-de-France, qui recense les transactions d'appartements anciens dans la région parisienne depuis le milieu des années 1990. Cependant, l'accès à cette base de données est relativement récent, et ces sources n'ont pas encore été pleinement exploitées.

La particularité du bien logement. Le logement est un objet d'étude particulier, dans la mesure où il est à la fois bien de consommation et d'investissement, mais aussi localisé dans l'espace. La prise en compte de la localisation dans l'analyse économique est relativement récente. L'économie urbaine s'est développée à partir des travaux d'Alonso qui a proposé un modèle pour étudier les choix de localisation des individus par rapport aux entreprises. La localisation des logements contribue aussi à créer des externalités, qui n'ont été prises en compte que récemment dans la littérature, à partir de modèles comme celui de Bénabou (1993). Or l'économie urbaine n'étudie

pas vraiment les politiques du logement, qui intéressent plus l'économie publique.

Quelles justifications économiques pour la politique du logement ? L'analyse des politiques du logement, du ressort de l'économie publique, s'est finalement peu développée après les premiers travaux de la fin des années 1970 et du début des années 1980. Dans le premier *Handbook of Public Economics* qui consacre cependant un chapitre aux aides au logement, Rosen (1985) résume bien les ambiguïtés de l'analyse de cette politique pour l'économiste : en effet, l'intervention publique en ce domaine est difficilement justifiable, que ce soit pour des motifs d'efficacité ou d'équité. Il est en effet délicat d'invoquer ce dernier motif pour défendre les aides au logement, dans la mesure où la théorie standard nous enseigne qu'une aide attachée à la consommation d'un bien précis peut avoir des effets distorsifs par rapport à un simple transfert de revenu. Du point de vue de l'efficacité, l'intervention de l'Etat sur le marché du logement ne peut s'expliquer que si les marchés ne sont pas parfaitement concurrentiels. C'est effectivement le cas, ne serait-ce que parce que l'information sur les marchés immobiliers est imparfaite, à cause du caractère localisé et fortement différencié des logements, toute transaction entraînant des coûts de recherche importants. Ce type d'inefficacités peut justifier éventuellement le développement d'aides à la mobilité, mais ne permet pas de rationaliser l'existence de programmes d'aides à la pierre ou à la personne. L'intervention des pouvoirs publics sur le marché du logement s'explique enfin par la présence d'externalités. Nous avons déjà évoqué les préoccupations liées à l'insalubrité des logements des classes ouvrières au XIX^e siècle, ou encore l'influence du quartier de résidence sur la réussite scolaire des enfants. Cependant, la force de ces externalités reste difficile à évaluer, et il semble que l'intervention de l'Etat en matière de logement soit au moins en partie motivée par des raisons non économiques, comme un certain paternalisme envers les ménages les plus pauvres.

Comme l'objectif de la politique du logement n'apparaît ainsi pas très clairement aux yeux des économistes, les études sur le sujet ont surtout cherché à évaluer les effets distorsifs des aides, pour estimer l'ampleur des inefficacités provoquées par ces politiques. Cette approche normative a donné lieu à un certain nombre d'études empi-

riques dans les années 1970 et 1980 (voir Rosen (1985)) consistant à évaluer l'élasticité de la demande et de l'offre de logement afin d'estimer l'impact de différentes politiques. Ces premières estimations, essentiellement sur données américaines, restent bien souvent encore la référence, alors que les récents développements de méthodes économétriques pour évaluer les politiques publiques sur le marché du travail offrent la possibilité de réactualiser les estimations et d'évaluer précisément les effets des politiques en France.

Notre approche s'inscrit donc dans la lignée des études de l'économie publique, mais propose de nouvelles estimations des effets de certaines politiques sur données françaises. De plus, notre analyse cherche à évaluer l'efficacité des dispositifs au regard de l'objectif affiché par la politique du logement, à savoir aider les ménages les plus modestes à se loger. Prendre au sérieux cet objectif pour évaluer les politiques publiques nous conduit à approcher le logement sous l'angle des inégalités, en élargissant la perspective de l'économie publique.

L'intérêt d'une approche fondée sur l'étude des inégalités liées au logement

L'analyse des inégalités face au logement peut sembler à première vue caduque par rapport à une analyse directe des inégalités de revenu. En fait, elle trouve sa justification parce que le logement n'est pas un bien de consommation comme les autres, et que les inégalités face à ce bien ne se résument pas à des inégalités de revenu. De plus, elle permet à la fois d'analyser les politiques du logement au regard de leurs objectifs, qui visent à une plus grande équité des dépenses pour se loger, et de prendre en compte le fait que les choix de consommation de ce bien peuvent contribuer à renforcer les inégalités de revenu par des canaux spécifiques. On peut en effet distinguer trois types d'inégalités face au logement : des inégalités directes liées à la consommation de ce bien et des inégalités indirectes, qui peuvent être d'une part liées à la stratification résidentielle engendrée par d'inégales conditions de logement et d'autre part des inégalités de patrimoine immobilier. Une approche par les inégalités

permet ainsi d'envisager la politique du logement de façon plus large.

Les inégalités liées à la consommation de logement. Si elles ne sont pas forcément efficaces au regard de l'analyse économique, les politiques du logement visent un objectif précis : aider les ménages modestes se loger dans des conditions acceptables pour un niveau de charge financière supportable. Elles cherchent ainsi à réduire une forme particulière d'inégalités : les inégalités en matière de dépenses de logement. De fait, l'indicateur de performance des aides au logement retenu pour la loi organique relative aux lois de finances (LOLF) est le calcul des taux d'efforts bruts et nets des ménages locataires² pour les bénéficiaires de minima sociaux, les étudiants et les salariés, ainsi que la part des crédits des aides personnelles associées à chacune de ces catégories³. Le choix de ces indicateurs montre bien qu'assurer l'équité des dépenses de logement par rapport à leur poids dans le budget des ménages, est un des objectifs affichés de l'aide au logement.

Les inégalités liées à la stratification résidentielle. Cette première forme d'inégalités peut en engendrer d'autres, notamment, les inégalités liées à la stratification résidentielle. La LOLF insiste ainsi parmi les objectifs de la politique de la ville, sur la nécessité d'assurer « l'équité sociale et territoriale », s'appuyant notamment sur un indicateur d'évolution des « chances de réussite scolaire » des élèves habitant en Zone Urbaine Sensible⁴. Ce deuxième type d'inégalités est lié au premier, dans la mesure où d'inégales conditions de logement, et en particulier la concentration des populations défavorisées dans certains quartiers, peuvent engendrer des effets de pairs négatifs et affecter non seulement leurs chances de réussite scolaire, mais aussi leur insertion sur le marché du travail.

Les inégalités de patrimoine immobilier. Il existe un dernier type d'inégalités lié au fait que le logement est un bien durable, et que l'achat du logement permet la

²C'est-à-dire la part des dépenses de logement par rapport au revenu de ménages.

³Voir le programme 109 concernant l'aide à l'accès au logement, dans le Rapport Annuel de Performance (RAP) de la loi de finances pour 2006 pour la Ville et le Logement : [http : //www.per formance – publique.gouv.fr/cout_politique/loi_finances/2007/politiques_publiques.htm](http://www.performance-publique.gouv.fr/cout_politique/loi_finances/2007/politiques_publiques.htm)

⁴Voir le programme 147 du RAP 2006.

constitution d'un patrimoine. La résidence principale est d'ailleurs souvent la première source de patrimoine des ménages et les actifs immobiliers représentent plus de 50% du patrimoine total des ménages⁵. La récente flambée des prix immobiliers, qui a entraîné une nette augmentation de la valorisation des actifs des propriétaires, a alimenté le débat sur les inégalités de patrimoine et sur la difficulté des ménages les plus modestes à accéder à la propriété. Nous n'étudierons pas ici ce type d'inégalités, car la réduction de celles-ci ne constitue pas un objectif de la politique du logement et de la ville à proprement parler. Il faut cependant souligner que les mesures telles que les déductions des intérêts d'emprunt, qui encouragent la propriété au détriment de la location, peuvent modifier les comportements d'épargne et avoir un impact sur la constitution d'un patrimoine immobilier.

Les contributions de cette thèse.

Cette thèse s'organise donc en deux grandes parties. La première partie se concentre sur l'évaluation des politiques du logement au regard de leur objectif de maîtrise des dépenses des ménages modestes pour ce bien. Nous étudions d'abord l'évolution des inégalités face au coût du logement depuis les années 1950, avant d'analyser l'efficacité des aides à la personne, qui représentent aujourd'hui près de la moitié des sommes consacrées par l'État pour le logement. La deuxième partie s'intéresse au lien entre marchés immobiliers, stratification résidentielle et réussite scolaire. Nous apportons des éléments théoriques et empiriques pour comprendre comment les marchés immobiliers, en interaction avec les politiques de sectorisation scolaire, contribuent à créer et à renforcer les inégalités résidentielles et éducatives.

⁵Les actifs immobiliers représentent environ 60% du patrimoine des ménages (Cordier, Houdré et Rougerie (2006)), mais les fluctuations du prix des actifs financiers et immobiliers contribuent à faire varier la part de l'immobilier dans le patrimoine des ménages entre 55% et plus de deux tiers.

Partie I : Les politiques publiques face aux inégalités de logement

Le chapitre 2 montre que les inégalités face au logement se sont transformées depuis les années 1950. Au sortir de la guerre, le logement était un bien relativement rare, de qualité médiocre, mais peu coûteux pour les ménages. En soixante ans, la qualité des logements et leur confort se sont considérablement améliorés mais les prix immobiliers et les loyers ont aussi fortement augmenté. Nous mettons en évidence que l'évolution des dépenses de logement n'a pas été uniforme au sein de la population. D'une part, ce sont les ménages les plus riches qui, tout en consacrant une part de leur budget au logement relativement faible par rapport aux autres ménages, ont accédé le plus facilement à la propriété. D'autre part, les ménages à bas revenus, qui sont de plus en plus souvent locataires, n'ont pas tous pu accéder à un logement social. Ainsi, les inégalités se sont creusées au sein de ces ménages, entre ceux qui peuvent bénéficier d'un logement H.L.M. et ceux qui doivent se loger dans le secteur libre. Les fortes hausses de loyer supportées par les ménages à bas revenus locataires du secteur libre conduisent à s'interroger sur l'effet inflationniste des aides à la personne, qui sont devenues l'instrument majeur de la politique du logement depuis la réforme de 1977.

Le chapitre 3 étudie plus précisément la question de l'efficacité des aides à la personne par rapport aux autres types d'aides au logement mais aussi par rapport à un transfert de revenu, puis se concentre sur la question de l'incidence de ces allocations.

L'objet du chapitre 4 est d'évaluer empiriquement l'impact des aides à la personne sur l'augmentation des loyers des ménages à bas revenus. La réforme de l'extension des aides du début des années 1990 constitue une expérience naturelle qui permet d'isoler les effets des allocations logement, car elle n'a concerné que certains types de ménages. Ainsi, la comparaison en double différence de l'évolution des loyers des ménages à bas revenus bénéficiaires de la réforme et de celle des ménages qui n'ont pas été affectés permet d'identifier les effets de la réforme pour les ménages concernés.

Pour mener à bien cette analyse, nous exploitons l'ensemble des vagues successives de l'Enquête Logement de l'INSEE depuis 1973 jusqu'à 2002. À partir de ces données, nous montrons que les aides sont largement responsables de la hausse du loyer au mètre carré des ménages à bas revenus. D'après les estimations obtenues, entre 50% et 80% des allocations logement perçues par ces ménages auraient été absorbées par les augmentations de leurs loyers. Si ces allocations ont pu entraîner une certaine amélioration du confort de l'habitat, cet effet semble bien trop faible pour suffire à expliquer la hausse des loyers. La hausse de la demande des locataires provoquée par les aides semble s'être heurtée à une offre de logement trop inélastique de la part des bailleurs, entraînant ainsi une forte hausse des loyers. Cet effet a pu être renforcé par l'arrivée massive des étudiants sur le marché du logement à la suite de la réforme de ces aides.

Partie II : Politiques de sectorisation scolaire, marchés immobiliers et ségrégation résidentielle⁶

Cette deuxième partie prend en compte d'autres types d'inégalités liées à la répartition différenciée des logements sur le territoire. Elle se concentre sur l'étude des mécanismes par lesquels les marchés immobiliers créent de la ségrégation scolaire. Il s'agit non seulement d'étudier empiriquement l'existence d'un lien entre qualité des écoles et prix immobiliers, mais aussi d'étudier l'impact des politiques scolaires visant à réduire les inégalités entre les écoles, tout en prenant en compte les interactions entre choix scolaires et choix résidentiels.

Le chapitre 5 présente la littérature théorique qui étudie le lien entre les politiques de sectorisation, la stratification résidentielle et les inégalités scolaires. Depuis le modèle de Bénabou (1993) qui introduit des effets de pairs dans l'éducation, des modèles se sont développés pour examiner de façon plus précise l'impact des différents types d'organisation scolaire, en particulier en matière de sectorisation, sur la stratification résidentielle et sur la composition des écoles ainsi que ses conséquences sur

⁶Cette partie a été co-écrite avec Julien Grenet.

les performances scolaires des élèves (Nechyba (1999), (2000), (2003), Epple and Romano (2003), Rothstein (2006)). Ces modèles permettent de simuler l'impact de politiques telles que les « school vouchers », qui sont actuellement expérimentées dans certains États américains. De ce point de vue, les spécificités du système scolaire français, qui n'ont jamais été étudiées, méritent une analyse particulière. Un modèle théorique adapté à ce système, qui prend en compte la coexistence d'un secteur public financé au niveau national et d'un secteur privé subventionné, est ensuite développé, à partir des modèles proposés par Nechyba et Rothstein. Les solutions de ce modèle ne sont pas calculables analytiquement, et les simulations du chapitre 7, calibrées à partir du travail empirique du chapitre 6, sont nécessaires pour analyser l'impact de différentes politiques scolaires en termes de stratification résidentielle et d'inégalités en matière d'éducation.

Le chapitre 6 est consacré à l'estimation de l'impact du niveau des collèges sur les prix des logements à Paris. Plus précisément, nous estimons la disponibilité à payer des ménages pour une meilleure école, qui est un paramètre crucial pour la calibration de modèles de politiques de sectorisation scolaire. Nous mesurons l'impact du niveau des collèges sur les prix immobiliers à Paris en exploitant les données des transactions immobilières d'appartements anciens sur la période 1997-2003 récoltés par les Notaires de Paris et d'Île-de-France. L'étude a également nécessité l'appariement de ces données avec une base que nous avons constituée à partir des sectorisations successives de l'Académie de Paris depuis 1997 couplée avec des données sur les caractéristiques des collèges.

L'estimation de ce paramètre est compliquée par le problème d'endogénéité du choix de l'école, les bons établissements étant en général situés dans les quartiers les plus recherchés. Pour résoudre ce problème d'endogénéité, nous utilisons une méthode de matching. Nous améliorons ainsi la technique de Black (1999), qui consiste à se restreindre aux transactions situées près des limites de secteur, pour comparer les ventes de part et d'autre des frontières de sectorisation. Nous obtenons qu'une augmentation d'un écart-type du niveau d'un collège (mesuré par la moyenne des résultats aux examens terminaux du diplôme national du brevet) entraîne une augmentation des prix

immobiliers d'environ 2%. Les différences de niveaux entre les collèges pourraient ainsi expliquer 7% du différentiel de prix entre les secteurs scolaires à Paris. Ces résultats sont du même ordre de grandeur que les estimations réalisées sur données américaines et anglaises pour les écoles primaires (Black (1999), Figlio et Lucas (2004), Gibbons et Machin (2003)) et confirment les premières estimations proposées par Gravel, Tranroy et Michelangeli (2006) sur la région parisienne.

Enfin, nous exploitons la forte présence du secteur privé sous contrat à Paris, qui scolarise près d'un tiers des collégiens, pour analyser dans quelle mesure le secteur privé affecte les choix scolaires des ménages. Nous testons ainsi la prédiction que le secteur privé devrait contribuer à atténuer l'impact de la qualité des écoles publiques sur le prix immobiliers, avancée par les modèles d'équilibre général. Nos résultats empiriques confirment ces prédictions : il apparaît que la présence d'écoles privées dans le quartier, qui élargit l'offre éducative, entraîne une diminution de la capitalisation du niveau des écoles publiques dans les prix immobiliers.

Le chapitre 7 est consacré aux simulations réalisées à partir du modèle théorique, pour étudier l'impact de la mise en place de différentes politiques de sectorisation scolaire sur l'inégalité au sein des écoles. Nous analysons d'une part l'impact d'une suppression de la carte scolaire, et d'autre part celui d'une politique consistant à maintenir la carte scolaire tout en redessinant les zones, de façon à homogénéiser la composition des écoles. Nous utilisons notre travail empirique afin de calibrer le modèle théorique sur les données parisiennes. Nos simulations suggèrent qu'en l'absence d'écoles privées, le redécoupage des zones est beaucoup plus profitable aux élèves défavorisés qu'une suppression de la carte scolaire, qui entraîne dans notre modèle une stratification totale des écoles selon le niveau des élèves. Cependant, les réactions des parents à la mise en place de la carte scolaire réduisent de façon sensible le niveau de mixité originellement visé par cette politique. De plus, l'introduction d'écoles privées change fortement les effets d'une telle réforme. En effet, les modifications de la carte scolaire entraînent une fuite des élèves les plus aisés dans le privé, qui conduit à une diminution du niveau dans les écoles publiques et annule les effets bénéfiques de cette politique pour les enfants les plus défavorisés. Nous discutons enfin l'impact des

différents paramètres du modèle sur ces résultats, et les limites de notre modélisation.

Le chapitre 8 conclut cette thèse en rappelant les apports de ces travaux mais évoquant aussi leurs limites et les perspectives de recherche qu'ils ouvrent.

Première partie

LES POLITIQUES PUBLIQUES FACE AUX INÉGALITÉS DU LOGEMENT

Cette partie est consacrée à l'évaluation des politiques du logement au regard de leur objectif d'aider les ménages modestes à se loger dans des conditions financières qui leur sont supportables.

Le Chapitre 2 présente d'abord un panorama des évolutions du logement en France depuis les années 1950 en détaillant l'action des pouvoirs publics dans ce domaine. Il met en évidence une forte augmentation de la qualité mais aussi du prix du logement. Il montre également que l'augmentation des dépenses de logement a été inégalement répartie au sein de la population. D'une part les ménages les plus aisés sont de plus en plus propriétaires non accédants et consacrent de fait une part relativement minime de leurs revenus au logement. D'autre part, au sein des ménages les plus modestes, qui sont de plus en plus locataires, les disparités se sont creusées entre ceux qui bénéficient d'un logement social et ceux qui louent leur logement dans le secteur libre. Les hausses très fortes de loyers supportées par ces derniers suggèrent que les aides à la personne, qui se sont généralisées, ont pu avoir un effet inflationniste.

Le Chapitre 3 analyse plus précisément l'incidence des aides à la personne tout en discutant brièvement des autres mesures de politique du logement. Il montre que toutes ces mesures, dont les justifications économiques sont limitées, ont toutes des effets distorsifs sur le marché immobilier. En particulier, l'efficacité des aides à la personne dépend de la réaction des offreurs à la hausse de la demande.

Le Chapitre 4 propose une estimation de l'incidence des aides au logement en France en exploitant la réforme qui a généralisé les aides à la personne au début des années 1990. Les estimations montrent qu'entre 50 et 80 % des aides ont été captées par les propriétaires sous la forme d'une hausse des loyers. Si ces allocations ont pu entraîner une certaine augmentation du confort de l'habitat, cet effet semble trop faible pour suffire à expliquer la hausse des loyers, du moins à partir des mesures possibles à partir des enquêtes logement. L'effet inflationniste des aides a pu être

renforcé par l'arrivée massive des étudiants sur le marché du logement suite à la réforme de ces aides.

Chapitre 2

Les inégalités face au coût du logement et leur évolution depuis les années 1950

Les conditions de logement ont profondément évolué depuis les années 1950. A un logement très bon marché mais de qualité très médiocre s'est, au fil des différentes politiques du logement, substitué un habitat beaucoup plus confortable, mais également plus onéreux.

Les politiques du logement ont sans aucun doute joué un rôle significatif dans cette évolution. En effet, la relative libéralisation des loyers d'une part, qui a rendu l'investissement immobilier à nouveau attractif, et l'investissement massif de l'État dans la construction d'autre part, ont fortement contribué à l'accroissement du parc de logements et à l'amélioration de la qualité de l'habitat. Cependant, la hausse du prix du logement entraînée par cette amélioration a motivé une intervention de plus en plus importante des pouvoirs publics auprès des ménages modestes. Ainsi, la politique du logement a également visé, en développant le logement social et les aides à la personne, à assurer aux ménages modestes la possibilité d'accéder à des logements plus confortables.

La politique du logement a incontestablement permis l'augmentation du parc et l'amélioration de sa qualité. Toutefois, une première analyse descriptive des statuts

d'occupation et des dépenses consacrées au logement par les ménages selon leur niveau de revenu montre que, malgré l'aide des pouvoirs publics, une forme particulière d'inégalités face à ce bien nécessaire s'est développée : le coût du logement a augmenté plus rapidement pour les ménages modestes que pour les ménages plus aisés.

Après une description rapide des évolutions générales des conditions et des coûts de logement depuis les années 1950, qui précise notamment l'augmentation du parc et l'amélioration de sa qualité, ce chapitre présente l'évolution de la politique du logement. Enfin, l'analyse des dépenses de logement des ménages permet de dresser un premier bilan de l'action des pouvoirs publics pour le logement des plus modestes.

2.1 Evolution générale des conditions de logement depuis les années 1950

Au sortir de la guerre, le logement est un bien relativement rare, de qualité médiocre mais peu coûteux. En effet, comme le note Jean Fourastié (cité par Piketty (2001)) : « *En 1948, le loyer légal était tombé, pour le français moyen, en dessous de sa dépense de tabac* ». Cette chute du niveau relatif des loyers s'explique en partie par l'inflation déclenchée en 1936, qui se prolonge pendant les années de guerre et s'accélère ensuite, et par la réglementation sur les loyers. Elle pourrait expliquer aussi que les français soient à l'époque majoritairement locataires. La faiblesse de la rentabilité de l'immobilier a également limité la construction et l'amélioration des logements, de sorte que le confort des logements est bien souvent minimal.

2.1.1 Amélioration du confort et augmentation des prix

Ainsi, le recensement de 1954 met en évidence la vétusté des logements : moins de 10,4% des logements sont alors équipés d'une baignoire ou une douche, et seuls 26,6% des ménages déclarent disposer de toilettes à l'intérieur du logement (cf. Tableau 2.1). Les logements avec installations sanitaires, toilettes et chauffage central ne représentent finalement que 5,6% de l'ensemble des logements à cette date. Dans ce contexte, la qualité des logements, disposant du « confort moderne », détermine

les écarts de prix. Ainsi, le loyer des logements HLM est en moyenne plus élevé que le loyer pratiqué dans les autres secteurs de location, car les logements HLM, plus récents, offrent aussi en moyenne un confort bien meilleur. D'après l'enquête logement de 1955 sur la population non agricole¹, le loyer trimestriel moyen en H.L.M est alors de 12 500 anciens francs, près de deux fois plus que le loyer trimestriel moyen qui s'élève à 6 800 francs (les logements HLM représentent alors seulement 4,4% de l'ensemble des locataires d'un local loué vide).

TAB. 2.1 – Évolution du confort sanitaire des résidences principales, 1954-2004

Proportion de logement avec :	1954	1962	1968	1975	1982	1990	2004
Baignoire ou douche	10,4%	28,9%	47,5%	70,3%	84,7%	93,4%	98,4%
W.-C. intérieur	26,6%	40,5%	54,8%	73,8%	85,0%	93,5%	98,3%

SOURCE : INSEE, Recensement - Tiré de Jacquot (2006), tableau 6, p. 471.

Le problème du surpeuplement est aussi une préoccupation majeure des pouvoirs publics. Le tableau 2.2 montre ainsi qu'en 1954, le nombre de pièces par logement est en moyenne inférieur au nombre de personnes.

TAB. 2.2 – Évolution des conditions d'occupation des logements, 1954-2004

	1954	1962	1968	1975	1982	1990	2004
Nombre de ménages en milliers	13418	14588	15763	17745	19589	21542	25419
Nombre de personnes par ménage	3,06	3,10	3,06	2,88	2,70	2,57	2,31
Nombre de pièce par personne	0,96	0,99	1,08	1,20	1,35	1,47	1,72
Nombre de pièces par logement	2,95	3,08	3,29	3,47	3,65	3,8	3,99

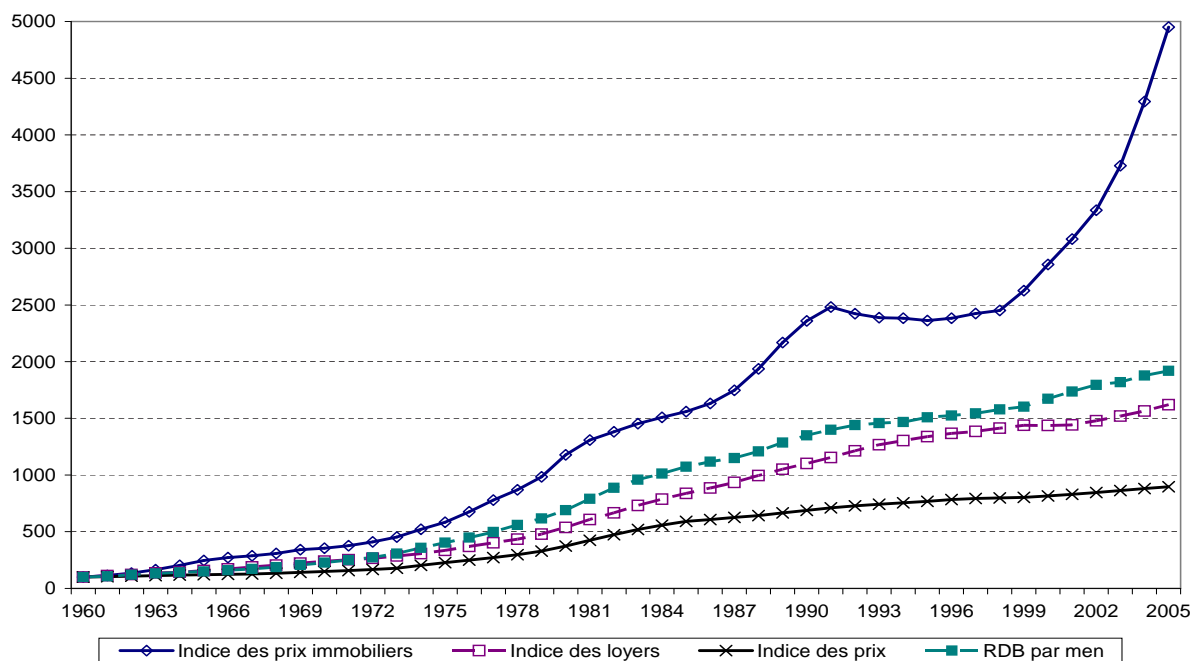
SOURCE : INSEE, Recensement - Tiré de Jacquot (2006), tableau 4, p. 470.

Au cours des décennies suivantes, la situation évolue profondément. La construction de nouveaux logements et la réhabilitation des logements anciens, qui entraîne l'amélioration de la qualité du parc, s'accompagnent d'une forte augmentation des loyers et du prix des logements. Le graphique 2.1 compare, depuis 1960, l'évolution des

¹Les chiffres cités sont tirés d'une étude de M. Bertaud publiée dans la revue *Etudes Statistiques de l'Insee* (1957).

indices des prix des logements anciens et des loyers à celle de l'indice général des prix. On constate que les prix des logements anciens² et des loyers ont augmenté beaucoup plus rapidement que l'indice général des prix sur la période. Même si l'on ne tient pas compte de la flambée de ces dernières années, on constate que prix immobiliers ont connu une très forte augmentation depuis les années 1980. Les loyers ont augmenté un peu moins rapidement que le revenu disponible brut par ménage, mais comme nous le verrons plus loin, la part du logement dans le budget des ménages locataires a cependant augmenté. On peut avancer deux explications à cette évolution : d'une part les ménages consomment en moyenne des logements plus grands et de meilleure qualité et d'autre part, le revenu des ménages locataires a moins augmenté que celui des propriétaires.

FIG. 2.1 – Evolution du prix du logement par rapport à l'indice des prix et du revenu disponible des ménages, 1960-2005 (base 100 en 1960)



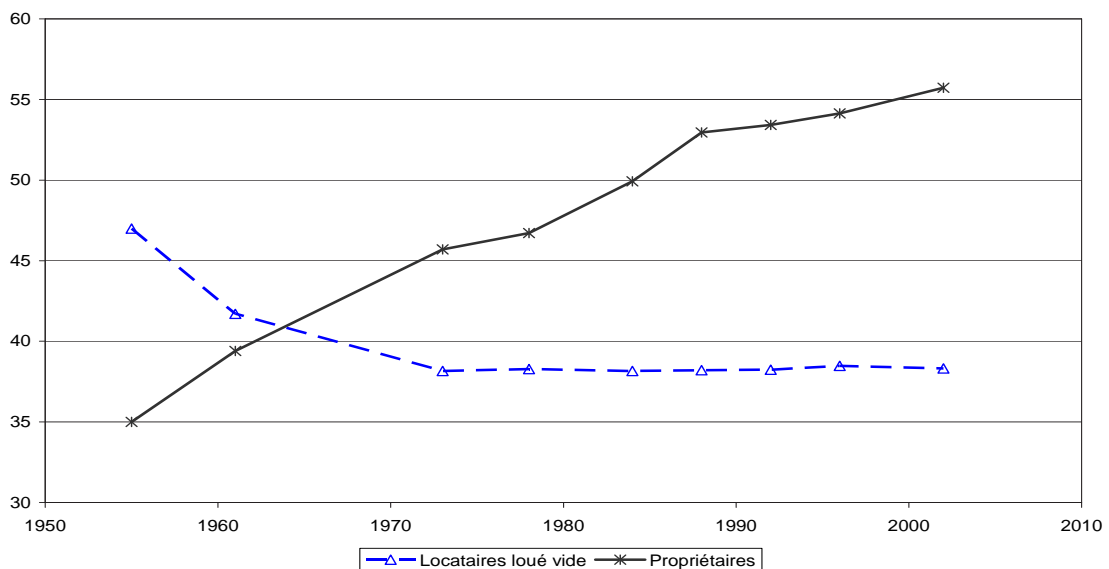
SOURCE : Voir Annexe A, « Annexe - Chapitre II ».

²Cette série a été calculée par Jacques Friggit à partir de la base de données des Notaires, en exploitant les informations sur le prix du logement lors de la transaction précédente, permettant de remonter de façon fiable jusqu'aux années 1960. Pour plus de détails, voir les annexes.

2.1.2 Vers une France de propriétaires

Cependant, la hausse du coût du logement n'affecte pas tous les ménages de la même façon. En effet, le statut d'occupation introduit une forte hétérogénéité dans la situation des ménages, entre les propriétaires non accédants, qui s'acquittent d'une dépense minimale, et les locataires ou les accédants à la propriété, pour qui les dépenses de logements représentent actuellement le premier poste de consommation. Or le pourcentage de ménages propriétaires a fortement augmenté sur la période, passant de 35,5% en 1954 à 56% en 2002. Parallèlement, la part des ménages locataires (logement loué vide) a baissé, comme le montre le graphique 2.2, pour se stabiliser autour de 38%. Le statut de propriétaire a aussi remplacé des statuts minoritaires, mais qui étaient relativement importants dans les années 1950 comme le logement par l'employeur (à titre le plus souvent gratuit), le logement à titre gracieux ou encore des statuts de location tels que le logement en hôtel, meublé ou garni.

FIG. 2.2 – Evolution de la proportion de propriétaires et de locataires de la population non agricole, 1955-2003 (en %)



SOURCE : Enquête Nationale sur le Logement.

Depuis 1973, la part des locataires du secteur libre reste relativement stable aux alentours de 21-22% des ménages, comme le montre le tableau 2.3. L'augmentation de la part du secteur HLM, qui loge 15,6% des ménages en 2002 contre 11,3% en 1973

et 2% en 1955³, compense la baisse de la proportion de locataires soumis au régime de la loi de 1948.

TAB. 2.3 – Évolution du statut des ménages, 1973-2002

	1973	1978	1984	1988	1992	1996	2002
Propriétaire non accédant	28,2%	26,8%	26,3%	27,4%	30,3%	32,0%	35,0%
Propriétaire accédant	17,4%	19,9%	24,4%	26,1%	23,5%	22,3%	21,0%
Locataire HLM	11,3%	13,3%	14,6%	15,0%	15,3%	15,7%	15,6%
Locataire loi 1948	6,6%	5,0%	3,5%	2,5%	2,0%	1,4%	1,0%
Autre locataire loué vide	22,7%	22,7%	20,9%	19,8%	20,4%	21,0%	21,3%
Autre statut	13,8%	12,3%	10,4%	9,2%	8,5%	7,6%	6,1%

SOURCE : Calculs de l'auteur d'après les enquêtes Logement de 1973 à 2002 - INSEE.

Depuis les années 1950, les conditions de logement ont donc été marquées par des évolutions importantes. On constate une nette amélioration des conditions de confort, qui s'est accompagnée d'une augmentation elle-même considérable du prix du logement. De plus, pendant ces cinquante dernières années, les Français sont devenus majoritairement propriétaires.

Ces évolutions s'expliquent en partie par l'action des pouvoirs publics, qui a profondément modifié le fonctionnement du marché du logement. La libéralisation des loyers a en effet permis une reprise de l'investissement immobilier privé, complétée par la construction subventionnée. La présentation des grandes étapes de la politique du logement montre aussi que l'augmentation des prix a conduit les pouvoirs publics à orienter sa politique vers le logement des ménages modestes.

2.2 Historique de la politique du logement en France

L'intervention de l'État en matière de logement s'est développée massivement à partir de la fin de la Seconde Guerre Mondiale. Jusqu'à cette date, la politique en matière de logement (hormis la loi Loucheur en 1928 qui prévoit notamment la

³Ce dernier chiffre est calculé à partir des données de M. Bertaud (op.cit) sur la population non agricole, et représente donc une borne supérieure à la proportion de HLM dans l'ensemble des logements à cette époque.

construction de 200 000 Habitations à Bon Marché) s'est essentiellement résumée à une mesure : le blocage des loyers. Au sortir de la guerre et après 30 ans d'une telle politique, la pénurie de logement, causée par le retard accumulé de la construction dans l'Entre-deux-Guerres et les destructions lors de la Seconde Guerre Mondiale, est criante. Les logements existants, comme nous l'avons déjà montré, ont un niveau de confort relativement faible. De plus, la pénurie de logement affecte avant tout les jeunes ménages, en particulier les ménages à bas revenus, et les nouveaux migrants, qui sont obligés pour certains de se loger dans des hôtels, voire des habitations provisoires.

Dès lors, la politique du logement va consister à lever progressivement le blocage des loyers et à aider la construction, pour encourager l'offre, tout développant des dispositifs pour limiter la hausse du coût du logement pour les ménages modestes afin de les aider à se loger dans des conditions décentes.

2.2.1 La relative libéralisation des loyers

La loi du 1^{er} septembre 1948 avait déjà permis de lever en partie le contrôle des loyers pour les nouvelles constructions et les nouveaux locataires⁴. Après une période de relative liberté des loyers, les lois Quillot du 22 mars 1982, Méhaignerie du 23 décembre 1986 et Mermaz-Malandrin du 6 juillet 1989 fixent le régime qui est encore en cours aujourd'hui. La hausse des loyers est encadrée par la croissance d'un indice défini par l'État⁵. La fixation libre des loyers n'est possible qu'au moment de la mise sur le marché du logement ou lors d'un changement de locataire. Même si la libéralisation des loyers reste aujourd'hui encore partielle, elle a cependant entraîné une forte hausse des dépenses de logement. En effet, la part du loyer dans le revenu

⁴La loi du 1^{er} septembre 1948 établit ainsi une classification des logements selon leurs caractéristiques et le loyer est fixé selon la « surface corrigée » les barèmes étant fixés par l'Etat. Pour un commentaire des principales mesures de la loi de 1948, voir la section Legislation de la revue Population (1948).

⁵L'indice de référence qui était à l'origine l'indice du coût de la construction, a été remplacé à partir du 1er janvier 2006 par l'indice de référence des loyers. Ce nouvel indice est constitué pour 60 % de l'indice des prix à la consommation hors tabac et hors loyers, pour 20 % de l'indice du coût de la construction, et pour 20 % de l'indice des prix des travaux d'entretien et d'amélioration du logement. L'objectif de ce nouvel indice est de lisser les variations de l'indice du coût de la construction.

d'un ménage ouvrier parisien était passée de 16% en 1914 à moins de 2% en 1948 (cf. Taffin (1993)). Le taux d'effort est ensuite remonté pour atteindre 11% en 1973 puis 18% en 2002 pour les ménages locataires (aides déduites), un niveau relativement proche de celui du début du siècle. Cette relative libéralisation des loyers s'accompagne d'une politique d'aide aux ménages qui ont des difficultés à se loger. Ainsi, c'est précisément la loi de 1948 qui crée la première allocation de logement destinée aux familles modestes. L'objectif de l'aide est alors clairement paternaliste : il s'agit d'aider les familles qui n'ont pas jusqu'alors beaucoup dépensé pour le logement à se loger dans des conditions acceptables de confort.

2.2.2 Les aides à la construction

Cependant, jusqu'aux années 1970, l'intervention de l'État s'est essentiellement effectuée sous la forme d'aides à la pierre, avec la mise en place dans les années 1950 d'un ensemble de mesures pour assurer le financement public de la construction d'un parc locatif social, dans une période de rareté des capitaux. Un premier désengagement de l'État s'observe entre les années 1965 et 1975, avec l'ouverture sur un financement bancaire d'origine privée pour compléter les prêts publics ainsi que des efforts pour favoriser le développement d'un secteur libre ou encore l'accession à la propriété avec la mise en place des comptes puis des plans d'épargne logement. Durant cette période, les allocations de logement concernent une minorité de ménages, essentiellement des familles avec enfants (Allocation de Logement Familiale) et des personnes âgées (Allocation de Logement Sociale).

Les aides pour les ménages accédants ont également joué un rôle important dans la construction, dans la mesure où elles sont uniquement distribuées pour la construction ou l'achat d'un appartement neuf⁶.

Au premières primes à la construction, se sont substitués peu à peu les prêts aidés, notamment le prêt à la propriété puis le prêt à « taux zéro ». Lors de la création du prêt à la propriété (PAP) en 1977, uniquement distribué par le Crédit foncier, un peu

⁶Certaines d'entre elles sont aussi attribuées pour l'achat d'un logement ancien à la condition d'y faire des travaux conséquents.

moins de deux tiers des Français pouvait y prétendre. Cette mesure a connu un grand succès, puisque, de 1977 à l'avènement du prêt à « taux 0 », le 1^{er} octobre 1995, 1 300 000 prêts ont été attribués⁷. Le prêt à « taux 0 », accessible pour la construction ou l'achat d'un logement neuf, mais aussi plus récemment pour celui d'un logement ancien à la condition d'y faire des travaux, marque une nette banalisation de ce type d'aides, dans la mesure où la grande majorité des banques le propose.

De plus, les propriétaires bénéficient aussi d'aides à la personnes le plus souvent pour la construction ou l'achat d'un logement neuf. Cependant, il apparaît de manière très nette que la grande majorité des aides à la personne, principal outil de la politique du logement, s'adresse aux locataires.

2.2.3 L'importance croissante des aides à la personne

Le tournant majeur de la politique de l'Etat en matière de logement s'effectue avec la réforme de 1977 menée sous le gouvernement Barre⁸. Suite à cette réforme, l'aide à la pierre diminue fortement, remplacée par l'aide à la personne, avec en particulier la création de l'aide personnalisée au logement (APL), l'objectif étant d'inverser la proportion entre les deux types d'aides : un tiers d'aide à la pierre maintenu et deux tiers d'aide à la personne. Ce changement de politique correspond à une volonté de l'État de se désengager de l'intervention directe en matière de logement et de laisser jouer les mécanismes du marché. L'efficacité des aides à la pierre est en effet remise en cause sur plusieurs points, en particulier sur la qualité des logements construits, mais aussi sur la réalisation de l'objectif de logement des ménages modestes. Les aides à la personne sont privilégiées dans l'optique de mieux cibler les dépenses.

Les aides au logement n'ont cessé de s'étendre depuis à différentes catégories de personnes. Le principe d'universalité de l'aide s'est progressivement affirmé, d'abord avec l'aide personnalisée au logement, dont l'attribution n'est pas liée aux caractéristiques des ménages (autres que les revenus), mais dépend du conventionnement du logement. L'extension des aides personnelles à l'ensemble de la population a été réalisée au début

⁷Voir Edou (1996), p.64

⁸Pour un résumé de la politique du logement depuis les années 50 ainsi que l'exposé des enjeux et des objectifs de la réforme de 1977, voir Granelle (1998).

des années 1990, avec la reconnaissance du droit à l'allocation de logement sociale (ALS) pour toute personne non couverte par une autre aide au logement, sur critère de revenu mais sans autre condition particulière⁹. Le bouclage des aides s'est fait en plusieurs étapes, en commençant par l'Île-de-France en 1991, puis les agglomérations de plus de 100 000 habitants en 1992. En 1993, le bouclage des aides était réalisé sur l'ensemble du territoire. L'extension des aides a conduit à une forte augmentation du nombre de bénéficiaires entre 1991 et 1993.

2.2.4 La politique du logement actuelle

La politique du logement représente aujourd'hui une part importante des dépenses de l'État (environ 1,5 points de PIB), et les sommes consacrées à ce titre croissent de façon régulière.

Les aides à la personne constituent actuellement le principal poste budgétaire de la politique du logement. Ainsi en 2005, elles ont représenté environ 13,8 milliards d'euros, soit près des trois quarts des aides réellement versées pour le logement et la moitié du total des aides conférées pour ce bien (soit 27,8 milliards d'euros, si on inclut les avantages fiscaux). Les subventions aux producteurs de logement (les aides à la pierre) représentent 4,5 milliards d'euros. Le reste des aides correspond à des avantages de taux, (prêts aux constructeurs ou prêts aux particuliers, comme les prêts à « taux zéro »), et à des avantages fiscaux, correspondant essentiellement au taux de TVA réduit à 5,5% pour les travaux effectués dans les logements de plus de deux ans.

La politique du logement est aujourd'hui inscrite dans une problématique plus vaste, de la politique de la ville qui s'est développée à la fin des années 1980 pour apporter des réponses au « problème urbain ». Si la politique du logement est désormais conçue conjointement avec la politique de la ville, c'est notamment parce l'échec du logement social des années 1960 est l'une des causes principales¹⁰ du « mal des banlieues ». Signe de progrès, perçus, dans le courant des années 1960, comme un moyen

⁹En 1988, un premier bouclage des aides à la personne dans le parc locatif social avait étendu le champ des APL en facilitant le conventionnement des logements (conventionnement sans travaux).

¹⁰Voir l'article de Sophie Body-Gendrot (dir.), p. 277

d'ascension et de mixité sociales, ces logements sociaux, souvent éloignés des centres-villes, ont finalement été largement décriés et tenus pour responsables de l'isolement et de la stigmatisation de leurs habitants.

L'inscription dans la politique de la ville de la politique du logement permet de rendre compte des limites de cette dernière. Les aides à la personnes ont pris une importance croissante étant données les critiques adressées aux aides à la construction. Cependant, si ces aides ont indiscutablement permis le renouvellement du parc de logement, sa rénovation et la banalisation d'un niveau de confort satisfaisant, il apparaît que la politique du logement ne semble pas être parvenue à limiter les dépenses de logement des ménages les plus modestes. En effet, l'analyse montre une augmentation plus forte du coût du logement pour les ménages modestes que pour les autres ménages.

2.3 Mesure de l'effort consenti par les ménages pour le logement

2.3.1 Problèmes méthodologiques

La nature fondamentalement différente des dépenses de logement des locataires et des propriétaires accédants et non accédants rend le calcul de la part de ces dépenses dans le budget des ménages relativement difficile. De ce fait, la part des dépenses de logement dans le budget des ménages varie fortement en fonction des choix comptables relatifs à la prise en compte de la consommation de logement.

Deux méthodes sont généralement utilisées pour comparer les dépenses de logement des différents types de ménages. La première repose sur l'indice des prix à la consommation (IPC), la seconde est celle de la comptabilité nationale qui considère que les propriétaires se versent un revenu fictif. Chacune de ces deux méthodes présentent des inconvénients importants.

L'inconvénient de l'approche fondée sur l'indice des prix à la consommation est qu'elle ne prend en compte que les locataires et ne permet donc aucune comparaison

avec les autres statuts d'occupation. Le fait que seules les dépenses des locataires entrent dans le calcul explique également la faiblesse de la part des dépenses de logement dans l'Indice des Prix à la Consommation qui est d'à peine 6%. Par convention, les dépenses d'investissement comme les remboursements d'emprunt des propriétaires accédants ne sont pas prises en compte dans le calcul de l'IPC¹¹.

A l'opposé, la méthode de la comptabilité nationale consiste à imputer aux propriétaires des loyers fictifs pour calculer les dépenses courantes correspondant aux services de logement consommés par les ménages. Avec cette méthode, les dépenses courantes de logement des ménages (qui comprennent outre les loyers réels et imputés, les dépenses d'énergie et les charges) ont représenté près de 22% de leur revenu disponible brut en 2005. Cependant, pas plus que la première méthode exposée, ce mode de calcul ne permet de rendre compte des dépenses effectivement consacrées au logement par les différents types de ménages.

Idéalement, pour pouvoir comparer les dépenses de logement des propriétaires et des locataires, il faudrait reconstituer cette dépense sur longue période en considérant pour les premiers, les sommes dépensées pour l'achat du logement et pour les seconds, les loyers payés sur l'ensemble de la période. Cependant, les données disponibles ne permettent de calculer ces grandeurs par décile de revenu que pour les ménages ayant accédé au logement dans les années 1970, ce qui restreint considérablement le champ de l'analyse. De plus, cette méthode conduit à prendre en compte pour les propriétaires non seulement la dépense de logement, mais aussi le coût de la constitution d'un patrimoine immobilier, alors que les flux de loyers des locataires correspondent uniquement à une consommation. Il faut alors faire des hypothèses sur les comportements d'épargne des locataires et des propriétaires pour pouvoir comparer la richesse accumulée en fonction du statut d'occupation et donc la rentabilité de l'accession à la propriété (voir par exemple l'étude du Service Économie, Statistique et prospective du Ministère de l'Équipement (2004), ou une étude sur données canadiennes depuis

¹¹Les méthodes de prise en compte du logement dans le calcul des indices des prix à la consommation varient d'ailleurs d'un pays à l'autre (cf. Lecat, 2003). L'indice de référence Eurostat est construit de la même manière que l'indice français, mais certains pays, comme le Royaume-Uni ou la Suède, prennent en compte les charges d'intérêts payés par les propriétaires accédants et d'autres comme l'Allemagne, les États-Unis ou les Pays-Bas imputent un loyer fictif. Certains pays (le Royaume-Uni et la Suède notamment) prennent de plus en compte la dépréciation du logement.

les années 70 (2007)).

Pour avoir une idée des dépenses de logement réellement payées par les ménages, l'approche retenue ici consiste à étudier les sommes réellement déboursées pour le logement, à savoir les loyers pour les locataires et les remboursements d'emprunts (capital et intérêts) pour les propriétaires accédants, qui correspondent à la charge financière brute¹². Pour prendre en compte les aides personnelles au logement, il faut aussi calculer la charge financière nette, qui représente les dépenses de logement après déduction des aides. Enfin le taux d'effort, qui rapporte la dépense de logement au revenu des ménages (aides au logement déduites) permet d'évaluer la part du revenu absorbée par les dépenses de logement. Ce dernier indicateur, qui permet de suivre l'évolution du poids du logement dans le budget des ménages, est celui qui est habituellement retenu par les pouvoirs publics pour estimer l'efficacité de la politique d'aide au logement (comme par exemple dans la LOLF). Laferrère et Le Blanc (2002) soulignent cependant les limites de ce concept, en particulier pour la comparaison des dépenses de logement entre ménages de revenus différents. En effet, il est normal que le taux d'effort baisse quand le revenu augmente si l'élasticité revenu du logement est comprise entre zéro et un, ce que suggèrent les estimations réalisées sur données américaines.

2.3.2 Les dépenses de logement des propriétaires

Pour calculer l'effort consenti par les propriétaires, il a été considéré que les propriétaires non accédants, au contraire des accédants, n'avaient pas de dépenses de logement. Cette hypothèse est simplificatrice et dans l'idéal, pour pouvoir comparer le coût du logement des propriétaires et des locataires, il faudrait reconstituer un coût d'usage du logement pour les propriétaires qui prenne en compte non seulement le coût de l'emprunt contracté pour l'achat du logement, mais aussi les coûts de maintenance, les taxes et le coût d'opportunité de détenir son capital en logement par rapport à un autre placement (et ce sur longue période). En pratique, il

¹²Les charges locatives et de copropriété ne sont donc pas prises en compte dans l'analyse. Ce choix a été dicté par l'absence de données sur les charges de copropriété dans les enquêtes logement les plus anciennes.

est très difficile de reconstituer les coûts d'usage des propriétaires sur l'ensemble de la période, par manque d'informations précises dans les enquêtes. De même, les remboursements d'emprunt des accédants présentés ici comprennent les remboursements d'intérêt et les remboursements du capital. Les chiffres présentés ici donnent donc des éléments descriptifs sur les sommes déboursées par les accédants et les locataires pour le logement, mais nous ne cherchons pas à comparer directement les coûts du logement des propriétaires et des locataires. En revanche, la comparaison, au sein de chaque groupe, de l'évolution des dépenses sur la période, permet de tirer des premiers éléments intéressants. A ce titre, l'analyse de l'évolution des différents statuts d'occupation est importante, car elle complète l'analyse en terme de dépenses.

L'augmentation du nombre de propriétaires différenciée selon le revenu

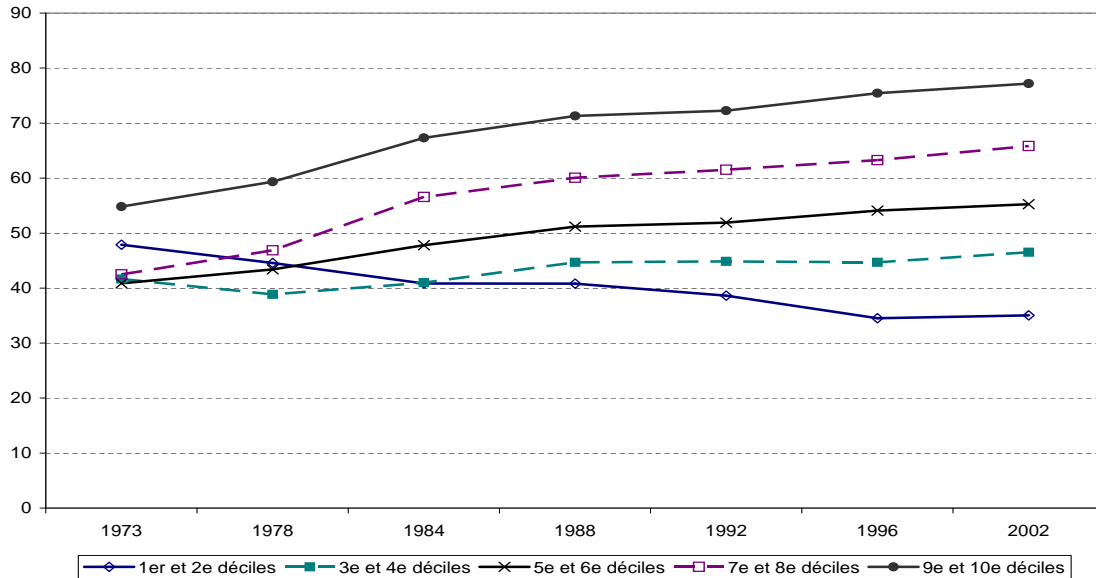
Comme nous l'avons déjà mentionné, le taux de propriétaires a fortement augmenté en France depuis les années 1950. Ce constat recouvre cependant des évolutions très différentes selon le revenu des ménages. En effet, les ménages les plus modestes sont de moins en moins propriétaires non accédants alors que les plus aisés le sont de plus en plus.

Le graphique 2.3 représente l'évolution du pourcentage de propriétaires en fonction du décile de revenu total du ménage depuis 1973¹³. L'évolution différenciée du statut de propriétaire est frappante pour les ménages des deux premiers et des deux derniers déciles de la distribution des revenus. Le pourcentage de propriétaires au sein des ménages les plus modestes baisse ainsi de 48% à 35% entre 1973 et 2002, alors qu'il augmente continûment au sein des ménages des deux derniers déciles, passant de 55% à 77% en 2002.

Cette baisse de la propriété au sein des ménages à bas revenus est due en partie à la modification de la composition sociodémographique de ces ménages entre 1973 et 2002, de plus en plus jeunes et citadins et donc généralement de moins en moins propriétaires de leur logement. Mais ces évolutions n'expliquent la totalité de cette baisse. Pour prendre en compte les effets de changement structurels de la population,

¹³Le tableau correspondant est en annexe, ainsi que les chiffres pour les déciles de revenu par unité de consommation, qui montrent des évolutions similaires.

FIG. 2.3 – Evolution de la proportion de propriétaires par décile de revenu total, ensemble des ménages, 1973-2002 (en %)



SOURCE : Calculs de l'auteur d'après les enquêtes Logement de 1973 à 2002 - INSEE.

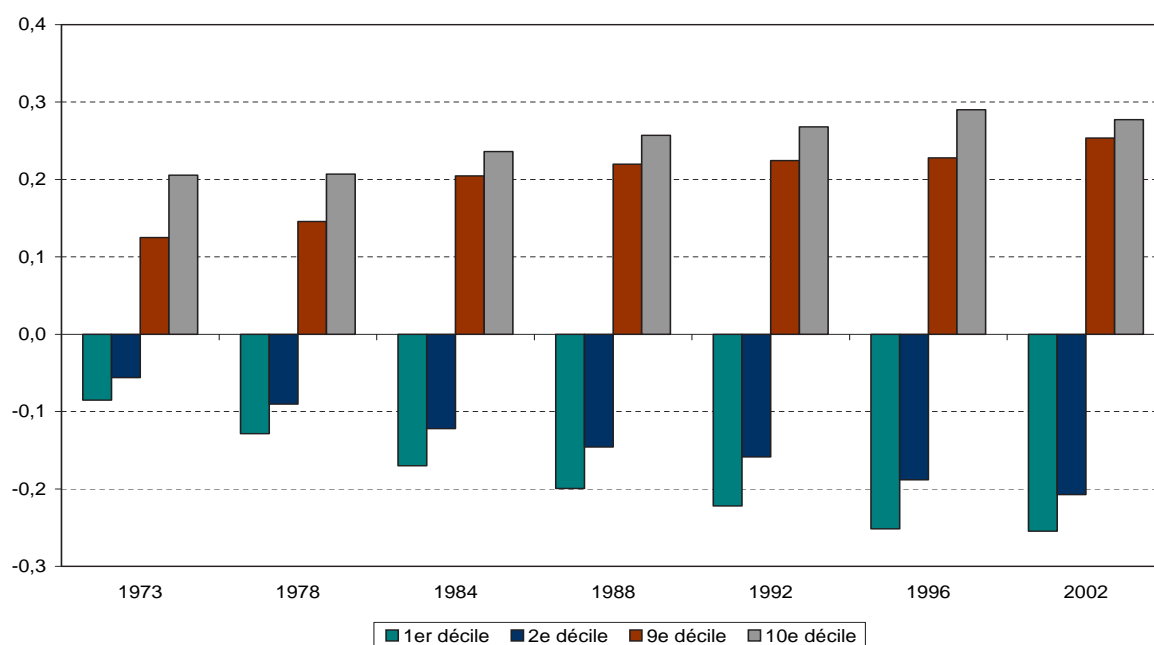
NOTE : Les déciles sont calculés sur le revenu total des ménages.

nous avons estimé pour chaque année d'enquête la probabilité d'être propriétaire avec un modèle logit avec pour variables explicatives le revenu (en déciles), l'âge de la personne de référence, la taille d'unité urbaine et la composition de la famille (nombre d'enfant et d'adultes)¹⁴. Le graphique 2.4 représente ainsi l'écart de la probabilité d'être propriétaire entre les ménages de certains déciles et les ménages de référence, couples sans enfant appartenant au 5^e décile, habitant dans une ville de moins de 100 000 habitants et dont la personne de référence est âgée de 40 à 49 ans. Il montre que toutes choses égales par ailleurs, les ménages du bas de la distribution sont de moins en moins propriétaires, alors que c'est l'inverse pour les ménages les plus aisés.

Les explications de cette évolution peuvent être de plusieurs ordres. Cette dernière peut en effet être due à une forte baisse de l'accession à la propriété au sein des ménages à bas revenu, ou bien refléter un appauvrissement relatif des ménages locataires par rapport aux ménages propriétaires. Le graphique 2.5 qui montre l'évolution de la part des accédants au sein des déciles de la distribution, tend à infirmer la première hypothèse. En effet, même si la part des accédants à la propriété au sein

¹⁴Les régressions sont présentées en annexe A, tableau A.4.

FIG. 2.4 – Probabilité d’être propriétaire : écart de points par rapport à la probabilité de référence des ménages du 5^e décile de la distribution des revenus



LECTURE DU TABLEAU : Toutes choses égales par ailleurs, les ménages du premier décile ont en 1973 une probabilité d’être propriétaires inférieure de 9 points aux couples sans enfants du 5^e décile de la distribution, dont la personne de référence est âgée de 40 à 49 ans résidant dans une unité urbaine de moins de 100000 habitants.

SOURCE : Calculs de l’auteur d’après les enquêtes Logement de 1973 à 2002 - INSEE.

des ménages les plus modestes reste faible sur toute la période, elle a suivi la même évolution que l'ensemble des ménages. La proportion de ménages accédants a en effet fortement cru pour tous les déciles de 1973 à 1988, avant de baisser sur la fin de la période. De plus, le tableau 2.4, qui se restreint aux accédants récents qui ont acheté leur logement dans les quatre années précédant l'enquête Logement, ne montre aucune tendance à la baisse nette pour les ménages des deux premiers déciles, qui représentent selon les années entre 5,4% et 7% des nouveaux propriétaires. Ces observations suggèrent que les ménages qui restent locataires connaissent une évolution de leur revenu moins favorable que les ménages qui deviennent propriétaires.

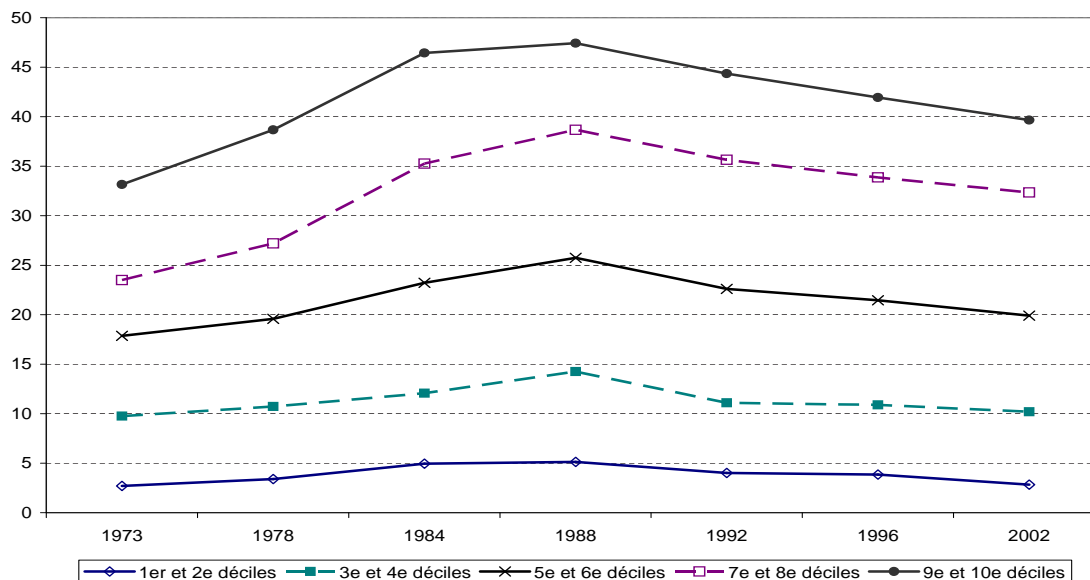
TAB. 2.4 – Evolution de la part des différents déciles de revenu au sein des accédants récents (4 ans)

	1973	1978	1984	1988	1992	1996	2002
1 ^{er} et 2 ^e déciles	7,0	6,4	5,6	7,1	6,4	7,1	5,4
3 ^e et 4 ^e déciles	13,7	11,6	13,4	13,3	13,5	13,7	11,1
5 ^e et 6 ^e déciles	20,6	19,8	20,9	21,9	20,3	20,2	20,8
7 ^e et 8 ^e déciles	25,1	28,3	30,7	30,1	28,2	27,7	31,2
9 ^e et 10 ^e déciles	33,6	33,9	29,3	27,5	31,6	31,3	31,5

SOURCE : Calculs de l'auteur d'après les enquêtes Logement de 1973 à 2002 - INSEE.

Cette première analyse de l'évolution du statut d'occupation révèle que les ménages les plus aisés sont de plus en plus propriétaires non accédants, alors que les ménages les plus pauvres le sont de moins en moins, comme le récapitule le graphique 2.6. Ainsi, alors que 45% des ménages des deux premiers déciles étaient propriétaires non accédants en 1973, ils ne sont plus que 32% en 2002, alors que les proportions sont passées pour les ménages des deux derniers déciles de 22% à 38%. Ainsi, un nombre croissant de ménages aisés peut consacrer une part minimale aux dépenses de logement. L'analyse du taux d'effort des accédants permet de mieux comprendre pourquoi les ménages à bas revenus parviennent toujours aussi peu à la propriété.

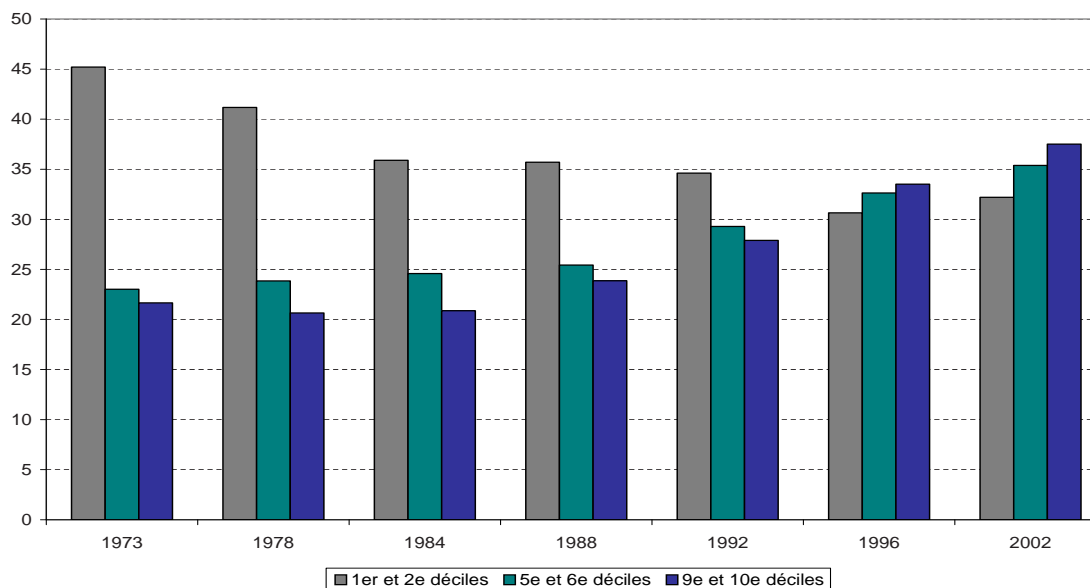
FIG. 2.5 – Evolution de la proportion de ménages accédants par décile de revenu total, ensemble des ménages, 1973-2002 (en %)



SOURCE : Calculs de l'auteur d'après les enquêtes Logement de 1973 à 2002 - INSEE.

NOTE : Les déciles sont calculés sur le revenu total des ménages.

FIG. 2.6 – Evolution de la proportion de ménages non accédants par décile de revenu total, ensemble des ménages, 1973-2002 (en %)



SOURCE : Calculs de l'auteur d'après les enquêtes Logement de 1973 à 2002 - INSEE.

NOTE : Les déciles sont calculés sur le revenu total des ménages.

Calcul de l'effort consenti par les accédants à la propriété

Les remboursements d'emprunts des ménages accédants sont en moyenne 1,8 à 2 fois supérieurs aux loyers payés par les locataires (et 1,5 fois supérieurs si on compare aux loyers du secteur libre uniquement), mais comme leurs revenus sont aussi plus élevés (1,4 fois supérieurs au début de la période, 1,7 en 2002), le taux d'effort net des accédants n'est pas beaucoup plus élevé, en moyenne, que celui des locataires (voir tableaux en annexe). En revanche, lorsque l'on compare les ménages accédants et locataires au sein des deux premiers déciles, on constate que les taux d'efforts de ceux qui choisissent d'accéder à la propriété sont beaucoup plus élevés. Le taux d'effort des ménages accédants des deux premiers déciles, aides déduites, est déjà égal à 39% en 1973, il baisse ensuite avant de remonter à partir des années 1990 et il est à nouveau égal à 39% en 2002. Alors que le taux d'effort des ménages locataires de ces déciles est de 19% en 1973, et qu'il augmente fortement, il n'atteint pas les taux d'efforts des accédants, puisqu'il est égal à 24% en 2002. Il faut cependant souligner qu'au sein de ces ménages, ceux qui choisissent d'accéder à la propriété comportent en moyenne plus de personnes et ils achètent donc des logements plus grands, ce qui explique aussi en partie la différence de taux d'effort.

Pourtant, les ménages accédants à bas revenus ont bénéficié, en plus des prêts aidés, du développement des aides à la personne, qui leur a permis de réduire les charges de façon significative. Ainsi, la charge financière nette moyenne des accédants des deux premiers déciles n'a augmenté que de 44% entre 1973 et 2002 alors que celle des 3^e et 4^e déciles a augmenté de 98%. Les différentes aides conférées aux accédants à bas revenus ont donc permis d'éviter une trop forte hausse de leur taux d'efforts. Cependant, le fait que le taux d'effort des ménages à bas revenus soit supérieur à 30% sur toute la période permet de mieux comprendre pourquoi les ménages à bas revenus restent si peu nombreux à accéder à la propriété. Il est probable que certains soient en partie contraints par le plafond maximal de remboursement et soient obligés de se tourner vers la location pour satisfaire leurs besoins en logement. De plus, l'accession à la propriété n'est pas forcément très intéressante pour un ménage locataire à bas revenus. En effet, une étude du Service Économie, Statistique et Prospective du

Ministère de l'Équipement (2004), qui analyse la rentabilité de l'accession à la propriété à partir du dispositif actuel, montre que l'accession aidée n'est pas forcément rentable pour les ménages à bas revenus lorsqu'ils ont la possibilité de se loger dans le secteur social. En revanche, elle devient intéressante s'ils doivent se loger dans le secteur libre. La partie suivante analyse les dépenses des locataires et met en effet en évidence la forte disparités des taux d'efforts des ménages en fonction de leur accès au logement social.

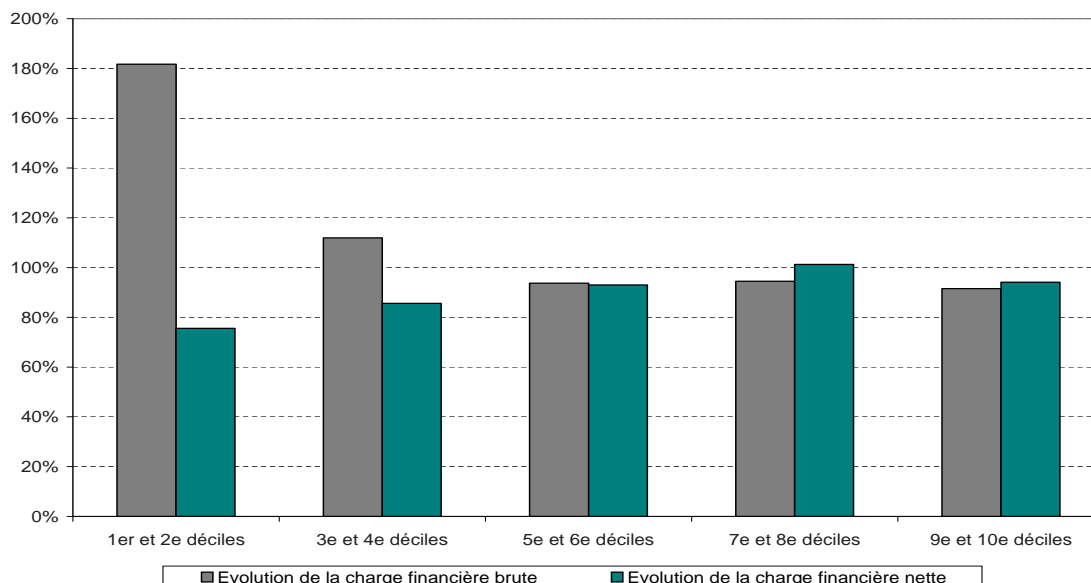
2.3.3 Les dépenses de logement des locataires

Une forte augmentation des loyers

L'analyse de l'évolution des dépenses de logement des locataires met en évidence une augmentation des loyers pour tous les ménages, mais la hausse est d'autant plus forte que les ménages sont modestes (cf. tableaux en Annexe). Ainsi, alors que le loyer moyen (déflaté) des ménages des déciles 5 à 10 a augmenté en moyenne de 90% entre 1973 et 2002, celui des ménages des deux premiers déciles a augmenté de 182% et celui des 3^e et 4^e déciles de 112%, comme le montre le graphique 2.7. Cependant, le développement des aides à la personne entre 1973 et 2002 a fortement atténué la hausse des loyers pour les ménages les plus modestes, puisque l'augmentation de la charge financière de ces derniers, une fois les aides déduites, n'est plus que de 76%. Les aides ont ainsi permis de limiter la hausse du taux d'effort des ménages les plus modestes.

Cette très forte hausse des loyers pour les ménages à bas revenus reste cependant frappante. Pour mieux comprendre ces évolutions, la distinction entre ménages locataires du secteur social et du secteur libre est importante. En effet, les ménages logés dans le secteur social n'ont pas connu des hausses de loyer aussi fortes. Or, les ménages modestes ont bénéficié sur la période d'un accès de plus en plus large au logement social, leur permettant de limiter les dépenses pour ce poste. Finalement, l'écart s'est creusé entre les deux statuts d'occupation : les ménages à bas revenus qui se logent dans le secteur libre ont en effet connu une augmentation beaucoup plus forte de leur taux d'effort que ceux du secteur HLM.

FIG. 2.7 – Evolution de la charge financière brute et nette pour les locataires en fonction du décile de revenu



SOURCE : Calculs de l'auteur d'après les enquêtes Logement de 1973 à 2002 - INSEE.

NOTE : Les déciles sont calculés sur le revenu total des ménages.

Les locataires du secteur social restent relativement protégés

Le fait qu'une part croissante des ménages à bas revenus ait eu accès à un logement HLM sur la période a fortement contribué à limiter la hausse du taux d'effort pour ces ménages. En effet, l'augmentation de l'offre de logement dans le secteur social s'est accompagnée d'une amélioration de l'accès des ménages les plus modestes à ces logements. La difficulté initiale des ménages modestes à accéder à un logement HLM est dénoncée en son temps par Alfred Sauvy (1957), qui regrette que la « *minorité aidée par les pouvoirs publics [en bénéficiant de l'attribution d'un logement HLM], n[est] pas, en fait, celle qui a le plus besoin d'aide* ». Il montre en effet d'après les chiffres de l'enquête logement de 1955, que les cadres supérieurs, qui représentent alors 4,4% des ménages, constituent 6,6% des locataires HLM (soit une « surreprésentation » de 50%), alors que les ouvriers, qui représentent 41,5% de l'ensemble des ménages, ne constituent que 37,2% des locataires HLM (soit une sous représentation de 10%). Sauvy montre que cette inégalité d'accès au logement HLM est d'autant plus dramatique que les jeunes ménages les plus modestes doivent alors souvent se loger dans

des habitations provisoires, en hôtel ou en meublé, payant des loyers très élevés pour des conditions d'habitats très mauvaises¹⁵.

Entre 1955 et 2002, cette situation a changé les ménages des premiers déciles, qui étaient largement sous représentés dans ce secteur en 1973, ont été de plus en plus nombreux à y avoir accès. Ainsi, les ménages des deux premiers déciles représentaient 8,3% des locataires au sein des logements HLM en 1973 (à comparer avec les 17% de logements occupés par des ménages des deux derniers déciles de la distribution) alors qu'ils constituent 28% de ces locataires en 2002, comme le montre le tableau 2.5.

TAB. 2.5 – Evolution de la part des différents déciles de revenu au sein des locataires HLM

	1973	1978	1984	1988	1992	1996	2002
1 ^{er} et 2 ^e déciles	8,3%	12,9%	19,4%	24,3%	25,2%	26,2%	28,0%
3 ^e et 4 ^e déciles	19,3%	22,8%	26,1%	26,4%	27,7%	26,8%	28,1%
5 ^e et 6 ^e déciles	26,4%	26,6%	25,7%	23,3%	22,5%	24,1%	23,0%
7 ^e et 8 ^e déciles	28,9%	24,5%	19,7%	18,3%	17,6%	16,7%	14,5%
9 ^e et 10 ^e déciles	17,0%	13,2%	9,0%	7,7%	7,1%	6,2%	6,3%

SOURCE : Calculs de l'auteur d'après les enquêtes Logement 1973 à 2002, Insee. NOTE : Les déciles sont calculés sur le revenu total des ménages.

Or, non seulement la hausse des loyers dans les logements HLM a été en moyenne moins forte que dans le secteur libre (la charge financière brute déflatée des ménages logés en HLM a augmenté de 66% contre 93% pour les ménages du secteur libre), mais les ménages modestes des deux secteurs ont bénéficié des aides au logement (cf. Tableaux en Annexe). Ainsi le taux d'effort des locataires HLM les deux premiers déciles a peu augmenté, passant de 11% en 1978 à 15% en 2002, à comparer à une augmentation de 18% en 1978 à 31% pour les ménages de ce groupe logés dans le secteur libre¹⁶.

¹⁵Les articles de Georges Malignac (1957) et Alfred Sauvy (1957) dans la revue *Population* dénoncent l'inégalité supplémentaire causée par le refus du versement des allocations de logement aux familles dont les logements ne respectent pas les normes de peuplement et de confort. L'inégalité entre les rares ménages logés dans des logements décentes et bénéficiant des aides et les ménages obligés de trouver des solutions de logement précaires n'en est que renforcée.

¹⁶Les deux groupes ont un taux d'effort de 20% en 1973, ce qui peut refléter que les logements HLM correspondent à des logements de meilleure qualité que le secteur libre.

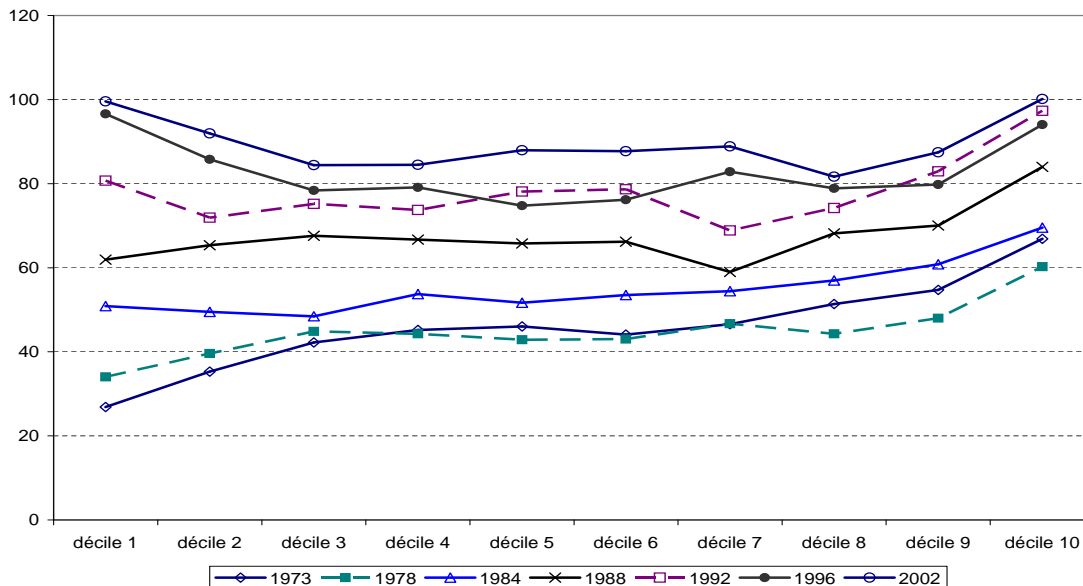
Il reste donc à comprendre pourquoi les ménages modestes logés dans le secteur libre ont connu une si forte augmentation des loyers, par rapport aux autres ménages.

Des loyers de plus en plus élevés pour les locataires les plus modestes du secteur libre

Pour mieux analyser l'évolution des loyers des ménages à bas revenus, nous pouvons retracer l'évolution des loyers au mètre carré, en fonction du décile de revenu, calculé sur la population des locataires uniquement. Le graphique 2.8 montre ainsi que les loyers au mètre carré du secteur libre payés par les ménages des premiers déciles ont augmenté plus fortement sur la période que ceux des autres ménages. La chronologie de cette augmentation est intéressante. Les loyers au mètre carré des ménages des premiers déciles, qui sont nettement plus faibles que ceux des autres déciles en 1973 et 1978, les rattrapent dans les années quatre-vingt puis connaissent encore une forte augmentation dans les années 90. En 1996 et 2002, les ménages du premier décile paient un loyer au mètre carré aussi élevé que ceux du dernier décile, formant une courbe en « U ». On peut noter que les loyers des ménages des premiers déciles tendent aussi à être plus élevés chez les locataires HLM, avec une croissance forte entre 1988 et 2002 au moment de l'extension de la généralisation du conventionnement du parc du secteur social, qui permet aux locataires de bénéficier des APL. Cependant, l'effet est moins marqué et s'estompe à partir de 1996 (cf. Tableaux en Annexe).

La forte hausse des loyers au mètre carré pour les ménages à bas revenu dans le secteur libre est d'autant plus frappante que par ailleurs, la taille des logements varie de façon attendue avec le revenu. Le logement est un bien normal : sa taille augmente en fonction du revenu du ménage, quelle que soit l'année étudiée. De même, le loyer annuel moyen est croissant avec le décile de revenu du ménage. Cette hausse est en partie due aux transformations de la population des ménages pauvres. Alors qu'en 1973, les ménages à faibles revenus sont davantage des personnes âgées vivant en milieu rural, on constate qu'il s'agit plutôt en 2002, d'une population jeune et citadine.

FIG. 2.8 – Loyer brut au mètre carré en fonction du décile de revenu, locataires du secteur libre, 1973 - 2002 (en euros constants de 2002)



SOURCE : Calculs de l'auteur à partir des Enquêtes Logement Insee.

LECTURE : En 1973, le loyer moyen au mètre carré des 10 % des ménages locataires les plus pauvres (1^{er} décile) était de 27 € constants de 2002.

Une méthode pour prendre en compte les effets des évolutions structurelles de la population sur les prix des loyers consiste à régresser, pour chaque année, les loyers au mètre carré sur les variables sociodémographiques qui ont pu évoluer sur la période :

$$L_i = \alpha + \sum \beta_k decile_{ik} + \sum \gamma_j X_{ij} + \epsilon_i \quad (k = 2, 3, \dots, 10)$$

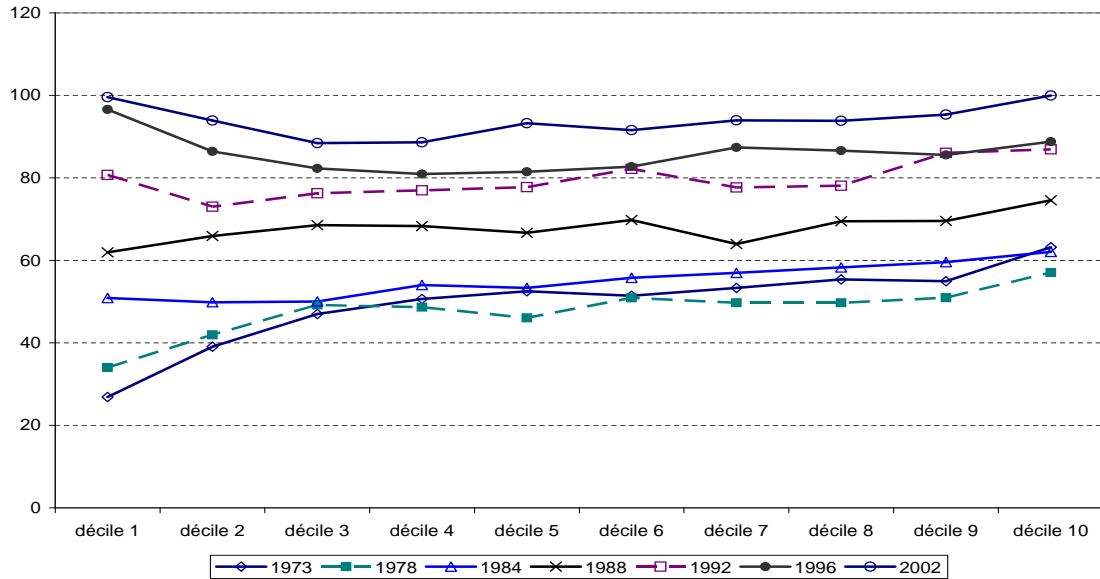
où L_i est le loyer annuel au mètre carré du logement du ménage i , $decile_{ik}$ est l'indicatrice d'appartenance du ménage i au décile de revenu k et X_{ij} est la valeur de la caractéristique j propre au ménage i . Les variables sociodémographiques incluses dans les régressions sont le type de famille (nombre d'adultes et nombres d'enfants), le type d'unité urbaine et l'âge de la personne de référence regroupé en cinq postes¹⁷.

Le graphique 2.9 représente les coefficients des indicatrices des déciles de revenus obtenus à partir des différentes régressions. Par souci de clarté et pour pouvoir comparer les courbes issues des régressions avec le graphique précédent, on a pris comme

¹⁷Toutes les variables sont introduites de façon non linéaire, avec une indicatrice par modalité de variable. Les résultats détaillés des régressions sont disponibles dans Fack (2002).

valeur de référence le loyer moyen au mètre carré du premier décile calculé à partir de l'enquête Logement.

FIG. 2.9 – Loyer au mètre carré en fonction du décile de revenu après correction des effets de structure de la population, locataire du secteur libre, 1973 - 2002 (en euros constants de 2002)



SOURCE : Calculs de l'auteur à partir des Enquêtes Logement Insee.

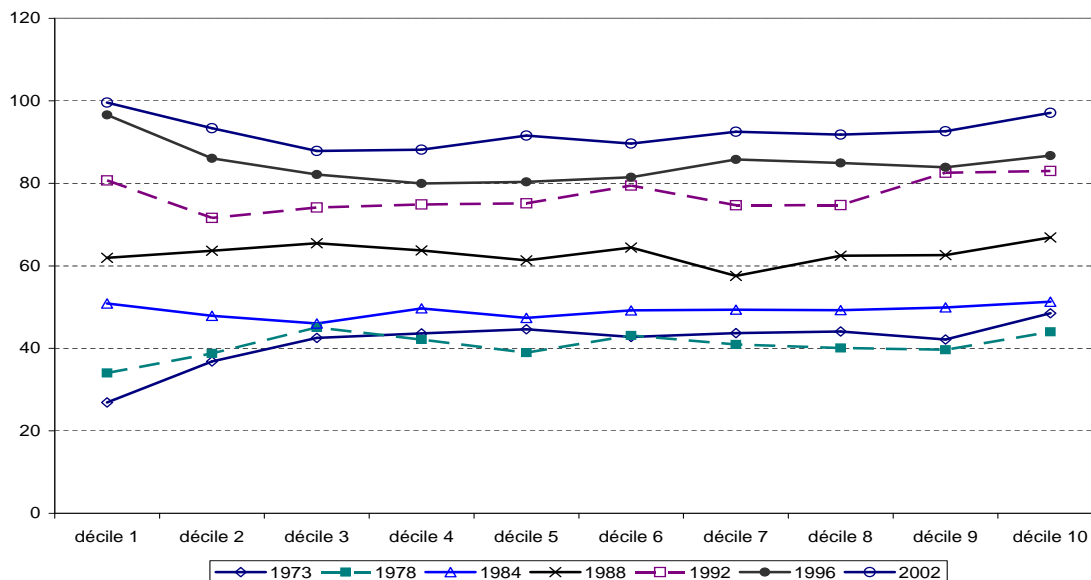
LECTURE : Après correction des effets de structure de la population, le loyer moyen au mètre carré des ménages du 2^e décile est de 12 € plus élevé que celui des ménages du 1^{er} décile en 1973.

La comparaison des courbes avant et après correction des effets de structure de la population montre une légère atténuation de la hausse des loyers au mètre carré pour les ménages des premiers déciles, mais l'effet persiste. On retrouve la courbe en « U » pour les années 1996 et 2002, bien que la pente soit légèrement moins forte.

La hausse des loyers pourrait encore s'expliquer par une augmentation de la qualité des logements. En effet, si le confort des logements s'est fortement amélioré sur la période, les logements des derniers déciles ont été les derniers à en bénéficier. L'effet qualité est analysé plus en détail dans la partie suivante, mais on peut corriger ces effets de la même manière que les effets de structure, en ajoutant des variables de qualité dans la régression expliquant les loyers au mètre carré. Ainsi le graphique 2.10 montre les coefficients des régressions après correction pour la structure de la population et pour le confort de base : l'effet est toujours là.

Ainsi, la hausse des loyers au mètre carré des ménages pauvres n'est donc pas un

FIG. 2.10 – Coefficients des déciles après correction pour la structure de la population et effet qualité, locataire du secteur libre



SOURCE : Calculs de l'auteur à partir des Enquêtes Logement Insee.

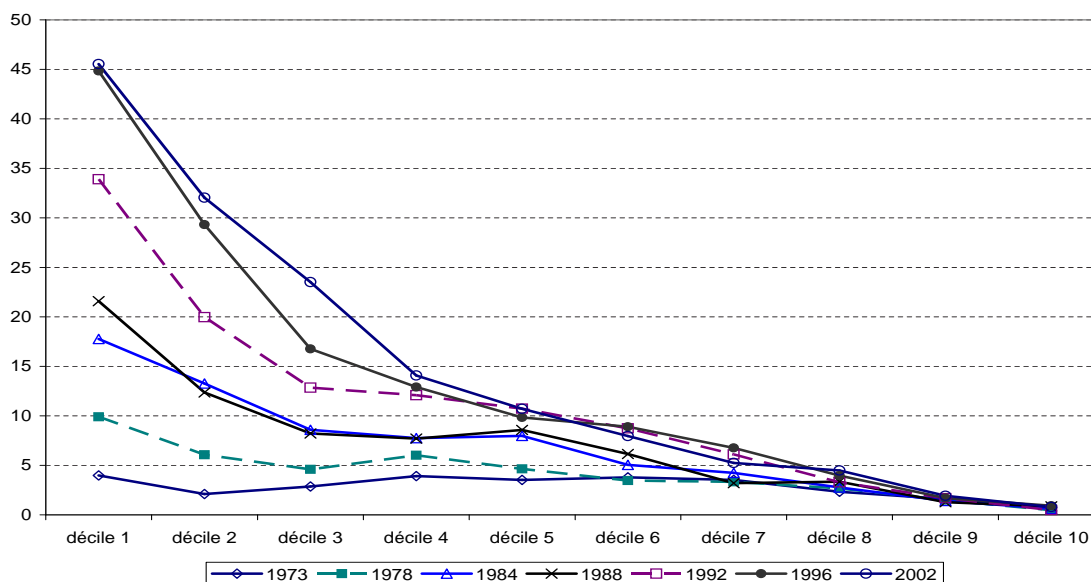
LECTURE : En 1973, le loyer au mètre carré du 2^e décile est supérieur de 10 €, après correction pour la structure de la population et le confort de base.

artefact dû aux changements dans la composition sociodémographique des ménages du premier quartile ou à une forte augmentation de la qualité de leur logement sur la période. Il faut donc envisager une autre explication : dans quelle mesure cette hausse des loyers au mètre carré est-elle liée à la hausse des aides personnelles au logement ? Les aides à la personne ont en effet été fortement développées sur la période. Et la chronologie de l'extension des aides au logement correspond à celle de la hausse des loyers.

La création de l'aide personnalisée au logement (APL) en 1977 a conduit à une première augmentation du nombre de bénéficiaires, surtout dans le secteur social. La réforme du bouclage des aides entre 1990 et 1993 a touché le secteur privé plus que le secteur social. Le pourcentage de bénéficiaires d'aides est passé de 31% en 1988 à 43% en 1996 (de 24% à 37% si l'on se restreint au secteur privé et de 42% à 50% dans le secteur social). Dans le même temps, le montant d'aide pour un bénéficiaire a peu augmenté, passant de 143 euros à 156 euros (en euros constants de 2002), ce qui correspond à une hausse plus faible que celle des loyers. La réforme a profité

principalement aux ménages des deux premiers déciles. Le graphique 2.11 montre bien la forte hausse de l'aide moyenne au mètre carré pour les ménages du premier et dans une moindre mesure, du deuxième et du troisième décile, suite aux deux réformes évoquées. Une constatation frappante s'impose : les hausses de loyer ont eu lieu au même moment que l'augmentation des aides pour les ménages des premiers déciles.

FIG. 2.11 – Aide au logement par mètre carré en fonction du décile de revenu, locataires du secteur libre, 1973-2002 (en euros constants de 2002)



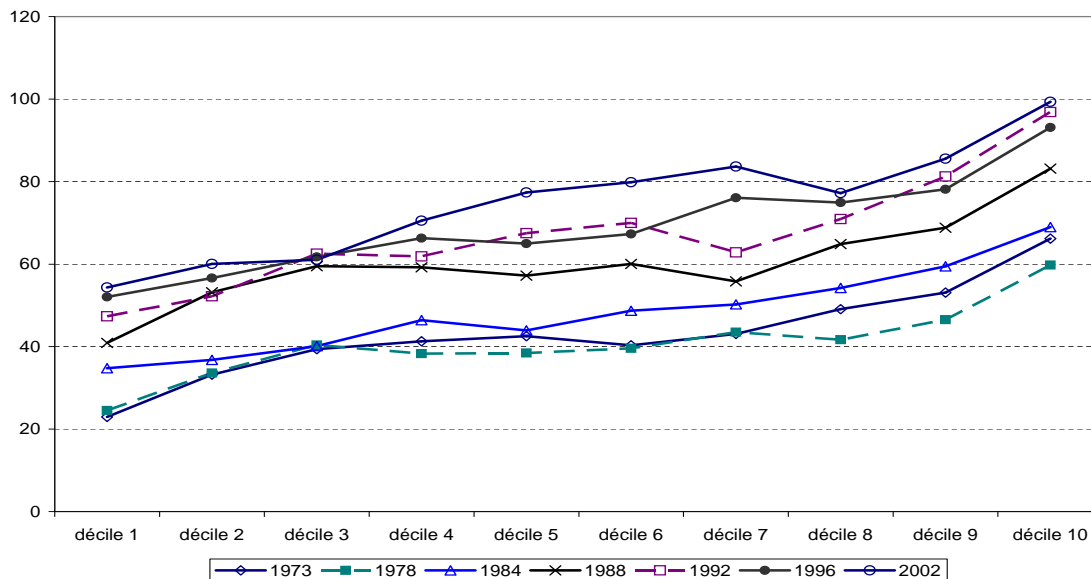
SOURCE : Calculs de l'auteur à partir des Enquêtes Logement Insee.

LECTURE : En 1973, l'aide au logement moyenne au mètre carré pour les 10 % des ménages les plus pauvres (1^{er} décile) était de 4 € constants de 2002.

Pour avoir une idée des coûts de logement qui sont réellement supportés par les ménages et qui déterminent leurs choix de consommation, on calcule le loyer au mètre carré après déductions des aides personnelles au logement. Le graphique 2.12, qui présente l'évolution de ce « loyer net » des aides par décile entre 1973 et 2002 peut être comparé au graphique 2.8. On constate que la courbe en U disparaît après déduction des aides, car le loyer « net » des ménages pauvres croît beaucoup moins que leur loyer « brut » sur la période. Ainsi, après déduction des aides, le loyer au mètre carré des ménages des premier déciles reste plus faible que celui des déciles supérieurs. Il semble bien que si les ménages pauvres acceptent des loyers bruts aussi

élevés, c'est parce qu'en réalité, ils paient moins.

FIG. 2.12 – Loyer au mètre carré après déduction des aides au logement en fonction du décile de revenu, locataires du secteur libre, 1973 - 2002



SOURCE : Calculs de l'auteur à partir des Enquêtes Logement Insee.

LECTURE : En 1973, le loyer moyen au mètre carré après déduction des aides au logement des 10 % des ménages locataires les plus pauvres (1^{er} décile) était de 23€ constants de 2002.

Ainsi, ce panorama descriptif montre comment les différentes mesures prises par les pouvoirs publics pour traiter du problème du logement ont fortement influencé le marché immobilier, en favorisant un renouvellement et une amélioration du parc. Cependant, le bilan en termes de logement des ménages les plus modestes reste mitigé. Si le développement du parc a permis à une part croissante de ces ménages de se loger à un coût modéré, ceux qui sont restés dans le secteur libre ont supporté des très fortes hausses de loyer, qui semblent en partie liées au développement des aides à la personne. Les chapitres suivants sont consacrés à l'évaluation plus précise des effets des aides à la personne. Le chapitre suivant discute les effets théoriques des aides, puis nous proposons ensuite une évaluation empirique des effets des aides sur les loyers.

Chapitre 3

Les effets des aides au logement : éléments théoriques

Le débat actuel sur la mise en place du revenu de solidarité active, qui fonderait toutes les aides, y compris les allocations logement, en une seule prestation sociale, pose à nouveau la question de la justification d'aides attachées à la consommation de logement par rapport à un transfert direct de revenu. L'interrogation n'est pas nouvelle, car les aides au logement se justifient difficilement d'un point de vue économique, que ce soit en termes d'équité ou d'efficacité. Si l'on admet que l'objectif d'aider les ménages les plus modestes à se loger correspond à des motivations qui ne sont pas purement économiques, il importe alors de déterminer quelle est la politique la plus efficace pour le réaliser. Le marché du logement n'est pas parfaitement concurrentiel et l'intervention de l'État peut conduire à introduire de nouvelles distorsions, qui réduiront d'autant l'efficacité des différentes politiques. Il faut alors de déterminer les sources possibles d'inefficacité, pour pouvoir évaluer correctement les différents dispositifs. Les aides à la personne, qui sont apparues à la fin des années 1970 comme une mesure plus efficace pour aider les ménages pauvres à se loger que les politiques mises en place précédemment (blocage des loyers ou construction de logement social), peuvent aussi avoir des effets distorsifs sur les marchés. Après avoir rapidement présenté les problèmes posés par les politiques du logement à l'analyse économique, nous passons en revue les effets distorsifs des différentes mesures de la politique du

logement. Nous nous concentrons ensuite sur les aides à la personne en présentant le dispositif français et en étudiant plus précisément la question de l'incidence de ce type d'aide.

3.1 La difficile justification économique des aides au logement

Les aides au logement sont difficiles à appréhender d'un point de vue économique, car leur utilisation ne se justifie ni pour des motifs de redistribution, ni pour des motifs d'efficacité.

3.1.1 Le critère d'équité

Les aides au logement ne constituent pas pour les économistes l'outil le plus efficace de redistribution. En effet, en l'absence d'imperfections de marché, la valeur d'une aide en nature ou attachée à la consommation d'un bien précis (comme le logement) ne peut être qu'inférieure ou égale à celle d'un transfert de revenu d'un montant équivalent. Si l'aide prend la forme d'une subvention proportionnelle au prix, comme c'est le cas pour les aides au logement, elle va entraîner un changement des prix relatifs du logement et des autres biens, et entraîner une distorsion de la consommation du ménage, dans le sens d'une surconsommation du bien aidé¹.

3.1.2 Le critère d'efficacité

Les aides au logement peuvent cependant se justifier si le marché du logement ne fonctionne pas parfaitement. Le caractère particulier du bien logement, à la fois durable, localisé et hétérogène, entraîne un certain nombre d'imperfections sur le marché immobilier, en particulier des coûts de recherche qui peuvent être importants. Ce type d'inefficacité peut éventuellement justifier que l'État aide les ménages à

¹Si l'aide est plafonnée et que la consommation de logement en l'absence de subvention est inférieure à l'aide, alors celle-ci sera juste équivalente à un transfert de revenu.

supporter les coûts de mobilité ² mais il ne permet pas d'expliquer les programmes d'aides au logement.

Les aides attachées à la consommation d'un bien précis peuvent cependant être efficaces dans un contexte d'information imparfaite, lorsque le gouvernement est incapable de distinguer les ménages auxquels il voudrait porter assistance des autres. Nichols et Zeckhauser (1982) ainsi que Blackorby et Donaldson (1988) ont montré que, lorsque le bien est spécifique (comme par exemple des soins médicaux), la distribution d'aides en nature permet de sélectionner les ménages qui en ont réellement besoin. Alors que tous les ménages seraient tentés de réclamer un transfert monétaire, seuls les ménages qui ont réellement besoin de consommer le bien seront intéressés par une aide en nature. Dans ce cas, les aides attachées à la consommation d'un bien précis sont plus efficaces que les transferts monétaires. Cependant, cette justification ne peut pas s'appliquer pour les aides au logement en France, car tous les ménages auraient intérêt à les recevoir.

L'utilisation d'aides attachées à un bien précis comme le logement au lieu de transferts directs de revenus ne peut finalement se justifier que par l'existence d'externalités, qui conduirait à une sous consommation de logement de certains ménages par rapport à l'optimal social. Ces externalités peuvent concerner le voisinage (par exemple, les effets néfastes de logements insalubres), mais aussi certains membres du foyer, si le chef de ménage ne prend pas suffisamment en compte leur utilité pour déterminer la consommation de logement. Ainsi, les parents peuvent sous-estimer les besoins de leurs enfants, et les effets des conditions de logement sur leur développement. Goux et Maurin (2005b) ont ainsi montré que le surpeuplement des logements affecte significativement les résultats scolaires des enfants. De façon similaire, les aides à la propriété se justifient en partie parce que le statut de propriétaire engendre des externalités positives pour le voisinage. DiPasquale et Glaeser (1999) ont ainsi montré que les propriétaires s'investissent en général plus au niveau local, en développant plus de liens de sociabilité et en entretenant mieux leur bien. Cependant,

²Il existe des primes de déménagements pour les locataires en France, mais les droits de mutation sur la propriété bâtie payés lors de la vente d'un logement, vont au contraire à l'encontre de ce principe, puisqu'ils augmentent les coûts de mobilité des propriétaires.

la force de ces externalités est difficile à évaluer, et elles ne suffisent pas à expliquer l'ampleur des dispositifs d'aide mis en place dans la plupart des pays développés. Des justifications non économiques, comme un certain paternalisme de la part des pouvoirs publics, expliquent aussi le développement de la politique du logement.

Pour résumer les justifications des aides personnelles au logement, Olsen (2001) considère que le but principal de ce type de programme doit être « *d'induire les familles les plus mal logées à occuper des logements meilleurs que ceux qu'elles auraient choisis si elles avaient reçus des transferts directs de revenus* ». Si on admet cet objectif de la politique du logement, il importe alors de déterminer quelle sera la politique la moins coûteuse pour y arriver.

3.2 Les différents types d'aides au logement

Les interventions de l'État en matière de logement ne se limitent pas aux programmes d'aide au logement. Nous avons déjà mentionné que l'État a souvent utilisé l'arme du blocage des loyers au cours du XX^e siècle mais il intervient aussi de façon significative à travers les législations qui encadrent fortement le marché du logement en régulant la construction d'une part, et des rapports entre les propriétaires bailleurs et les locataires d'autre part. Ces régulations peuvent avoir des conséquences importantes sur les marchés immobiliers, en particulier parce qu'elles conduisent souvent à limiter l'offre de logement. Glaeser, Gyourko et Saks (2005) montrent ainsi que l'augmentation de régulations locales des nouvelles constructions a causé une hausse des prix immobiliers aux États-Unis. Wasmer (2004) a récemment comparé les régulations françaises et canadiennes, avançant que la forte protection des locataires en France pourrait expliquer une partie des tensions actuelles observées sur le marché du logement.

Cependant, le débat sur les aides au logement s'est souvent focalisé sur les avantages et les inconvénients des aides à la personne par rapport aux aides à la pierre, parce que ce sont les deux politiques qui mobilisent directement les ressources de l'État. Alors que les premières solvabilisent les ménages et donc agissent d'abord sur

la demande, les secondes contribuent à la construction de logements, et donc à l'augmentation de l'offre. Cette dernière distinction n'est cependant pas entièrement pertinente, parce que l'État aide aussi directement les ménages à accéder à la propriété, par exemple avec des prêts aidés destinés à favoriser la construction de logement.

D'un point de vue économique, les aides directes à la construction ne sont efficaces que dans la mesure où elles n'ont pas un effet de désincitation de la construction privée. Or les études disponibles sur les aides à la construction suggèrent que les effets d'éviction peuvent être importants, entre le logement social et le logement privé, tout comme entre l'accession aidée et l'accession libre. Sur ce dernier point, l'étude de Gobillon et Le Blanc sur le prêt à taux zéro estime que seulement 15% des prêts accordés à la fin des années 1990 ont réellement déclenché l'achat (et donc la construction) d'un logement, alors que 85% des bénéficiaires seraient tout de même devenus propriétaires sans cette subvention. Une estimation récente de Sinai et Waldfoegel sur données américaines estime un effet d'éviction assez fort de la construction de logement social : d'après leurs estimations, la construction d'un logement social supplémentaire n'entraîne finalement que l'apparition d'un tiers à une demi unité de logement supplémentaire. Ces résultats suggèrent que les aides à la personne pourraient être moins coûteuses pour aider les ménages pauvres à se loger.

Le logement social de plus a été l'objet de nombreuses critiques depuis la fin des années 1970, portant à la fois sur son efficacité à loger les ménages les plus modestes et sur son rôle dans les mécanismes de ségrégation résidentielle. La première de ces critiques pourraient être nuancée, car les études empiriques montrent que les grands ensembles de HLM ne semblent pas en soi avoir des effets négatifs sur les ménages qui y habitent. Ainsi, Jacob (2004) ne trouve aucun effet de la relocation de ménages habitants dans des grands ensembles vers d'autres formes d'habitat sur les performances scolaires des élèves. Currie et Yelowitz (2000) ont même trouvé un effet positif de l'habitat social sur les conditions de vie des enfants et leurs performances scolaires. Cependant, un certain nombre d'études soulignent les effets néfastes de la concentration de ménages pauvres dans les mêmes quartiers (Goux et Maurin (2005a), Cutler et Glaeser (1997)). La deuxième critique est bien réelle : une fois qu'un ménage

a réussi à obtenir un logement HLM, il est très difficile de l'en faire partir, même si son revenu dépasse le plafond³. Laferrère et alii ((2000), (2001)) montrent ainsi que les transferts opérés vers les ménages locataires HLM sous la forme de loyers plus faibles que les loyers du secteur privé sont beaucoup moins concentrés sur les ménages à bas revenus que les aides personnelles au logement.

Face à toutes ces critiques, les aides à la personne donc sont apparues comme un moyen plus efficace pour cibler et aider les ménages pauvres à se loger. Pourtant, la meilleure maîtrise du ciblage des aides à la personne ne suffit pas à assurer leur efficacité, si elles ont des effets inflationnistes.

3.3 L'incidence des aides au logement sur les loyers

Les premières études empiriques sur les aides au logement Les effets inflationnistes des aides au logement ont d'abord été étudiés non pas sur les aides personnelles au locataires, mais sur les aides aux propriétaires. Les premières études, sur données américaines, ont ainsi cherché à évaluer l'impact des subventions fiscales attribuées aux propriétaires occupant leur logement. En effet, les ménages américains ne sont pas imposés sur les loyers fictifs qu'ils reçoivent, et peuvent déduire les remboursements des intérêts d'emprunt de leur revenu imposable. Poterba (1984) a montré que ces subventions, combinées avec un taux d'inflation élevé, ont rendu très attractif l'achat par les ménages de leur résidence principale dans les années 1970, affectant ainsi la demande de logement. Ses résultats suggèrent que les subventions fiscales pourraient expliquer jusqu'à 30 % de la hausse des prix immobiliers durant cette période.

Plus récemment des études empiriques ont commencé à estimer l'incidence des aides au logement sur les loyers, mettant en évidence des effets significatifs sur les prix. C'est l'article de Susin (2002) pour les États-Unis qui le premier a montré les effets pervers des aides personnelles au logement. Il a été suivi par Laferrère et Le Blanc (2002) pour la France et Gibbons et Manning (2003) au Royaume-Uni.

³Le surloyer prévu dans ces cas là est rarement appliqué en pratique.

Mais pour comparer les résultats des différentes études, il faut prendre en compte les spécificités de chaque système d'aide au logement.

3.3.1 L'étude de Scott Susin sur les États-Unis

L'étude de Scott Susin (2002) aux États-Unis évalue le « Section 8 Program », politique d'aide à la personne qui a commencé aux États-Unis en 1974 et n'a cessé de se développer depuis. A la différence du système français, le programme américain ne permet pas de servir tous les ménages éligibles à l'aide au logement car les crédits alloués sont trop faibles : seulement 10% environ des ménages pauvres éligibles reçoivent des aides.

La méthode de Susin pour évaluer l'impact de la présence de ménages bénéficiaires sur les loyers consiste à exploiter le fait que le pourcentage de bénéficiaires d'aides varie fortement d'une aire urbaine à l'autre. Mais régresser le pourcentage de ménages bénéficiaires sur les loyers peut donner des résultats biaisés si les aides sont attribuées aux ménages qui payent déjà des loyers élevés, ce qui semble être en partie le cas. En effet, environ les deux tiers des aides sont alloués selon une formule qui semble favoriser les villes ayant un pourcentage de locataires élevés et des loyers plus élevés. Pour éliminer ce biais, l'auteur sépare les aides qui sont attribuées selon cette formule des aides qui sont attribuées par d'autres voies (appelées les aides « discrétionnaires »). L'équation estimée est la suivante :

$$\ln(P) = Xa + b_D V_D + b_F V_F + \eta$$

Où P est l'indice des loyers pour un sous-marché (pour les bas, moyen et hauts revenus)⁴ dans une aire urbaine donnée, X un vecteur de caractéristiques propres à l'aire urbaine, V_F correspond aux bénéficiaires dont les aides ont été attribuées selon la formule et V_D aux bénéficiaires d'aides « discrétionnaires », η est un terme d'erreur. L'effet des aides sur les loyers est estimé par le coefficient b_D .

⁴La variable dépendante P vient d'une régression hédonique : P représente ainsi le prix moyen du service de logement sur chaque sous-marché, corrigé des effets liés à la qualité propre du logement ou du quartier.

Les régressions sont effectuées en coupe sur trois sous-marchés correspondant aux ménages à revenus faibles, moyens ou élevés, sur les loyers des ménages non bénéficiaires uniquement. Les résultats indiquent un effet significatif du pourcentage de ménages pauvres bénéficiaires d'aides sur les loyers des logements pour les ménages à faibles revenus, mais pas d'effet pour les deux autres sous-marchés. D'après ces estimations, le « Section 8 Program » a conduit à une augmentation des loyers de 16% en moyenne pour les ménages à faible revenu non bénéficiaires d'aides. Susin calcule que l'augmentation des loyers conduit à une dépense supplémentaire de logement de 8,2 milliards de dollars pour les ménages pauvres non bénéficiaires d'aides alors que le montant total des allocations est de 5,8 milliards de dollars. Ainsi, les aides distribuées à une petite partie des ménages pauvres ont entraîné une augmentation des loyers pour tous les ménages à bas revenu d'un montant supérieur aux allocations distribuées, entraînant un transfert net des ménages pauvres vers les propriétaires bailleurs.

Les résultats semblent indiquer une faible élasticité de l'offre de logement ainsi qu'un fort isolement du sous-marché des ménages à faible revenu par rapport aux autres sous-marchés. Susin suggère que la faible élasticité de l'offre peut s'expliquer par la faiblesse des aides, qui ne permettrait pas aux bailleurs de rentabiliser de nouveaux investissements immobiliers.

Ces résultats sont intéressants, même s'ils comportent certaines limites en particulier sur l'explicitation des mécanismes par lesquels les aides au logement peuvent conduire à une telle augmentation des loyers pour les ménages non bénéficiaires. La méthode utilisée par Susin ne permet pas d'établir une causalité explicite entre les aides au logement et l'augmentation des loyers, d'autant plus qu'il est difficile de savoir si les aides même discrétionnaires, ne sont pas elle-mêmes distribuées en fonction du niveau des loyers. Concernant l'élasticité de la demande, on peut montrer que la situation décrite par Susin n'est possible que si cette élasticité varie en fonction du loyer, devenant nulle à partir d'un certain loyer seuil⁵. Cette forme de demande n'est cependant pas forcément incompatible avec le comportement des ménages, étant

⁵Pour une discussion sur ce point, voir Fack (2002)

donnée la nature particulière du bien logement. On peut en effet supposer que lorsque le loyer augmente, les ménages diminuent leur consommation de logement, mais seulement jusqu'à un seuil minimal de quantité de logement qu'ils ne peuvent pas réduire davantage.

3.3.2 L'estimation d'Anne Laferrère et David Le Blanc pour la France

L'étude française de Laferrère et Le Blanc (2002) s'appuie sur les données des enquêtes Loyers et Charges de l'INSEE. Ces enquêtes sont menées sur des échantillons représentatifs des logements locatifs dans le but de calculer l'indice d'évolution des loyers entrant dans l'indice des prix à la consommation et elles ont l'avantage de suivre chaque logement pendant 8 trimestres. Mais elles comportent très peu d'information sur les ménages locataires, ce qui constitue leur principale limite par rapport aux enquêtes Logement.

Les auteurs comparent d'abord l'évolution des loyers des ménages aidés et non aidés du secteur privé au moment de la réforme du bouclage. Leurs estimations montrent que les loyers des logements aidés ont augmenté plus vite que les autres, à qualité constante, à partir du troisième trimestre de 1994 et jusqu'au troisième trimestre de 1996. Entre ces deux dates, la hausse estimée « à qualité constante » des loyers des logements aidés est de 10,7 % à comparer avec 5,9 % pour les logements non aidés, la hausse étant encore plus nette pour les petits logements et plus précoce en Île-de-France. Les auteurs exploitent ensuite la structure de panel de l'enquête pour comparer l'évolution des loyers des logements dont les locataires ont changé de statut (passant de non aidé à aidé ou l'inverse) à celle des logements dont les locataires n'ont pas changé au cours de la période d'enquête. Cette méthode permet d'éliminer le problème de séparation entre la mesure de la hausse « pure » des loyers et celle liée à l'amélioration de la qualité, puisque c'est le même logement qui est observé pendant 8 trimestres, sauf si des travaux sont effectués dans le logement durant la période.

Les résultats confirment l'existence d'une hausse supplémentaire des loyers des

logements « traités » par rapport aux autres loyers. L'écart de hausse estimé sur la France entière est plus fort pour la période 1984-1992 que pour la période 1993-1999 suivant le bouclage des aides. Ainsi, d'après les auteurs « *la période du bouclage a servi de révélateur à un mécanisme sous-jacent permanent. Certains propriétaires bailleurs exercent une forme de discrimination, en profitant du passage d'un locataire non aidé à un locataire aidé pour augmenter plus fortement les loyers* ».

Comment expliquer que les propriétaires bailleurs exercent une telle discrimination ? Les auteurs avancent l'hypothèse que les propriétaires voudraient se prémunir contre le risque d'impayé des ménages les plus pauvres tout en remarquant que cet argument peut être retourné, le fait de recevoir des aides diminuant le risque d'impayé. Cependant, pour tester cette idée, ils estiment la hausse des loyers en séparant les logements gérés par des sociétés, peu sensibles au risque et ceux gérés par des particuliers, plus averses au risque. Les résultats vont dans le sens attendu : la hausse des loyers pour les logements qui passent du statut de non aidé à aidé n'est pas significative pour les logements aidés possédés par les sociétés, mais elle est significative lorsque les bailleurs sont des personnes privées. Cette étude met bien en évidence un effet des aides sur les loyers en France, qui semble s'expliquer par une discrimination des propriétaires à l'encontre des ménages aidés. Dans le chapitre suivant de cette thèse, nous proposons une estimation de la même réforme qui confirme ces résultats. L'utilisation des enquêtes logement nous permet de mener une évaluation sur plus longue période et d'analyser l'impact final de la réforme sur l'ensemble des ménages à bas revenus.

3.3.3 Les effets d'une baisse des aides au Royaume-Uni

Enfin, Gibbons et Manning (2003) exploitent une série de réformes mises en place en 1996 et 1997 au Royaume-Uni dans le but de réduire le coût du système d'aide au logement anglais (Housing Benefit). En effet, le coût du système anglais ne cessait d'augmenter en raison du mode de calcul des aides. Contrairement au systèmes américain ou français où le loyer pris en compte dans le calcul des aides est plafonné, les aides au logement couvraient avant les réformes jusqu'à 100% du loyer des

ménages bénéficiaires les plus pauvres au Royaume-Uni, réduisant les incitations des ménages à obtenir des loyers plus faibles⁶. Les auteurs retiennent des réformes de 1996 et 1997 la mise en place d'un loyer de référence local (« Local Reference Rent »), qui constitue désormais le plafond dans la limite duquel le loyer est pris en compte pour le calcul des aides. Les auteurs exploitent le fait que ces réformes ne s'appliquent qu'aux nouvelles demandes d'aide au logement (liées soit à l'entrée dans le système, soit à un déménagement). Ils comparent ainsi l'évolution des loyers des ménages ayant demandé des aides après les réformes (groupe de traitement) aux loyers des ménages non touchés par la réforme car bénéficiaires d'aides avant la réforme et restés dans le même logement (groupe de contrôle)⁷.

Les résultats montrent que le montant des aides au logement des ménages affectés par la réforme est en moyenne 10% à 13% plus faible que celui des ménages non affectés, mais les estimations de l'impact sur les loyers diffèrent selon les enquêtes utilisées. Les régressions effectuées avec le Survey of English Housing (SOEH) indiquent que les loyers des ménages locataires du secteur privé affectés par la réforme ont baissé dans la même proportion que les aides au logement, alors que celles effectuées avec le Family Expenditure Survey (FES) donnent une estimation de la baisse des loyers plus faible de moitié (de 5% à 7% seulement). Or les implications en termes de politique publique dépendent précisément de ces résultats : dans le premier cas, la baisse des aides au logement est compensée par une baisse équivalente des loyers pour les locataires et donc supportée uniquement par les propriétaires bailleurs, alors que dans l'autre, les locataires en paient la moitié⁸. Dans tous les cas, les régressions montrent que seuls les ménages touchés par la réforme ont connu une baisse de leur loyers, ce qui confirme l'idée que le marché du logement ne fonctionne pas en concurrence pure

⁶Des restrictions pouvaient être appliquées en cas de loyer excessif, mais elles étaient décidées par les autorités locales.

⁷Cependant, comme la date de demande d'aide au logement n'est pas connue, les auteurs utilisent en fait comme variable de traitement le fait d'avoir déménagé après 1996 ou 1997 et le fait d'avoir été mis au chômage à ce moment là.

⁸Les auteurs signalent de plus un problème d'identification dans leur méthode, lié au fait que les ménages traités ont des contrats de location courts qui diffèrent des contrats longs obtenus par les ménages vivant depuis plus longtemps dans leur logement. Il n'est en pratique pas possible de séparer l'effet des aides d'un effet lié à l'évolution différentielle des loyers selon les différents types de contrat de location.

et parfaite.

Les trois études arrivent finalement à des conclusions similaires pour le marché du logement des ménages à faible revenu. L'offre semble être peu élastique, au moins à court terme, et les ménages qui sont sur ce marché ne semblent pas pouvoir se loger ailleurs grâce aux aides. Tout se passe donc comme si les aides stigmatisaient les personnes bénéficiaires, les empêchant d'accéder à d'autres segments du marché immobilier, à cause d'une discrimination opérée par les propriétaires.

Ces résultats montrent aussi que les effets d'aides comme les allocations logement sur le prix du bien subventionné peuvent être importants, surtout lorsque l'offre est relativement inélastique. L'efficacité des dispositifs d'aides attachés à la consommation d'un bien précis peut en être fortement amoindrie. Avant de proposer une nouvelle estimation empirique pour la France, nous présentons en détails le dispositif français des aides à la personne, et rappelons les effets théoriques attendus d'une réforme visant à augmenter le nombre de bénéficiaires d'aides.

3.4 Présentation du dispositif d'aides au logement en France

Dans cette partie, nous présentons le dispositif français d'aides à la personne, en précisant ses spécificités par rapport aux dispositifs existants aux États-Unis et au Royaume-Uni. Nous expliquons ensuite précisément les changements de législation que nous allons exploiter pour estimer les effets des aides au logement sur les loyers.

3.4.1 Les différents types d'aides au logement et le barème de calcul

Il existe trois types d'aides au logement en France. L'ALF et l'ALS sont calculées de la même façon et ne diffèrent que par le type de personnes bénéficiaires. Le fonctionnement de l'APL est un peu différent. L'Allocation de Logement Familiale (ALF) est la première aide à la personne créée en France, en 1948 à l'occasion de la

réforme des loyers, pour compenser la hausse des loyers neufs libérés. Cette prestation familiale est essentiellement réservée familles avec enfants.

L'allocation de logement à caractère social (ALS) a été créée en 1971. Son but était d'aider les catégories de personnes autres que les familles, mais caractérisées, comme pour l'A.L.F., par le niveau souvent modeste de leurs ressources (personnes âgées, infirmes, jeunes travailleurs ou plus récemment chômeurs. . .). A partir de 1991, avec le bouclage des aides, l'ALS a été étendue progressivement à toute personne non encore couverte par une aide au logement, sous condition de ressource. L'ALS comme l'ALF sont destinées aussi bien aux locataires qu'aux ménages propriétaires remboursant un prêt pour l'acquisition ou l'amélioration de leur logement.

L'aide personnalisée au logement (APL) a été créée lors de la réforme du logement de 1977. Elle est versée sous conditions de ressources uniquement aux locataires d'un logement ayant fait l'objet d'une convention avec l'État assurant sa qualité minimale, en particulier les H.L.M., mais elle peut aussi être versée aux propriétaires d'un logement acheté ou amélioré avec différents types de prêts aidés. En pratique, l'APL concerne essentiellement les ménages du secteur social, car une seule une très faible partie du parc privée est conventionnée⁹.

Le montant de l'aide dépend à la fois des caractéristiques du logement (montant du loyer et zone géographique) et des caractéristiques du ménage (son revenu et sa taille). Jusqu'en 1997 la formule de calcul des aides était la suivante¹⁰ :

$$A = K(L + C - L_0)$$

Avec A le montant de l'allocation, L la dépense de logement (le loyer pour les locataires, la mensualité de remboursement en cas d'accession à la propriété), dans la

⁹Les logements du secteur privé conventionnés sont certains logements foyers ainsi que certains appartement rénovés avec des aides de l'Agence Nationale pour l'Amélioration de l'Habitat.

¹⁰En 1997, la formule de calcul de l'APL a été modifiée pour faire apparaître plus clairement le taux d'effort du ménage et cette formule a été étendue en 2001 aux autres aides lors de l'unification des barèmes. La nouvelle formule est la suivante :

$$A = L + C - P_p$$

Où P_p est la participation qui reste à la charge du ménage (Voir en Annexe pour un détail des nouveaux barèmes).

limite d'un loyer plafond fonction du revenu, de la taille du ménage et de la zone, C une majoration forfaitaire pour les charges et L_0 la dépense de logement minimale devant rester à la charge du ménage, croissante avec le revenu. K était un coefficient de prise en charge, compris entre 0 et 0,9 décroissant avec le revenu et croissant avec la taille N du ménage.

La formule de calcul était alors la même pour les trois types d'aides, mais les coefficients étaient calculés selon un barème différent, l'APL étant en général plus généreuse que les autres allocations de logement. Bien que cette formule soit relativement simple, les détails du calcul des différents coefficients ne le sont pas¹¹. Les loyers de référence et les barèmes de calcul du revenu peuvent théoriquement être révisés chaque année, mais leur augmentation n'a pas été systématique au cours des années quatre-vingt dix. Le graphique 3.1 présente le montant d'aides attribuées à différents types de ménages bénéficiaires en fonction de leurs revenus, en 1988 et en 1996, c'est-à-dire avant et après la réforme que nous étudions¹². Le montant de l'aide croît avec la taille de la famille et décroît avec le revenu du ménage. Entre 1988 et 1996, le montant des aides a légèrement décliné en termes réels pour les ménages sans enfants éligibles¹³ et il a légèrement augmenté pour les familles avec enfants, les échelles de revalorisation ayant été plus généreuses pour ces ménages. Ces évolutions faibles sont dues uniquement aux revalorisations du barème de calcul sur la période : la réforme d'extension des aides au logement n'a pas affecté le montant de l'aide par ménage, elle a augmenté le nombre de bénéficiaires.

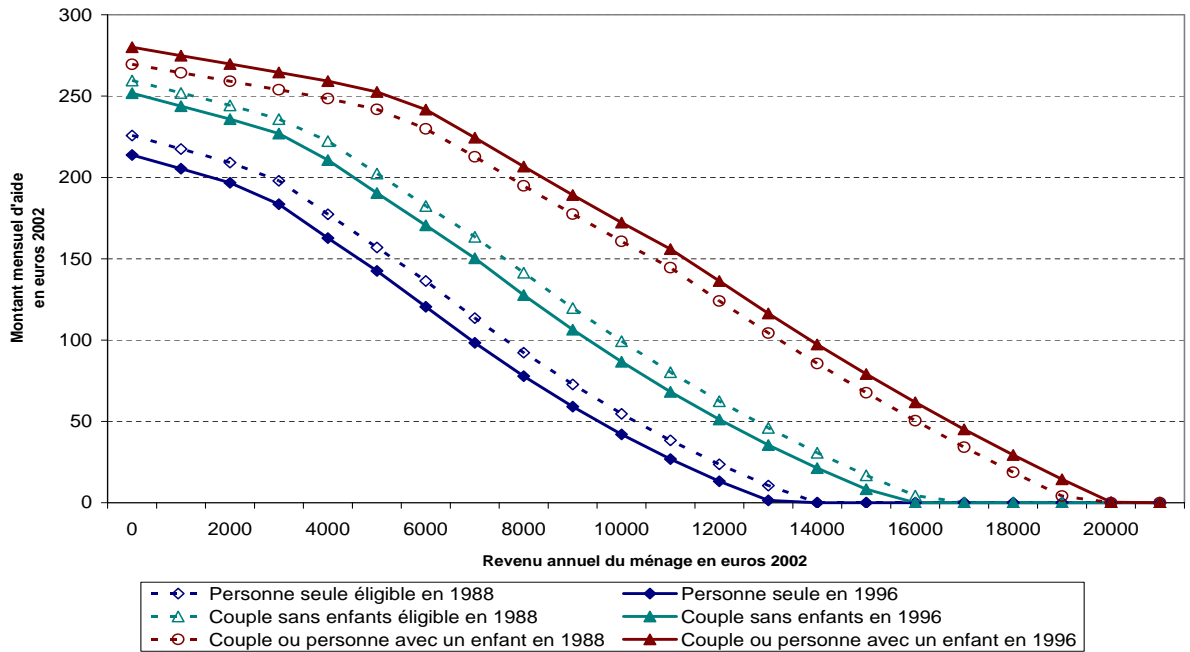
Par comparaison avec les dispositifs d'aide au logement mis en place dans d'autres pays, le système français présente certaines spécificités. Premièrement, le système est universel dans le sens où tous les ménages éligibles qui en font la demande reçoivent automatiquement l'aide. Cette situation est très différente du cas américain décrit par Susin, où les aides sont rationnées et où une petite partie seulement des ménages

¹¹Pour une présentation détaillée des différents types d'aide et leur mode de calcul, voir en Annexe.

¹²L'aide est calculée en supposant que chaque ménage vit dans une zone où le loyer de référence est le plus faible (zone III) et paie un loyer égal ou supérieur au loyer de référence correspondant à sa zone géographique et sa structure familiale.

¹³Il faut bien noter que seuls les groupes spécifiques de ménages sans enfants décrits à la section précédente pouvaient recevoir des aides au logement en 1988.

FIG. 3.1 – Montant d'aide théoriques en fonction du revenu des ménages avant et après la réforme pour des catégories de familles représentatives



SOURCE : Calculs de l'auteur.

NOTE : Pour calculer l'aide théorique, on suppose que chaque ménage vit en zone III et paie un loyer égal ou supérieur au loyer plafond.

éligibles reçoit effectivement une subvention. Deuxièmement, les bénéficiaires de l'aide conservent la liberté du choix de leur logement¹⁴. Il n'y a en particulier aucune restriction sur le loyer maximum du logement, bien que la partie du loyer supérieure au loyer plafond de référence ne soit pas prise en compte pour le calcul de l'allocation. Il faut aussi noter qu'une partie du loyer reste toujours à la charge du ménage (même si le montant peut être très faible), ce qui n'est pas forcément le cas dans d'autres pays. L'aide augmente avec la dépense de logement du ménage dans la limite d'un plafond, ce qui incite les ménages à choisir des logements dont le loyer est égal au plafond du loyer de référence, mais pas plus. Enfin, les bénéficiaires reçoivent l'aide directement sous une forme monétaire lorsqu'ils sont locataires dans le secteur privé¹⁵.

3.4.2 La réforme d'extension des aides

Nous avons vu que la réforme du début des années quatre-vingt dix a supprimé tous les critères spécifiques d'éligibilité (avoir des enfants, être âgé de plus de 65 ans, être au chômage de longue durée...), laissant seulement un critère de revenu pour la réception d'aide au logement. Comme la formule de calcul des aides n'a pas changé, les ménages qui recevaient déjà une subvention n'ont pas été affectés par la réforme, de même que les ménages ayant des revenus supérieurs au seuil d'éligibilité. La réforme a affecté les ménages qui avaient des revenus inférieurs au seuil mais qui ne remplissaient pas les autres critères d'éligibilité, c'est-à-dire essentiellement les personnes seules ou les couples non mariés sans enfants âgés entre 25 et 64 ans. Les aides se sont aussi étendues aux étudiants, mais uniquement pour ceux qui quittaient le domicile parental et s'installaient dans un logement indépendant. Le graphique 3.2 illustre les effets de la réforme en montrant, pour différentes catégories de ménages, l'aide dont ils pouvaient théoriquement bénéficier avant et après la réforme¹⁶. Ce graphique montre

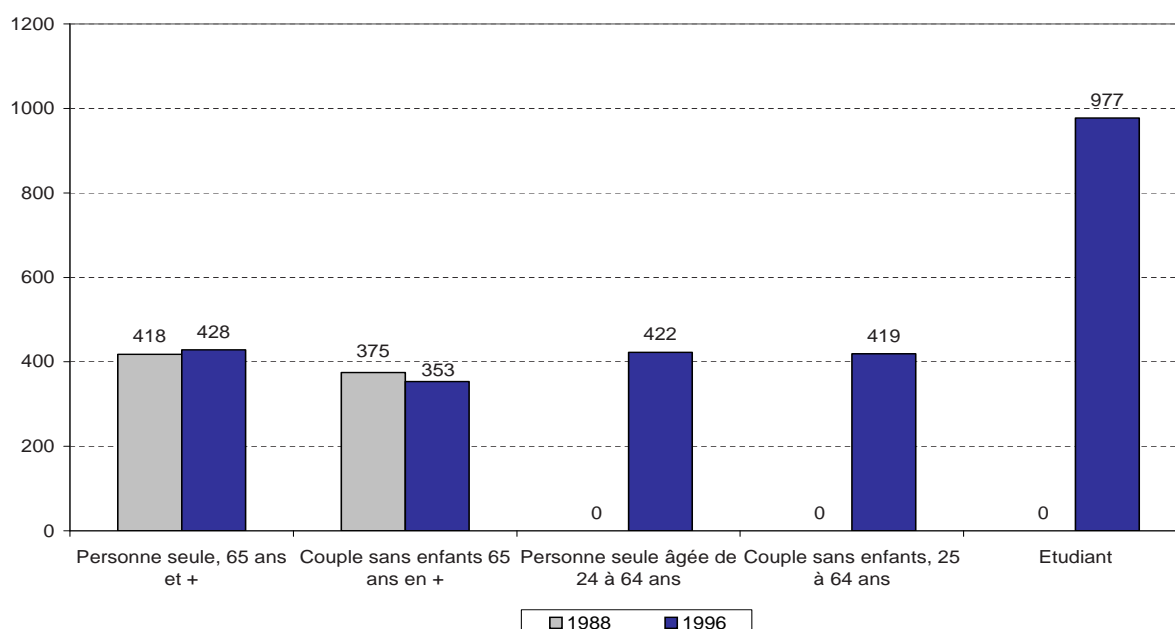
¹⁴Sous réserve que les habitations respectent des critères minimum de salubrité et de taille.

¹⁵Dans le secteur privé, le locataire reçoit directement l'aide à moins qu'un accord ait été signé avec le propriétaire pour la déduire directement du loyer. En revanche, dans le secteur social, les aides sont en général directement déduites du loyer.

¹⁶Le montant théorique d'aides auquel peut prétendre est calculé pour un ménage représentatif ayant le revenu médian de son type, tel que mesuré dans l'enquête Logement, habitant dans une zone où le loyer de référence est faible et payant un loyer égal au supérieur au loyer plafond de référence.

bien que la réforme n'a pas affecté le niveau d'aide reçue par les ménages qui étaient déjà bénéficiaires d'aides avant la réforme, mais que les gains ont été substantiels pour les nouveaux ménages éligibles. Nous pouvons donc nous attendre à ce que la réforme ait un impact sur la demande de logement des nouveaux bénéficiaires d'aide. Certains ménages comme les étudiants peuvent même être incités à partir de chez leurs parents et louer un logement indépendants pour bénéficier de l'aide (nous développerons ce point dans le chapitre suivant). Cette réforme constitue donc une quasi expérience naturelle, parce qu'elle fournit une source de variation exogène de réception des aides, nécessaire pour éviter les problème de causalité inverse. En effet, l'augmentation des aides distribuées est due à la réforme, et non à une augmentation des loyers des ménages bénéficiaires. Cette réforme nous permet donc de comparer l'évolution des loyers des ménages qui ont commencé à recevoir des aides après la réforme à celle des groupes qui n'ont pas été affectés.

FIG. 3.2 – Montant d'aides théoriques pour des catégories spécifiques de ménages, avant et après la réforme



SOURCE : Calculs de l'auteur.

NOTE : Pour chaque groupe, l'aide théorique est calculée avec le revenu moyen du ménage éligible pour les aides l'année d'enquête, habitant en zone de loyer III et payant un loyer égal ou supérieur au loyer plafond.

3.5 Les effets théoriques des aides à la personne

L'hypothèse des marchés immobiliers segmentés. On peut construire un modèle simple pour comprendre les effets de l'attribution d'aides à la personne sur les loyers. On suit le cadre méthodologique proposé par Susin dans son article sur les aides au logement aux États-Unis en supposant que les marchés immobiliers sont segmentés selon leurs « qualités » différentes et sont destinés à des ménages de revenus différents. Cette hypothèse se justifie par la nature hétérogène du logement : deux logements peuvent avoir des caractéristiques de qualité et de localisation différentes pour un même loyer. Cette hétérogénéité est un obstacle au fonctionnement concurrentiel du marché, car elle rend l'information sur le prix d'une unité homogène de logement coûteuse et difficile à obtenir.

Les logements de différentes qualités sont plus ou moins fortement substituables. A court terme, les marchés sont considérés comme fonctionnant indépendamment. Ce n'est pas le cas à long terme, car les bailleurs ont la possibilité de faire construire de nouveaux logements, ou de faire du « filtering », ce qui consiste à laisser se dégrader un logement pour le faire changer de catégorie. Ainsi, des logements construits pour des catégories moyennes peuvent à long terme se retrouver sur le sous marché des logements pour les ménages plus pauvres.

L'équilibre sans allocation. Pour simplifier, on suppose qu'il existe deux types de marchés immobiliers qui s'adressent à deux types de ménages de revenu y_i différents : $y_1 < y_2$. En l'absence d'aide au logement (période 1), un ménage détermine sa consommation de logement s_i ainsi et celle d'un bien composite numéraire c_i en maximisant sa fonction d'utilité sous contrainte de budget :

$$\begin{aligned} & \max U(c_{i1}, s_{i1}) \\ & \text{sous contrainte } c_{i1} + s_{i1}l_{i1} \leq y_i \end{aligned}$$

où l_{i1} est le loyer au mètre carré des ménages de types y_{i1} en période 1, s_{i1} leur consommation de logement en période 1 et c_{i1} leur consommation de bien composite en période 1.

L'agrégation des demandes individuelles de logement permet de construire la fonction $S_i^D(l_{i1})$ de demande de logement des ménages sur chaque sous marché. L'intersection avec la courbe d'offre $S_i^S(l_{i1})$ détermine le loyer d'équilibre l_{i1}^* en période 1.

L'effet de l'introduction d'une allocation. On suppose qu'une réforme instaure une allocation de logement en période 2 pour les ménages à faible revenu. L'allocation est de la forme $A = a_i \cdot s_i$ où s_i est la quantité de logement consommée par les ménages de revenu y_i et a_i l'aide au mètre carré. L'allocation est donc fonction de la quantité consommée de bien logement. Seuls les ménages de revenu y_1 peuvent en bénéficier : $a_{12} > 0$ et $a_{22} = 0$ (et $a_{11} = a_{21} = 0$, car aucun ménage ne reçoit d'aide au logement avant la réforme).

La contrainte de budget des ménages bénéficiaires d'une allocation (ménages 1) devient alors en période 2 :

$$c_{12} + (l_{i1} - a_{12})s_{i1} \leq y_1$$

Les aides réduisent les prix des logements par rapport aux autres biens. Comme le logement est un bien normal, les bénéficiaires de l'aide augmentent leur demande de logement sur le marché : $S_1^D(l_{12} - a_{12}) > S_1^D(l_{11})$. L'augmentation des loyers sur ce marché dépend alors de l'élasticité de l'offre.

Formellement, si on suppose que l'élasticité de l'offre de logement par rapport au loyer e_s et l'élasticité de la demande de logement e_d sont constantes, on a, pour les ménages 1 :

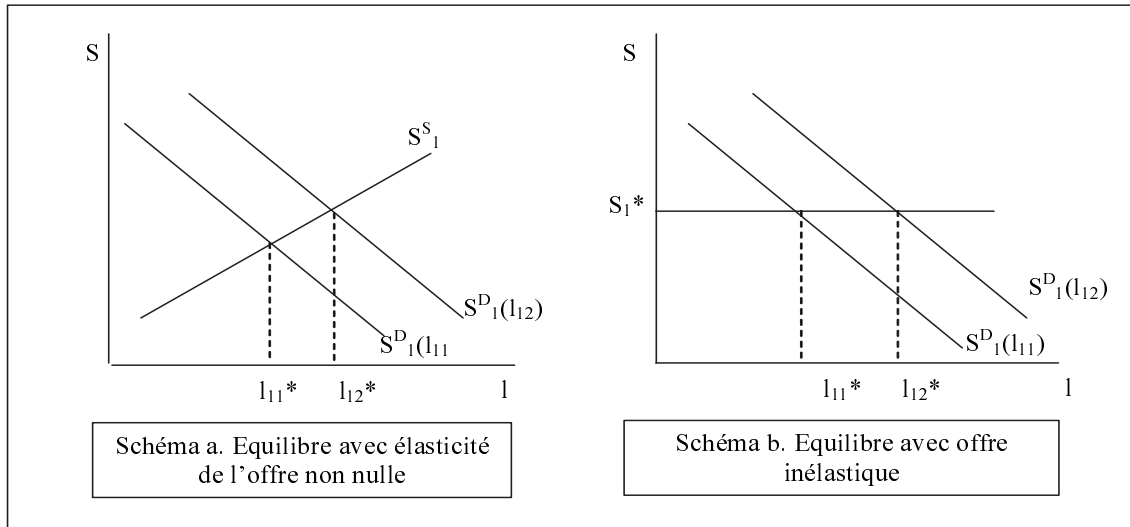
$$\frac{\Delta s}{s_{11}} = e_s \frac{(\Delta l_1)}{l_{11}} = -e_d \frac{(\Delta l_1 - \Delta a_1)}{(l_{11} - a_{11})}$$

D'où

$$\Delta l_1 = \theta \Delta a_1 \quad \text{avec} \quad \theta = \frac{e_d}{\left[e_s \left(\frac{l_{11} - a_{11}}{l_{11}} \right) + e_d \right]}$$

Si comme dans le modèle, $a_{11} = 0$ (le montant de l'aide en période 1 est nul) alors :

$$\theta = \frac{e_d}{e_s + e_d}$$



Dans ce modèle, c'est l'écart entre les deux élasticités qui est important : θ est d'autant plus élevé que l'élasticité de l'offre est faible par rapport à l'élasticité de la demande. Or un niveau élevé de θ correspond à une situation où l'augmentation d'aide au logement se traduit par une hausse de loyer sur le marché 1. Dans le cas extrême d'une offre de logement inélastique ($e_s = 0$) où le stock de logement proposé par les bailleurs est fixe, la demande de logement supplémentaire due aux aides ne sera pas satisfaite. La montant des aides sera alors entièrement absorbée par la hausse des loyers ($\theta = 1$), comme le montre le schéma b.

A titre de comparaison, s'il existait un marché unique en concurrence pure et parfaite pour tous les logements, l'augmentation de la demande de logement des ménages de revenu y_1 conduirait à un déplacement de la courbe d'offre globale. L'augmentation consécutive du loyer serait plus faible, elle se répercuterait sur l'ensemble des ménages, qu'ils soient aidés ou non. Ainsi, si une proportion α des ménages recevait l'aide, alors la hausse pour l'ensemble des ménages serait :

$$\Delta l = \alpha \theta \Delta a$$

L'objectif de la partie empirique est de mesurer θ , c'est-à-dire la part des aides au logement qui s'est traduite par une hausse des loyers. Quelques remarques préalables peuvent être faites sur l'interprétation de θ .

i) Sans hypothèses supplémentaires, on ne peut pas se prononcer sur le caractère pérenne de l'effet constaté. Il est possible que la hausse des loyers suite aux aides soit un phénomène transitoire de court terme qui s'ajustera progressivement à long terme. Ainsi pour Galster (1997), l'imperfection de la substitution à court terme entre les sous-marchés rend l'offre inélastique sur chacun d'entre eux, avant que ne s'opère l'ajustement.

On peut aussi faire l'hypothèse que les logements des différents sous marchés sont très peu substituables. Cette hypothèse est plausible jusqu'à un certain point pour certaines catégories de population. Par exemple, les logements des étudiants, qui sont souvent de petite taille et situés dans les centre-ville, sont difficilement substituables avec les logements pour familles localisés en périphérie. Mais on ne peut pas accepter cette hypothèse de manière globale pour toute la population étudiée.

ii) On peut aussi expliquer la hausse des loyers des ménages pauvres en avançant l'hypothèse que les aides ont permis à ces derniers d'accéder à des logements de meilleure qualité. Dans ce cas, la hausse de loyer devrait se répercuter sur le deuxième marché. Pour tester cette hypothèse, il faut estimer si la qualité des logements des ménages aidés s'est améliorée sur la période.

Chapitre 4

Les aides personnelles au logement sont-elles efficaces ? Estimation de l'incidence des aides sur les loyers en France, 1984-2002

Ce chapitre propose une estimation de la réforme des aides à la personne qui a étendu les bénéficiaires des aides pour certains ménages au début des années 1990. Nous exploitons le fait que cette réforme constitue une expérience naturelle qui permet de mesurer l'incidence des aides à la personne sur les loyers, parce qu'elle n'a concerné que certains types de ménages. Nous comparons ainsi en double différence l'évolution des loyers des ménages à bas revenus qui ont été le plus affectés par la réforme à ceux qui n'ont pas été concernés, à partir des données des Enquêtes Logement de l'Insee. Nous estimons qu'entre 50 % et 80 % des aides reçues par les nouveaux ménages bénéficiaires ont été absorbées par des hausses de loyer. Si ces allocations ont pu entraîner une certaine amélioration du confort de l'habitat, cet effet semble bien trop faible pour suffire à expliquer la hausse des loyers. La hausse de la demande des locataires provoquée par les aides semble s'être heurtée à une offre de logement trop inélastique de la part des bailleurs, entraînant ainsi une forte hausse des loyers. Cet effet a pu être renforcé par l'arrivée massive des étudiants sur le marché du logement

à la suite de la réforme de ces aides. Nous présentons d'abord la stratégie d'estimation avant de montrer les premiers résultats, puis d'analyser plus précisément l'effet de la réforme sur les étudiants et les éventuels effets qualité, et enfin de présenter quelques tests de robustesse.

4.1 La stratégie d'estimation

Pour estimer les effets des aides sur les loyers, on se restreint au secteur privé. En effet, les logiques de fixation du prix des loyers ne sont pas les mêmes dans le secteur privé et dans le secteur social. Les loyers du secteur privé ne sont d'ailleurs pas véritablement des loyers de marché libre, car les révisions de loyer sont encadrées, sauf dans le cas d'un changement de locataire. De plus, on exploite le fait que la réforme du bouclage des aides a eu des effets très nets dans le secteur privé, car la législation des aides n'a quasiment pas changé dans les années qui ont précédé et suivi la réforme. Dans le secteur social, la réforme du bouclage des APL en 1988 compliquerait les stratégies d'identification.

Nous présentons d'abord les problèmes posés par les régressions par moindres carrés ordinaires avant de développer la méthode des doubles différences utilisée pour estimer θ .

4.1.1 Les biais potentiels des MCO

L'estimation avec l'enquête logement des effets des aides sur les loyers pose des problèmes qui sont difficiles à résoudre avec les techniques de régression habituelles (estimateurs des moindres carrés ordinaires). Concrètement, l'estimation par les moindres carrés ordinaires est :

$$L_{it} = \alpha + \sum \beta_k \text{quartile}_{ik} + \delta_t + \sum \gamma_j X_{ij} + \theta \text{Aide}_i + \epsilon_i$$

Où L_{it} est le loyer annuel au mètre carré du logement i , quartile_{ik} sont des indicatrices de quartile de revenu, δ_t est un effet temporel, X_{ij} est la valeur de la caractéristique

j propre au logement i et $Aide_i$ est le montant annuel au mètre carré d'allocation ¹.

Le problème est que différents types de biais peuvent affecter cette régression simple. Tout d'abord, comme l'aide dépend en partie du loyer, des facteurs non observés affectant les loyers peuvent avoir un effet sur les aides. Cet effet causal est très gênant à la hausse, car il nous conduirait à surestimer le coefficient θ . Cependant, pour inciter les ménages à modérer leurs dépenses de logement, le calcul des aides ne prend en compte le loyer que dans la limite d'un loyer plafond. Pour les ménages dont le loyer dépasse le plafond, une augmentation de celui-ci n'aura aucun effet sur leur aide au logement. Or, en 1988, déjà 65% des ménages locataires du secteur privé ont un loyer qui égale ou dépasse le loyer plafond pris en compte pour les aides (respectivement 61% pour les ménages bénéficiaires et 67% pour les non bénéficiaires) ce qui minimise le biais potentiel.

D'autres types de biais peuvent encore affecter l'estimation du coefficient θ . En effet, comme on ne sait pas précisément pourquoi certains ménages reçoivent l'aide et d'autres non, il est tout à fait possible que des caractéristiques inobservables des ménages affectent à la fois les aides et les loyers, introduisant différents biais dans l'estimation. Par exemple, si ce sont les ménages qui ont les loyers les plus élevés qui cherchent davantage à recevoir les aides, le coefficient θ sera surestimé. En revanche, l'estimateur sera biaisé vers le bas si les ménages qui reçoivent l'aide sont des ménages pauvres qui se logent dans des logements de moins bonne qualité avec des loyers faibles (et si le revenu observable ne fournit qu'une mesure imparfaite de cet état de pauvreté).

Enfin, si des variables de contrôle (revenu et taille de la famille) déterminent entièrement la réception de l'aide, alors l'impact de l'aide n'est pas identifié avec les estimateurs classiques. Par exemple, si toutes les personnes ayant le même revenu et la même taille de famille reçoivent la même aide, alors il est impossible d'estimer θ . En pratique, les variables de contrôle ne déterminent pas entièrement la réception d'aide, pour différentes raisons. D'une part, tous les gens qui auraient théoriquement droit à l'aide ne la reçoivent pas et d'autre part, les déclarations de certains ménages peuvent

¹L'effet temporel est rajouté lorsque l'on effectue la régression sur plusieurs années d'enquête.

être erronées. Ainsi en 1996, seulement 75% des ménages locataires du premier quartile déclarent recevoir des aides alors qu'ils devraient théoriquement quasiment tous en bénéficier². Mais cette situation rend problématique l'interprétation de l'effet identifié par les moindres carrés ordinaires, car il est difficile de savoir s'il ne vient pas d'erreurs de déclarations.

4.1.2 La stratégie d'estimation en double différence

Pour résoudre ces problèmes, on utilise la méthode des doubles différences, en exploitant la réforme du bouclage des aides de 1991 - 1993. La méthode des doubles différences consiste à comparer les loyers d'un groupe T de « traitement », qui correspond aux ménages qui ont été affectés par la réforme à ceux d'un groupe de « contrôle » (groupe C), de ménages qui n'ont pas été affectés par la réforme. On regarde l'évolution différentielle des loyers de ces deux groupes avant et après la réforme du bouclage des aides.

La validité de la méthode repose sur deux hypothèses identifiantes :

1. Aucun facteur non observable ne modifie la composition des groupes de traitement et de contrôle au même moment que le changement de politique.
2. Les effets fixes temporels jouent de la même façon dans les deux groupes.

En d'autres termes, on suppose que s'il n'y avait pas eu de réforme, l'évolution des deux groupes sur la période aurait été la même (en contrôlant pour les changements structurels de la composition sociodémographique de la population). Sous ces hypothèses, on peut estimer θ sans biais avec la formule suivante :

$$\Theta = \frac{(L_{T,1} - L_{T,2}) - (L_{C,1} - L_{C,2})}{(Aide_{T,1} - Aide_{T,2}) - (Aide_{C,1} - Aide_{C,2})}$$

Où L_{ij} est la moyenne du loyer au mètre carré et $Aide_{ij}$ la moyenne de l'aide au

²Ce résultat semble essentiellement dû à la mauvaise qualité des déclarations ménages enquêtés qui perçoivent une aide en tiers payant : comme l'aide est directement versée au bailleur, certains ménages omettent de la signaler. Il y a sans doute aussi un peu de non recours, mais ce n'est pas l'explication principale de l'écart entre le pourcentage de ménages qui déclarent recevoir l'aide et le pourcentage de réception théorique (proche de 100% pour les ménages du premier décile). Le chiffre de 75% sous estime donc très certainement la réalité.

mètre carré pour les ménages du groupe i ($i = T, C$) à la période j ($j = 1, 2$).

Il faut cependant prendre certaines précautions pour assurer la validité de la méthode (Bertrand, Duflo et Mullainathan (2004)). D'une part, le choix de groupes de traitement et de contrôle les plus proches possibles est essentiel, et d'autre part, il faut que la rupture de tendance soit clairement identifiée avec la mise en place de la réforme.

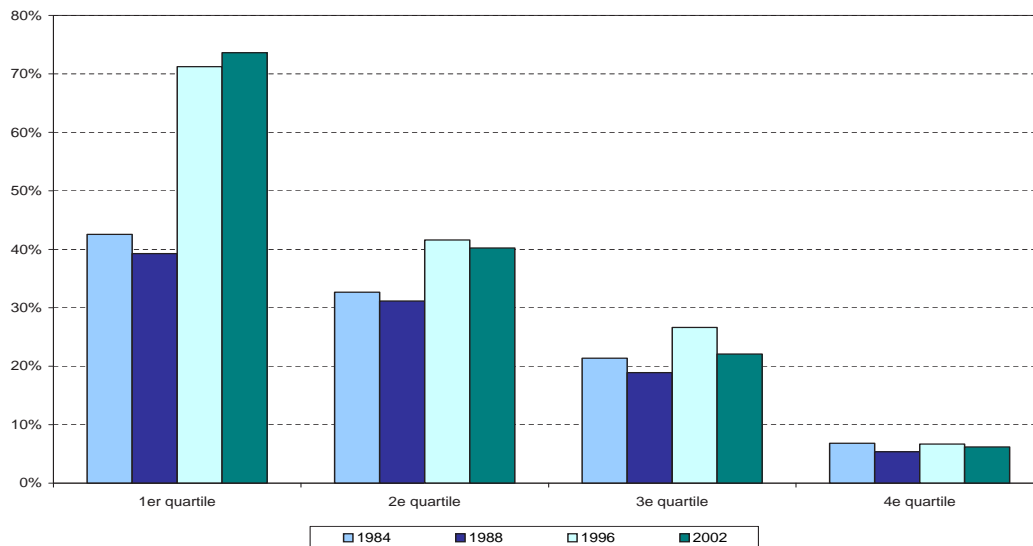
L'analyse des données montre que ce sont principalement les ménages du premier quartile qui ont été bénéficiaires de la réforme. Le graphique 4.1 montre ainsi que le pourcentage de bénéficiaires d'aides est passé d'une moyenne de 42% en 1984 et 1988 à plus de 70% après la réforme en 1996 et 2002 chez les ménages du premier quartile du secteur privé, soit un saut de 30 points. Sur la même période, il a augmenté d'à peine 10 points pour le deuxième quartile. L'effet de la réforme sur les deux groupes est d'autant plus net que le pourcentage de bénéficiaires d'aides est stable avant la réforme entre 1984 et 1988 de même qu'après la réforme en 1996 et 2002³. On choisit donc de prendre le premier quartile comme groupe de traitement et le deuxième quartile comme groupe de contrôle, car ce sont les ménages qui ont les caractéristiques les plus proches des premiers. Nous avons aussi utilisé des groupes plus restreints, et les résultats, qui vont dans le même sens, sont présentés ci-après lorsque nous testons la robustesse des estimations.

Le graphique 4.2, qui trace l'évolution du différentiel d'aide et de loyer annuels au mètre carré permet de comparer les deux groupes avant et après la réforme. Le parallélisme des deux courbes est frappant : les différentiels de loyers et les aides ont évolué de concert sur la période. Mais surtout, la rupture de tendance au moment de la réforme est remarquable : alors qu'entre 1984 et 1988, les différentiels de loyer et d'aide entre les deux premiers quartiles ne varient quasiment pas, ces derniers connaissent une forte croissance entre 1988 et 1996, puis diminuent légèrement après. Ainsi, en comparant les résultats entre 1988 et 1996, on s'aperçoit qu'au moment où

³On a choisit de ne pas utiliser les données de l'enquête Logement 1992 car elle a lieu pendant la réforme, ce qui rend problématique l'interprétation des données. En effet, la mise en place de la réforme s'est déroulée sur trois ans entre 1990 et 1993, et il est difficile de distinguer parmi les ménages de l'enquête 1992 ceux qui bénéficient déjà des nouvelles dispositions de ceux qui ne sont pas encore concernés.

les aides augmentent, les ménages du premier quartile voient leur loyer augmenter beaucoup plus que ceux du deuxième quartile, alors que ce n'est le cas ni avant, ni après la réforme. La stabilité du différentiel des loyers entre 1996 et 2002 suggère aussi que cet effet ne correspond pas à un problème d'ajustement à court terme mais qu'il s'inscrit dans le long terme⁴.

FIG. 4.1 – Pourcentage de bénéficiaires d'aides au logement avant et après la réforme du bouclage, ménages locataires du secteur privé



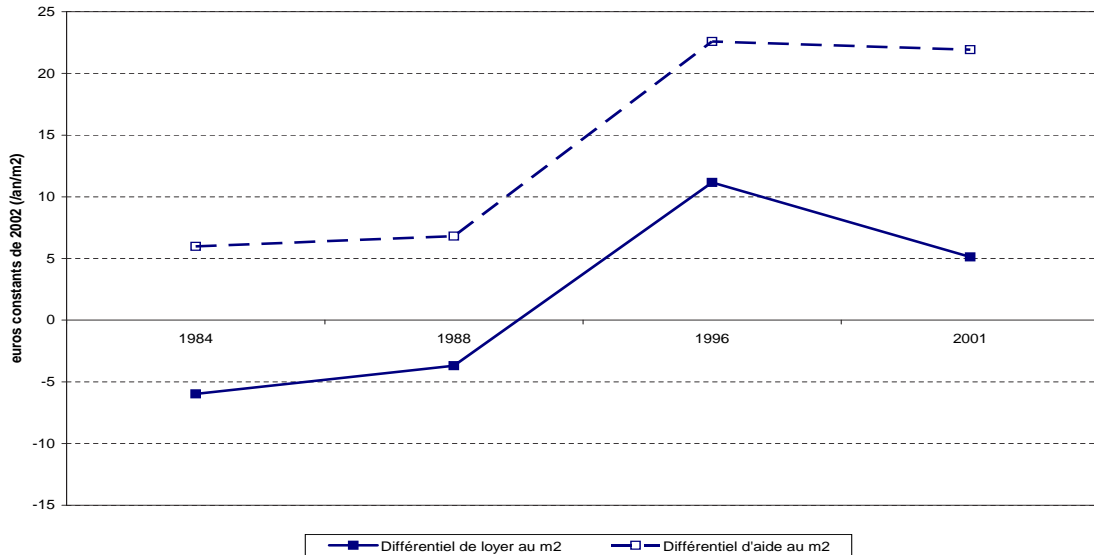
SOURCE : Calculs de l'auteur à partir des Enquêtes Logement Insee.

LECTURE : En 1984, 43 % des ménages du 1^{er} quartile (les 25 % des ménages les plus pauvres) reçoivent des aides personnelles au logement dans le secteur locatif privé.

Logiquement, cette évolution ne devrait concerner que les ménages qui ont été affectés par la réforme. Pour le vérifier, le graphique 4.3 montre l'évolution des différentiels de loyers et d'aide entre les ménages du deuxième quartile et du troisième quartile. Ce graphique « placebo » compare ainsi deux groupes qui n'ont presque pas été concernés par la réforme et dont les évolutions de loyer et d'aide ne devraient donc pas être affectées par cette dernière. On remarque en effet sur le graphique que l'amplitude des évolutions est beaucoup plus faible pour le différentiel de loyer comme

⁴Par ailleurs, on remarque la même rupture de tendance pour le différentiel d'aides et de loyers dans le secteur social après la création de l'Aide personnalisée au logement en 1978 (Fack (2002)). Mais les particularités du système de fixation des loyers dans le secteur social, qui exigent des analyses spécifiques, nous ont conduit à choisir de ne pas utiliser cette expérience naturelle pour cette étude.

FIG. 4.2 – Différentiels d'aide et de loyer moyens au mètre carré entre le premier et le deuxième quartile avant et après la réforme, ménages locataires du secteur privé



SOURCE : Calculs de l'auteur à partir des Enquêtes Logement Insee.

LECTURE : En 1996, les ménages du 1^{er} quartile reçoivent 11 € d'aide en plus par mètre carré et paient 23 € en plus de loyer par mètre carré que les ménages du 2^e quartile.

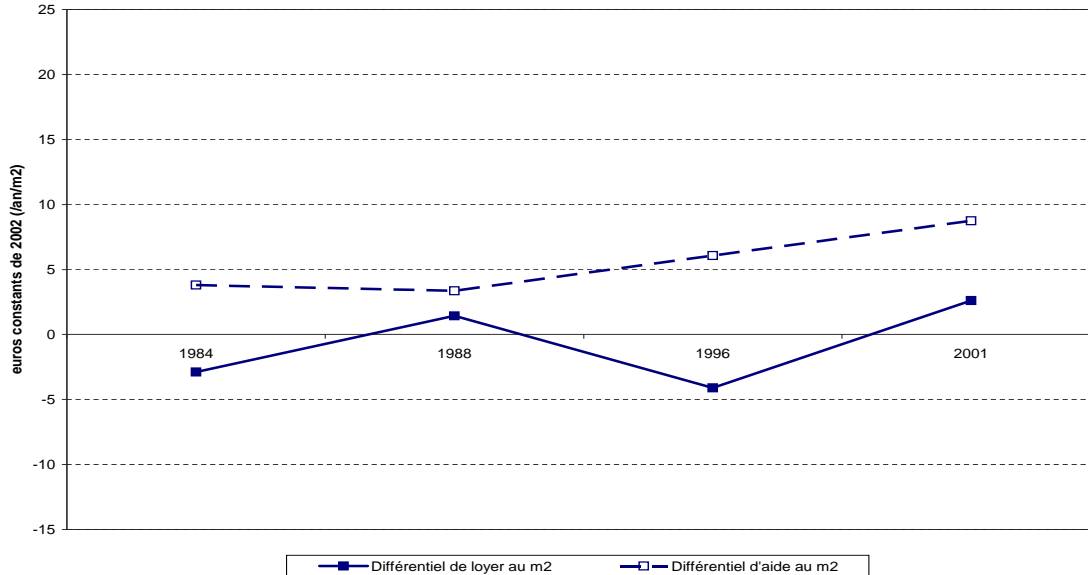
pour le différentiel d'aide et aucune rupture de tendance n'est visible entre 1988 et 1996.

Ce graphique de contrôle confirme que ce sont bien les aides au logement qui semblent à l'origine de la hausse des loyers. Mais pour le mesurer rigoureusement, on effectue des régressions en incluant des variables sociodémographiques pour corriger des caractéristiques structurelles permanentes qui pourraient différencier le premier quartile du deuxième.

4.1.3 La spécification empirique

Faire une estimation en double différence revient en fait à utiliser la méthode des variables instrumentales, avec pour instrument l'indicatrice du groupe de traitement croisée avec l'indicatrice de la période post réforme. Cette méthode permet de corriger le problème potentiel de corrélation de la variable d'aide avec les résidus qui se pose dans la régression par les moindres carrés ordinaires. Pratiquement, l'estimation se fait en deux étapes :

FIG. 4.3 – Différentiels d'aide et de loyer moyens au mètre carré entre le deuxième et le troisième quartile avant et après la réforme, ménages locataires du secteur privé



SOURCE : Calculs de l'auteur à partir des Enquêtes Logement Insee.

LECTURE : En 1996, les ménages du 2^e quartile reçoivent 6 € d'aide en plus par mètre carré et paient 4 € en moins de loyer par mètre carré que les ménages du 3^e quartile.

L'aide au mètre carré est d'abord régressée sur les instruments, dont l'indicatrice de premier quartile croisée avec les années post réforme :

$$Aide_{it} = a + bquartile_1 + cpost + \sum d_j X_{ij} + equartile_1 \times post + u_{it}$$

Où $Aide_{it}$ est le montant annuel au mètre carré d'allocation, $quartile_1$ est une indicatrice du premier quartile, $post$ est une indicatrice d'année post réforme, X_{ij} est la valeur de la caractéristique j propre au logement i et u_{it} est un résidu.

Puis on effectue une estimation par les MCO du loyer au mètre carré sur l'aide au mètre carré prédite et les contrôles :

$$L_{it} = \alpha + \beta quartile_1 + \gamma post + \sum \delta_j X_{ij} + \theta PAide_{it} + \epsilon_{it}$$

Où L_{it} est le loyer annuel au mètre carré du logement i et $PAide_{it}$ est l'aide annuelle au mètre carré prédite par la première régression. En l'absence de contrôles, le coefficient

θ est équivalent à l'estimateur de Wald :

$$\Theta = \frac{(L_{T,1} - L_{T,2}) - (L_{C,1} - L_{C,2})}{(Aide_{T,1} - Aide_{T,2}) - (Aide_{C,1} - Aide_{C,2})}$$

L'ajout de variables de contrôle permet de prendre en compte dans les régressions les éventuelles évolutions de facteurs observables qui ont pu modifier la composition des deux groupes T et C au même moment que le changement de politique.

4.2 Les résultats

Le tableau 4.1 montre comment on calcule le coefficient θ en l'absence de contrôles, ce qui permet de bien comprendre le principe des doubles différences. On observe que le loyer annuel au mètre carré du premier quartile a augmenté de 14,9 euros de plus que celui du deuxième quartile entre 1988 et 1996, c'est-à-dire avant et après la réforme. Sur la même période, l'aide au logement par mètre carré du premier décile a crû de 15,8 euros de plus que celle du deuxième quartile. Le ratio de ces deux chiffres, appelé l'estimateur de Wald donne une estimation du coefficient θ de 0,94. Cela signifie qu'1 euro d'aide supplémentaire entraîne une augmentation de loyer de 0,94 euros. Mais cette estimation ne prend pas en compte les différences structurelles qui existent entre les ménages du premier et du deuxième quartiles.

Les premières régressions sur le secteur privé (tableau 4.2) donnent des estimations de θ autour de 0,5 lorsque les contrôles sur la structure sociodémographique des ménages sont inclus, c'est-à-dire la taille de la famille, l'âge de la personne de référence et l'unité urbaine croisée avec la région⁵. L'ancienneté d'occupation n'a pas été incluse dans les régressions, car elle a pu elle-même être affectée par la réforme. En effet, il est possible que les ménages aient cherché à déménager pour occuper un meilleur logement suite à la réception de l'aide. On a donc préféré inclure l'âge de la personne de référence comme contrôle, plutôt que l'ancienneté d'occupation. Les deux variables sont très corrélées, l'ancienneté d'occupation augmentant avec l'âge et les régressions

⁵Les différents types d'unités urbaines sont regroupés en 5 postes : commune rurale, unité urbaine de moins de 50 000 habitants, unité urbaine entre 50 000 et 99 999 habitants, unité urbaine de 100 000 habitants ou plus (sauf l'agglomération parisienne) et agglomération parisienne.

TAB. 4.1 – Une première estimation de l'effet des aides avec l'estimateur en doubles différences

		1988	1996	1996 - 1988
Loyer annuel au mètre carré (en euros de 2002)	1 ^{er} quartile	64,1 (2,2)	90,2 (2,5)	26,1 (2,3)
	2 ^e quartile	67,8 (2,2)	79,0 (2,2)	11,2 (2,2)
	1 ^{er} - 2 ^e quartile	-3,7 (2,4)	11,2 (2,1)	14,9 (3,2)
		1988	1996	1996 - 1988
Aide au logement annuelle par mètre carré (en euros de 2002)	1 ^{er} quartile	14,3 (0,5)	34,9 (1,0)	20,6 (1,4)
	2 ^e quartile	7,5 (0,2)	12,3 (0,3)	4,8 (0,8)
	1 ^{er} - 2 ^e quartile	6,8 (1,0)	22,6 (1,2)	15,8 (1,5)
	Estimateur de Wald (14,9/15,8)		0,94 (0,20)	

SOURCE : Calculs de l'auteur d'après les enquêtes logement Insee.

LECTURE : La différence de loyer au mètre carré entre 1988 et 1996 est de 26,1 € pour le premier quartile et de 11,2 € pour le deuxième quartile. Le loyer au mètre carré du premier quartile a donc augmenté de 14,9 € de plus que celui du deuxième quartile entre 1988 et 1996. L'aide au logement par mètre carré du premier quartile a augmenté de 15,8 € de plus que celle du deuxième quartile entre 1988 et 1996. Il en résulte qu'1 € d'aide supplémentaire entraîne une augmentation de 0,94 € du loyer.

CHAMP : Ménages locataires du secteur privé. Les écart-types sont entre parenthèses.

avec des contrôles supplémentaires présentées dans les tests de robustesse montrent que l'introduction de l'ancienneté d'occupation dans les contrôles ne change pas les résultats.

Tous les résultats sont très significatifs. Cependant, quand on passe de la régression sans contrôle à la régression avec contrôles, la forte baisse du coefficient θ dans les régressions en double différence laisse penser qu'un effet lié aux différences de composition entre les deux groupes se confond avec l'effet mesuré. Les analyses de la première partie ont effectivement montré que la structure de la population joue un rôle dans l'évolution des loyers.

Une façon de répondre à ce problème est d'effectuer les régressions sur 1984, 1988, 1996 et 2002 en ajoutant une indicatrice pour tester l'existence d'une tendance différentielle d'évolution entre les quartiles sur toute la période⁶. Cette méthode dite des triples différences (DDD) permet de tirer profit de l'information sur l'évolution des loyers et des aides avant et après la réforme en employant plus d'années d'enquête. En effet, la régression en double différence, qui n'utilise que les années 1988 et 1996, n'exploite pas les ruptures de tendance qui ont lieu avant et après la réforme. Il faut cependant garder à l'esprit que l'emploi de la méthode des triples différences entraîne automatiquement une augmentation de la variance qui diminue d'autant la significativité des coefficients. Les estimations du coefficient θ sont beaucoup plus élevées avec les régressions en triple différence et restent significatives. D'après les résultats de la régression en triple différence avec les contrôles (colonne (2)) qui constitue sans doute l'estimation la plus satisfaisante, lorsque l'aide au mètre carré augmente d'1 euro, le loyer au mètre carré augmente de 0,78 euros. Autrement dit, 78% aides au logement ont été absorbées par la hausse des loyers et seulement 22% des allocations

⁶L'estimation s'effectue toujours en deux étapes, en instrumentant d'abord l'aide par une indicatrice de groupe de traitement croisée avec une indicatrice des années après la réforme ($quartile_1 \times post$), tout en ajoutant un trend linéaire différentiel pour les deux quartiles ($quartile_1 \times trend$) :

$$Aide_{it} = a + bquartile_1 + \sum c_k annee_k + dquartile_1 \times trend + equartile_1 \times post + \sum f_j X_{ij} + u_{it}$$

Puis le loyer est régressé sur l'aide prédite et les contrôles :

$$L_{it} = \alpha + \beta quartile_1 + \sum \gamma_k annee_k + \delta quartile_1 \times trend + \sum \eta_j X_{ij} + \theta PAide_{it} + \epsilon_{it}$$

ont réellement permis aux ménages de diminuer leur charge de logement. Ce chiffre correspond à une situation où l'élasticité de l'offre de logement est nettement plus faible que l'élasticité de la demande. Ce résultat suggère aussi que les biais des estimations par les moindres carrés ordinaires conduisent à sous-estimer le coefficient θ .

A partir de ces estimations, on peut aussi calculer quelle est la part de la hausse des loyers des ménages pauvres qui est due aux aides. Entre 1988 et 2002, les aides au logement du premier quartile ont augmenté de 22,2 euros et les loyers de 29,9 euros. Les estimations du coefficient θ étant de 0,78 pour la régression en triple différence avec contrôles, on en déduit que les aides sont responsables de jusqu'à 58% de la hausse des loyers des ménages pauvres sur la période⁷.

TAB. 4.2 – L'effet des aides sur les loyers pour les ménages du secteur privé

ECHANTILLON DES MÉNAGES LOCATAIRES DU SECTEUR PRIVÉ, 1 ^{ER} ET 2 ^E QUARTILES				
Méthode	Variable	Nb d'obs.	(1)	(2)
MCO (1988 et 1996)	Aide au mètre carré	4476	0,58*** (0,03)	0,48*** (0,03)
DD (sur 1988 et 1996)	Aide déclarée au mètre carré instrumentée par indicatrice année x 1 ^{er} quartile	4476	0,94*** (0,20)	0,45*** (0,18)
DDD (84, 88, 96, 02)	Aide déclarée au mètre carré instrumentée par indicatrice année x 1 ^{er} quartile	9635	1,33*** (0,37)	0,78*** (0,31)
Contrôles				
	Indicatrice d'unité urbaine croisée avec la région		NON	OUI
	Type et taille de famille (11 postes)		NON	OUI
	Age de la personne de référence (5 postes)		NON	OUI

SOURCE : Régressions pondérées à partir des enquêtes Logement Insee.

LECTURE : D'après les régressions en triple différence avec contrôles de la deuxième colonne, une augmentation d'1 € d'aide au mètre carré entraîne une augmentation de 0,78 € de loyer au mètre carré pour les ménages locataires du secteur privé.

Les écart-types sont entre parenthèses. *** : significatif à 5%, ** : significatif à 10%.

Mais cette estimation mesure une hausse « brute » du loyer qui mélange plusieurs

⁷Le chiffre est obtenu en divisant $0,78 \times 22,2$ par 29,9.

effets. D'une part la réforme a eu un effet sur la décohabitation des étudiants. En effet, les ménages étudiants ont eu droit aux aides avec la réforme, alors qu'ils n'en bénéficiaient pas avant, à moins d'habiter dans un logement conventionné. L'augmentation du nombre de ménages étudiants a donc pu contribuer à la hausse des loyers pour les ménages pauvres.

D'autre part, la hausse des prix peut être due à une amélioration des logements des ménages bénéficiaires d'aide. On peut se demander quelle est la part de la hausse qui correspond à une amélioration de la qualité des logements et quelle est celle qui a été directement captée par les propriétaires. Les deux sections suivantes sont consacrées au traitement de ces questions.

4.3 Les étudiants et la réforme des aides

4.3.1 Les deux effets de l'apparition de ménages étudiants

La réforme du bouclage des aides a eu un effet qui n'avait pas été prévu : elle a entraîné le départ de certains étudiants de chez leurs parents et la formation de nouveaux ménages. En effet, les étudiants ont été les premiers bénéficiaires de la réforme du bouclage des aides : ils représentaient en 1994 58% des bénéficiaires du bouclage de l'allocation de logement à caractère social (ALS) et le quart des allocataires de cette prestation⁸. Ainsi, parmi les locataires du secteur privé dont la personne de référence est étudiante⁹, seulement 6% recevaient des aides au logement en 1988 alors qu'ils étaient 79% en 2002. Dans le même temps, le pourcentage de ménages étudiants a plus que doublé. Certes, il faut tenir compte du fait que le nombre d'étudiants du supérieur a beaucoup augmenté sur la période, mais une étude de Laferrère et Le Blanc(2004) montre bien que les aides ont joué un rôle dans la décohabitation des étudiants. Cet effet est intéressant mais il pose un problème pour la mesure de l'impact des aides : on peut se demander dans quelle mesure la hausse des loyers des

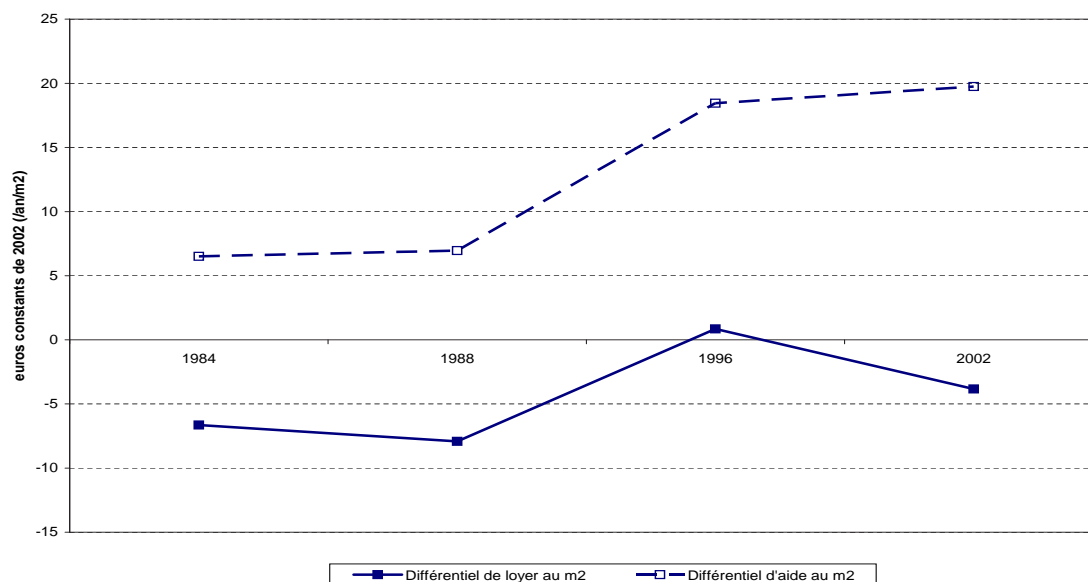
⁸Ces chiffres donnés par Steck (1995) sont à rapprocher des statistiques des Enquêtes Logements : les étudiants représentent 13,4% des allocataires du secteur privé en 1996 (tous types d'aide confondus) contre 0,6% en 1988.

⁹Dans la suite du texte, le terme « ménages étudiants » est utilisé à la place des ménages » dont la personne de référence est étudiante ».

ménages pauvres s'explique par l'apparition des étudiants.

Pour répondre à ce problème, on a dans un premier temps refait les régressions en excluant les ménages étudiants de l'échantillon. La composition des groupes est ainsi plus stable entre 1988 et 1996 (voir les tableaux de statistiques descriptives en Annexe). Le graphique 4.4 montre que les différentiels d'aide et de loyer annuels au mètre carré sans les étudiants ont la même évolution que ceux de l'échantillon complet, même si la rupture de tendance est un peu moins marquée.

FIG. 4.4 – Différentiels d'aide et de loyer au mètre carré entre le premier et le deuxième quartile avant et après la réforme, ménages locataires du secteur privé sans les étudiants



SOURCE : Calculs de l'auteur à partir des Enquêtes Logement Insee.

LECTURE : En 1996 les ménages du 1^{er} quartile reçoivent 18 € d'aide en plus par mètre carré et paient 1 € en plus de loyer par mètre carré que les ménages du 2^e quartile.

Les estimations de θ sont toutes significatives, et pour les régressions en double différence, elles restent proches des estimations effectuées sur l'échantillon avec l'ensemble des ménages du secteur privé (cf. tableau 4.3). La méthode des triples différences donne des estimations encore plus élevées suggérant que la totalité des aides au logement a été absorbée par des hausses de loyers.

Ainsi, l'effet des aides sur les loyers reste fort même sans les étudiants. Cependant, on peut supposer que l'arrivée des ménages étudiants a exercé une pression sur la demande des logements pour les ménages modestes non étudiants, entraînant ainsi

TAB. 4.3 – L'effet des aides sur les loyers pour les ménages du secteur privé sans les étudiants

ECHANTILLON : MÉNAGES LOCATAIRES DU SECTEUR PRIVÉ SANS LES ÉTUDIANTS, 1 ^{ER} ET 2 ^E QUANTILES				
Méthode	Variable	Nb d'obs.	(1)	(2)
MCO (1988 et 1996)	Aide au mètre carré	4248	0,53*** (0,04)	0,48*** (0,03)
DD (sur 1988 et 1996)	Aide déclarée au mètre carré instrumentée par indicatrice année x 1 ^{er} quartile	4248	0,76*** (0,26)	0,39** (0,24)
DDD (84, 88, 96, 02)	Aide déclarée au mètre carré instrumentée par indicatrice année x 1 ^{er} quartile	9180	1,42*** (0,63)	1,02*** (0,52)
Contrôles				
	Indicatrice d'unité urbaine croisée avec la région		NON	OUI
	Type et taille de famille (11 postes)		NON	OUI
	Age de la personne de référence (5 postes)		NON	OUI

SOURCE : Régressions pondérées à partir des enquêtes Logement Insee.

LECTURE : D'après les régressions en triple différence avec contrôles de la deuxième colonne, une augmentation d'1 € d'aide au mètre carré entraîne une augmentation de 1,02 € de loyer au mètre carré pour les ménages locataires du secteur privé. Les écart-types sont entre parenthèses. *** : significatif à 5%, ** : significatif à 10%.

une hausse de leur loyer. En effet, vu la pénurie de résidences universitaires, beaucoup d'étudiants sont allés se loger sur le secteur privé, dans des petits logements, entrant ainsi en concurrence avec les autres ménages pauvres. L'effet des aides aux étudiants peut être décomposé en deux effets : un « effet direct » sur les loyers étudiants et un « effet indirect » sur les loyers des ménages pauvres non étudiants lié à la concurrence entraînée par l'apparition de nouveaux ménages étudiants. Les régressions sans les étudiants ne permettent pas de distinguer clairement les deux effets. Il faut développer une autre méthode pour les estimer séparément.

4.3.2 La stratégie d'estimation pour évaluer l'impact des étudiants

Pour mesurer l'effet indirect, on distingue deux zones suivant leur densité en ménages étudiants. On peut alors comparer les résultats des régressions sur ces deux sous populations. On construit la première zone (« zone 1 ») en remarquant que les étudiants habitent essentiellement dans les centres des grandes agglomérations. Plus précisément, la zone 1 regroupe les villes de province de plus de 100000 habitants, les communes centres des agglomérations ayant entre 50000 et 100000 habitants, et Paris mais pas l'agglomération parisienne. La zone 2 regroupe les agglomérations de moins de 20000 habitants, les communes périphériques des agglomérations ayant entre 50000 et 100000 habitants ainsi que l'agglomération parisienne hors Paris¹⁰.

Pour isoler l'effet indirect dû aux étudiants, on a veillé à ce que le découpage des zones ne réplique pas la distinction entre grandes et petites villes. Ainsi, l'effet étudiant sera identifié même si l'évolution des loyers dans les grandes agglomérations diffère de celle des petites villes. Le tableau 4.4 montre bien que les ménages étudiants locataires du secteur privé sont regroupés dans la zone 1.

Si l'arrivée des étudiants a réellement causé la hausse des loyers, on devrait trouver un coefficient θ beaucoup plus élevé dans la zone 1 où les étudiants se sont massivement installés que dans la zone 2. On estime donc le coefficient θ dans chaque zone, en se restreignant à l'échantillon des ménages du secteur privé sans les étudiants.

¹⁰On a préféré ne pas inclure les zones rurales pour plus d'homogénéité entre les deux zones.

TAB. 4.4 – Evolution de la proportion de ménages étudiants parmi les locataires du secteur privé en fonction des zones de concentration d'étudiants

	1984	1988	1996	2002
Zone 1	2 %	5 %	12 %	12 %
Zone 2	0 %	1 %	2 %	2 %

La zone 1 regroupe les agglomérations de plus de 100 000 habitants, les communes centres des agglomérations de plus de 50 000 et de moins de 100 000 habitants et Paris (sans la région parisienne). La zone 2 correspond au reste de la France, sauf les communes rurales.

Comme les échantillons sont deux fois plus petits, la précision des estimations est plus faible et elle affecte la significativité des coefficients. Les résultats montrent que les estimations de θ sont plus élevées dans la zone où se concentrent les étudiants que dans celle où ils sont peu présents, même si la différence entre les coefficients n'est en général pas statistiquement significative¹¹ (cf. tableau 4.5).

Ces résultats semblent confirmer que l'arrivée de ménages étudiants sur le secteur privé du marché immobilier a eu un impact sur les loyers des ménages pauvres, mais c'est un effet indirect qui domine. On a en effet vu que les loyers des étudiants n'expliquent pas vraiment la hausse, car les estimations de θ ne baissent pas lorsqu'on retire les étudiants de l'échantillon. Si les ménages étudiants ont contribué à la hausse des loyers, c'est indirectement, en exerçant une pression sur la demande dans les quartiers où ils se sont installés, comme le montrent les estimations selon les zones de présence étudiante.

L'augmentation des loyers suite à la réforme des aides au logement s'explique donc par la conjonction de plusieurs effets. D'une part, les ménages pauvres ont augmenté leur demande de logement suite à la réception des aides. D'autre part, l'attribution des aides aux étudiants a aussi entraîné une nouvelle demande pour le même sous-marché. Or, comme d'après nos estimations, l'offre n'a pas répondu à cette augmentation de la demande, les hausses d'aide se sont traduites en hausse de loyer. Pour valider cette interprétation, il reste à vérifier que la hausse des loyers ne cache pas une augmentation de la qualité des logements.

¹¹Les tests de Chow conduisent à rejeter l'hypothèse d'égalité des coefficients entre les deux sous échantillons, mais cela peut être dû à la baisse de la taille des échantillons, qui affecte la robustesse des estimations.

LES AIDES PERSONNELLES AU LOGEMENT SONT-ELLES EFFICACES ? ESTIMATION DE L'INCIDENCE DES AIDES SUR LES LOYERS EN FRANCE, 1984-2002

TAB. 4.5 – Mesure de « l'effet étudiant » : estimation par zones de présence étudiante

ÉCHANTILLON : MÉNAGES LOCATAIRES DU SECTEUR PRIVÉ SANS LES ÉTUDIANTS, 1 ^{ER} ET 2 ^E QUANTILES				
Méthode	Variable	Nb d'obs.	(1)	(2)
DD (sur 1988 et 1996)	Aide déclarée au mètre carré instrumentée par indicatrice	4248	0,76***	0,39**
	année x 1 ^{er} quartile		(0,26)	(0,24)
DDD (84, 88, 96, 02)	Aide déclarée au mètre carré instrumentée par indicatrice	9180	1,42***	1,02***
	année x 1 ^{er} quartile		(0,63)	(0,52)
ÉCHANTILLON 1 : ZONE DE FORTE PRÉSENCE ÉTUDIANTE				
Méthode	Variable	Nb d'obs.	(1)	(2)
DD (sur 1988 et 1996)	Aide déclarée au mètre carré instrumentée par indicatrice	2043	0,91***	0,58**
	année x 1 ^{er} quartile		(0,34)	(0,37)
DDD (84, 88, 96, 02)	Aide déclarée au mètre carré instrumentée par indicatrice	4521	1,37	1,34
	année x 1 ^{er} quartile		(1,07)	(0,86)
ÉCHANTILLON 2 : ZONE DE FAIBLE PRÉSENCE ÉTUDIANTE				
Méthode	Variable	Nb d'obs.	(1)	(2)
DD (sur 1988 et 1996)	Aide déclarée au mètre carré instrumentée par indicatrice	1486	0,63***	0,10
	année x 1 ^{er} quartile		(0,34)	(0,37)
DDD (84, 88, 96, 02)	Aide déclarée au mètre carré instrumentée par indicatrice	3196	1,23***	0,71
	année x 1 ^{er} quartile		(0,55)	(0,47)
Contrôles				
Indicatrice d'unité urbaine croisée avec la région			NON	OUI
Type et taille de famille (11 postes)			NON	OUI
Age de la personne de référence (5 postes)			NON	OUI

SOURCE : Régressions pondérées à partir des enquêtes Logement Insee.

LECTURE : D'après les régressions en triple différence avec contrôles de la deuxième colonne, une augmentation d'1 € d'aide au mètre carré entraîne une augmentation de 0,76 € de loyer au mètre carré pour les ménages locataires du secteur privé.

Les écart-types sont entre parenthèses. *** : significatif à 5%, ** : significatif à 10%.

4.4 Un faible effet des aides sur la qualité du logement

Si les aides ont permis aux ménages du premier quartile d'améliorer leur habitat, on doit observer une amélioration de la surface ou de la qualité de leurs logements. On peut remarquer qu'il est plus facile pour un ménage locataire d'améliorer la qualité du logement que d'augmenter la surface, car dans ce dernier cas il faut déménager, ce qui est long et coûteux. Les rares études sur les locataires montrent d'ailleurs que la demande de surface est en général moins sensible au prix et au revenu que la demande de qualité (Granelle (1998)). On peut donc supposer que la demande de confort augmente plus suite à la réception d'aide que la demande de surface.

Il faut aussi ajouter qu'un ménage peut chercher à se loger dans un meilleur quartier pour améliorer son habitat, mais les données des enquêtes logements ne nous permettent pas de tester cette hypothèse. On peut cependant souligner qu'il faudrait là aussi que les locataires déménagent¹².

4.4.1 Une très faible augmentation de la surface des logements.

La surface moyenne des logements des ménages locataires du secteur privé a peu évolué entre 1988 et 1996. Quand on ne prend pas en compte les ménages étudiants, on constate en effet qu'elle est restée stable sur la période pour les ménages du premier quartile et qu'elle a légèrement diminué pour les ménages du deuxième quartile (cf. tableaux en Annexe). Comme le différentiel entre les deux quartiles n'est pas significatif, on peut conclure que la taille des logements des ménages du premier quartile n'a pas augmenté plus que celle des ménages du deuxième quartile sur la période. Les

¹²L'ancienneté des ménages du premier quartile a fortement chuté entre 1984 et 2002, mais cette baisse ne semble pas avoir été directement causée par la réforme des aides, car on n'observe pas de rupture de tendance au moment où celle-ci est mise en place. Cette chute de l'ancienneté semble plus directement liée à l'abaissement de l'âge de la personne de référence des ménages du premier quartile. Si on peut supposer que ces ménages ont pu profiter de déménagements plus fréquents pour se loger mieux, il est difficile d'identifier clairement un effet de la réforme sur la mobilité des ménages.

aides n'ont donc pas servi à augmenter la surface des logements des ménages pauvres. Cependant, on a vu que l'évolution de la taille du logement ne mesure que très imparfaitement l'amélioration de l'habitat : les ménages ont pu améliorer la qualité de leur logement, à défaut de la quantité. Mais il est plus difficile de mesurer l'évolution de la qualité que celle de la surface car il n'existe pas d'indicateur unique de la qualité d'un logement, qui est une notion multidimensionnelle et parfois subjective.

4.4.2 L'amélioration du confort : un effet des aides ?

L'étude de la qualité des logements est limitée par les variables présentes dans les enquêtes 1984 et 1988, qui sont beaucoup moins nombreuses que dans les enquêtes suivantes¹³. On peut observer l'évolution du confort de base du logement (eau courante, sanitaires, chauffage) avant et après la réforme. Cet indicateur basique de la qualité a l'avantage d'être objectif. Le tableau 4.6 montre l'évolution du confort de base pour les ménages locataires entre 1984 et 2002. Ainsi en 1984, plus de 30% des logements des ménages du premier quartile sont dépourvus d'installations sanitaires, alors que cela ne concerne même pas 3% des logements de ce quartile en 2002. Le confort de base des logements des ménages du premier quartile s'est donc fortement amélioré sur la période, mais celui des ménages du deuxième quartile a aussi fortement augmenté : la progression de la qualité des logements ne concerne pas uniquement le premier quartile. Ces observations suggèrent que les allocations logement n'ont peut être pas joué un grand rôle dans l'amélioration du confort. De plus, si les aides avaient vraiment un effet sur l'amélioration de la qualité des logements, on devrait observer une rupture de tendance dans l'augmentation du confort au moment de la réforme. Or, on constate que l'équipement en eau, sanitaires et chauffage progresse au moins aussi vite avant la réforme (entre 1984 et 1988) que pendant (entre 1988 et 1996), sans aucune rupture de tendance. Ainsi, si on observe une forte augmentation du confort de base des logements des deux premiers quartiles entre 1984 et 2002, la réforme des aides ne semble pas être la principale cause de cette évolution.

¹³L'enquête la plus riche sur les variables qualité est celle de 1996, mais nous ne pouvons malheureusement exploiter que les variables existant depuis 1984

TAB. 4.6 – Evolution du confort du logement selon les quartiles

1984	(quartiles)	1^{er}	2^e	3^e	4^e
Pas d'eau courante		1,1	0,5	0,0	0,0
Eau courante seulement		21,9	10,2	4,5	1,5
Eau et WC sans installation sanitaire		9,1	3,8	2,8	1,1
Eau et installations sanitaires		3,9	5,0	2,6	2,3
WC et installations sans chauffage central		24,7	24,8	23,3	10,9
WC et installations avec chauffage central		39,4	55,8	66,8	84,2
1988	(quartiles)	1^{er}	2^e	3^e	4^e
Pas d'eau courante		0,4	0,1	0,0	0,0
Eau courante seulement		11,9	6,2	1,7	1,2
Eau et WC sans installation sanitaire		5,4	2,3	1,4	0,3
Eau et installations sanitaires		3,5	2,2	2,1	0,7
WC et installations sans chauffage central		31,0	24,9	20,3	13,2
WC et installations avec chauffage central		47,9	64,3	74,5	84,7
1996	(quartiles)	1^{er}	2^e	3^e	4^e
Pas d'eau courante		0,2	0,1	0,0	0,0
Eau courante seulement		3,3	1,3	0,6	0,1
Eau et WC sans installation sanitaire		2,3	1,2	0,3	0,3
Eau et installations sanitaires		2,2	2,0	0,6	0,3
WC et installations sans chauffage central		28,5	23,1	19,8	14,6
WC et installations avec chauffage central		63,6	72,4	78,7	84,7
2002	(quartiles)	1^{er}	2^e	3^e	4^e
Pas d'eau courante		0,1	0,0	0,0	0,0
Eau courante seulement		1,3	0,2	0,4	0,0
Eau et WC sans installation sanitaire		1,5	0,4	0,3	0,1
Eau et installations sanitaires		1,5	2,1	0,4	0,4
WC et installations sans chauffage central		9,4	7,6	7,5	2,8
WC et installations avec chauffage central		86,2	89,7	91,4	96,7

SOURCE : Calculs de l'auteur d'après les enquêtes logement Insee.

LECTURE : En 1984, 21,9 % des logements des ménages du 1^{er} quartile n'ont que l'eau courante.

CHAMP : Ménages locataires du secteur privé.

Afin de tester de façon plus systématique dans quelle mesure l'estimation du coefficient θ calculée précédemment peut mélanger la hausse « brute » des prix avec la hausse liée à l'amélioration de la qualité, on simule un prix des logements « à qualité constante » en utilisant la méthode des indices de prix hédoniques. On évalue dans un premier temps le prix de chaque caractéristique de confort pour chaque année en régressant le loyer au mètre carré sur les indicateurs de confort, puis on reconstitue le prix des logements en supposant qu'ils ont tous le meilleur confort de base possible. Les loyers ainsi obtenus n'incorporent plus les hausses liées à l'amélioration du confort et permettent de se focaliser sur les hausses « brutes de loyer ». Les résultats des régressions sur ces loyers corrigés pour le confort, présentés dans le tableau 4.7 montrent que même si le coefficient des double différence baisse, le coefficient des triples différences confirme nos premiers résultats.

TAB. 4.7 – L'effet des aides sur les loyers après correction pour le confort

ECHANTILLON DES MÉNAGES LOCATAIRES DU SECTEUR PRIVÉ, 1 ^{ER} ET 2 ^E QUARTILES				
Méthode	Variable	Nb d'obs.	(1)	(2)
DD (sur 1988 et 1996)	Aide déclarée au mètre carré instrumentée par indicatrice année x 1 ^{er} quartile	4476	0,81*** (0,25)	0,29 (0,25)
	Aide déclarée au mètre carré instrumentée par indicatrice année x 1 ^{er} quartile	9635	1,32*** (0,45)	0,76** (0,40)
Contrôles				
	Indicatrice d'unité urbaine croisée avec la région		NON	OUI
	Type et taille de famille (11 postes)		NON	OUI
	Age de la personne de référence (5 postes)		NON	OUI

SOURCE : Régressions pondérées à partir des enquêtes Logement Insee.

LECTURE : D'après les régressions en triple différence avec contrôles de la deuxième colonne, une augmentation d'1 € d'aide au mètre carré entraîne une augmentation de 0,76 € de loyer au mètre carré pour les ménages locataires du secteur privé.

Les écart-types sont entre parenthèses. *** : significatif à 5%, ** : significatif à 10%.

L'augmentation de la qualité des logements, telle qu'on peut la mesurer, ne semble donc pas jouer un grand rôle dans la hausse des loyers des ménages pauvres. Il faut cependant reconnaître que les indicateurs de qualité que l'on a utilisé sont très im-

parfaits : ils ne repèrent que les changements majeurs de la qualité du logement. On ne peut pas savoir si les propriétaires ont effectué des travaux de réfection ou de mise aux normes justifiant des augmentations de logement. Il est possible que l'effet qualité soit donc sous-estimé.

4.5 Tests de robustesse

Cette partie est consacrée à la vérification de la robustesse des résultats. Nous présentons d'abord des régressions incluant d'autres types de contrôles. Puis nous effectuons une estimation avec des groupes de traitement et de contrôle plus restreints. Nous montrons aussi les résultats des régressions effectuées sur une autre source de données disponibles, l'enquête Budget des Familles. Enfin nous avons comparé les premières estimations qui utilisent la variable d'aide au logement déclarée avec celles effectuées en utilisant une variable d'aide au logement théorique calculée à partir des barèmes. Tous ces tests de robustesse renforcent nos résultats.

4.5.1 La prise en compte d'autres variables de contrôle dans les régressions

Nous avons choisi d'inclure l'âge de la personne de référence dans les régressions plutôt que l'ancienneté d'occupation. Nous vérifions ici que l'introduction de ce contrôle (ainsi que d'un terme quadratique, pour prendre en compte des éventuels effets non linéaires) ne change pas les résultats. Le tableau 4.8 permet ainsi de comparer les résultats de la spécification de base (colonne (2)) où l'âge de la personne de référence est pris comme contrôle, avec ceux où l'ancienneté d'occupation est introduite dans les contrôles, sans (colonne (3)) ou avec (colonne (4)) l'âge de la personne de référence : l'effet estimé des aides au logement reste très similaire dans les trois spécifications (avec ou sans les étudiants). Nous avons aussi cherché à introduire une variable qui prenne mieux en compte la localisation. Les indicateurs de localisation disponibles dans les enquêtes logement 1984 à 2002 sont très restreints, mais il est possible d'inclure dans les régressions une variable indiquant si le logement est situé

dans une commune centre ou dans une commune périphérique de l'agglomération. La colonne (5) du tableau 4.8 montre que l'introduction de ce contrôle supplémentaire (croisé avec la région) ne change pas les résultats. Les résultats de la spécification de base sont donc robustes à l'introduction de ces variables de contrôles alternatives.

4.5.2 Un autre groupe de contrôle

On peut définir des groupes de traitement et de contrôle alternatifs en restreignant l'analyse à des catégories de petits ménages plus spécifiques, au sein des ménages à faibles revenus. On peut ainsi prendre comme groupe de traitement les personnes seules et les couples sans enfants, dont le chef de ménage est âgé de 25 à 64 ans, et qui sont, par la faiblesse de leur revenu, éligibles aux allocations de logement. Avant la réforme, ces ménages ne pouvaient pas bénéficier d'aides, à moins de remplir certaines conditions spécifiques, qui ne sont pas mentionnées dans les enquêtes (comme le chômage de longue durée ou certains handicaps). Au sein de ce groupe, seulement 16% déclaraient recevoir des aides au logement dans l'enquête de 1988. Ils sont devenus éligibles suite à la réforme et 56% d'entre eux recevaient des aides en 1996, selon l'enquête Logement. Ce groupe de contrôle peut être comparé aux personnes seules et aux couples sans enfants âgés de plus de 65 ans, qui étaient déjà éligibles avant la réforme et constituent donc un groupe de contrôle alternatif. Selon les enquêtes, respectivement 52% et 64% de ces ménages déclaraient bénéficier d'aides au logement en 1988 et 1996.

En restreignant l'analyse à ces groupes, on perd de l'information, puisque l'on ne retient qu'une partie des ménages affectés (et non affectés) par la réforme. Cependant, les groupes de traitement et de contrôles ainsi formés sont plus proches en termes de taille du foyer et de revenu, ce qui permet de mettre moins de contrôles dans les régressions. C'est d'ailleurs pour avoir les groupes les plus proches possible en termes de taille de ménage et de consommation de logement que les familles avec enfants ne sont pas prises en compte dans le groupe de contrôle. Les doubles différences, présentées dans le tableau 4.9 montrent que les résultats sont similaires, avec une estimation de 0.59 pour θ même si les coefficients ne sont significatifs qu'à 10%, ce

TAB. 4.8 – L'effet des aides sur les loyers pour les ménages du secteur privé, avec différents contrôles

ÉCHANTILLON DES MÉNAGES LOCATAIRES DU SECTEUR PRIVÉ, 1 ^{ER} ET 2 ^E QUARTILES							
Méthode	Variable	Nb d'obs.	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
DD (sur 1988 et 1996)	Aide déclarée au mètre carré instrumentée	4476	0,94*** (0,20)	0,45*** (0,18)	0,51*** (0,17)	0,45*** (0,17)	0,43*** (0,19)
DDD (84, 88, 96, 02)	Aide déclarée au mètre carré instrumentée	9635	1,33*** (0,37)	0,78*** (0,31)	0,78*** (0,30)	0,74*** (0,30)	0,81*** (0,31)
Contrôles							
	Unité urbaine croisée avec la région		NON	OUI	OUI	OUI	OUI
	Type et taille de famille (11 postes)		NON	OUI	OUI	OUI	OUI
	Age de la personne de référence (5 postes)		NON	OUI	NON	OUI	OUI
	Ancienneté et ancienneté au car × région)		NON	NON	NON	NON	OUI
ÉCHANTILLON DES MÉNAGES LOCATAIRES DU SECTEUR PRIVÉ SANS LES ÉTUDIANTS, 1 ^{ER} ET 2 ^E QUARTILES							
Méthode	Variable	Nb d'obs.	(1)	(2)	(3)	(3)	(5)
DD (sur 1988 et 1996)	Aide déclarée au mètre carré instrumentée	4248	0,76*** (0,26)	0,39*** (0,24)	0,38*** (0,23)	0,38*** (0,23)	0,36*** (0,24)
DDD (84, 88, 96, 02)	Aide déclarée au mètre carré instrumentée	9180	1,42*** (0,63)	1,02*** (0,52)	0,92*** (0,53)	0,94*** (0,51)	1,00*** (0,53)
Contrôles							
	Unité urbaine croisée avec la région		NON	OUI	OUI	OUI	OUI
	Type et taille de famille (11 postes)		NON	OUI	OUI	OUI	OUI
	Age de la personne de référence (5 postes)		NON	OUI	NON	OUI	OUI
	Ancienneté et ancienneté au carré		NON	NON	OUI	OUI	NON
	Distinction centre/périphérie (× région)		NON	NON	NON	NON	OUI

SOURCE : Régressions pondérées à partir des enquêtes Logement Insee.
 LECTURE : D'après les régressions en triple différence avec contrôles de la deuxième colonne, une augmentation d'1 € d'aide au mètre carré entraîne une augmentation de 0,78 € de loyer au mètre carré pour les ménages locataires du secteur privé.
 Les écart-types sont entre parenthèses. *** : significatif à 5%, ** : significatif à 10%.

qui est probablement dû à la plus petite taille de l'échantillon.

4.5.3 Estimations avec les enquêtes budget des familles

Pour vérifier que nos estimations ne sont pas liées aux données et aux dates de ces enquêtes, on a cherché à refaire les calculs sur une autre source de données. Mise à part l'enquête Logement, seule l'enquête Budget des Familles recueille à la fois des données sur le logement, notamment le loyer, et sur les caractéristiques des ménages, en particulier les revenus. Nous l'avons donc utilisée pour tester la robustesse de nos premières estimations.

Avant de présenter les résultats des estimations avec les enquêtes Budget des Familles, nous présentons rapidement les caractéristiques de cette source de données. Les enquêtes Budget des Familles sont conduites tous les 4 à 5 ans environ par l'INSEE dans le but d'établir très précisément la structure du budget des ménages. Les données sur les revenus (dont les aides au logement) mais surtout sur les dépenses (dont le loyer) sont donc minutieusement relevées dans des carnets hebdomadaires, ce qui nécessite un déroulement de l'enquête sur plusieurs mois. La lourdeur du dispositif explique que le nombre de ménages enquêtés soit plus faible que dans les Enquêtes Logement : environ 10 000 ménages (dont un peu moins de 40% de locataires). L'enquête comporte aussi un questionnaire socio-démographique sur les caractéristiques des individus et des ménages, ainsi que des informations basiques sur le logement. On connaît la surface du logement ainsi que le statut d'occupation et le secteur de location mais aucune information n'est donnée sur la qualité du logement. Les enquêtes Budget des Familles nous permettent donc de refaire les estimations de base réalisées sur les enquêtes logement, mais l'absence de variables qualité nous empêche d'effectuer des corrections pour la qualité du logement et le faible nombre d'observations limite les possibilités d'estimations sur des sous échantillons¹⁴. Nous disposons des enquêtes des années 1984-85, 1988-89, 1994-95 et 2000-01. Les deux premières enquêtes ont été réalisées à peu près au même moment que les enquêtes Logement,

¹⁴Il faut aussi signaler l'absence de la variable indicatrice de la région dans l'enquête logement 2001 qui limite les corrections géographiques à la taille de l'unité urbaine.

TAB. 4.9 – Test de robustesse : estimations avec un autre groupe de contrôle et une autre source de données

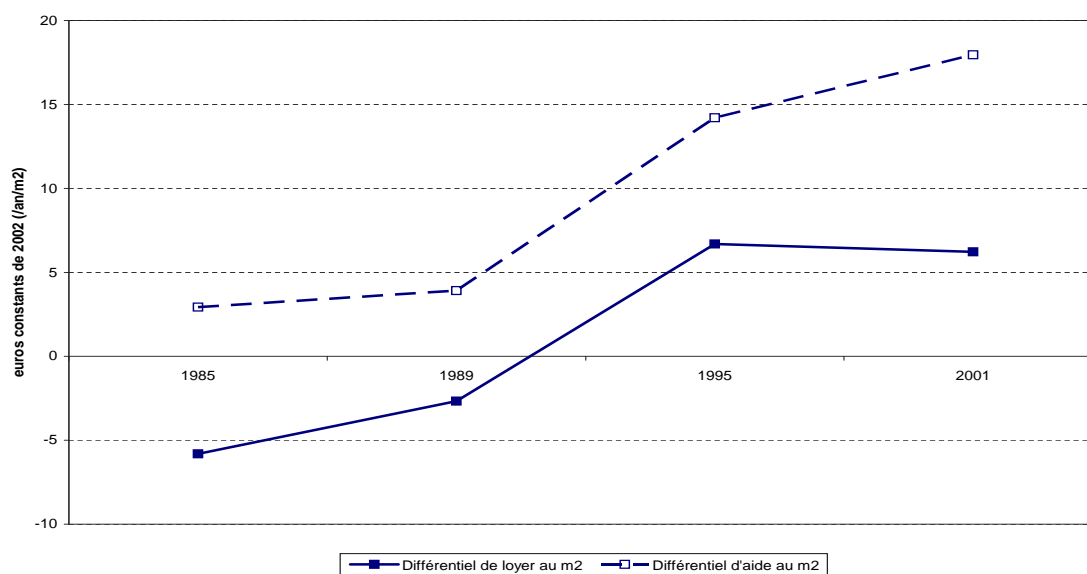
LOCATAIRES DU SECTEUR PRIVÉ					
Méthode	Variable	(1) Enquête Logement	(2) Enquête Logement (ss. étudiants)	(3) Enquête Budget des familles	(4) Enquête Budget des familles (ss. étudiants)
DD (88 et 96)	Aide au logement instrumentée	0,52** (-0,25)	0,59** (-0,26)	0,75** (-0,45)	0,44** (-0,27)
Taille de l'échantillon		1664	1613	1617	1607
Groupe de traitement		Célibataire ou couple sans enfants (25-64 ans)	Célibataire ou couple sans enfants (25-64 ans)	1 ^{er} quartile	1 ^{er} quartile
Groupe de contrôle		Célibataire ou couple sans enfants (+ de 65 ans)	Célibataire ou couple sans enfants (+ de 65 ans)	2 ^{ème} quartile	2 ^{ème} quartile
Contrôles					
Type et taille de la famille		OUI	OUI	OUI	OUI
Age du chef de ménage		OUI	OUI	OUI	OUI

SOURCES : Calculs de l'auteur à partir des Enquêtes Budget des Familles INSEE. Les écart-types sont entre parenthèses. *** : significatif à 5%, ** : significatif à 10%.
NOTE : La variable expliquée est le loyer annuel au mètre carré dans le secteur privé. Dans les spécifications des colonnes (1) et (2), l'échantillon est réduit aux ménages dont le revenu ne dépasse pas le plafond pour être éligibles aux aides.

mais pas les deux suivantes, ce qui nous donne des informations supplémentaires sur l'évolution des loyers après la réforme.

Le graphique 4.5 montre l'évolution des différentiels d'aide et de loyer annuels au mètre carré entre le premier et le deuxième quartile des ménages du secteur privé entre l'enquête de 1984-85 et celle de 2000-01. Il confirme la rupture de tendance au moment de la réforme observée avec les enquêtes logement (graphique 4.5). De même, aucune rupture de tendance ne s'observe sur les différentiels entre le deuxième et le troisième quartile (graphique 4.6), ce qui renforce les premières conclusions tirées des enquêtes Logement.

FIG. 4.5 – Différentiels d'aide et de loyer moyens au mètre carré entre le premier et le deuxième quartile avant et après la réforme, ménages locataires du secteur privé

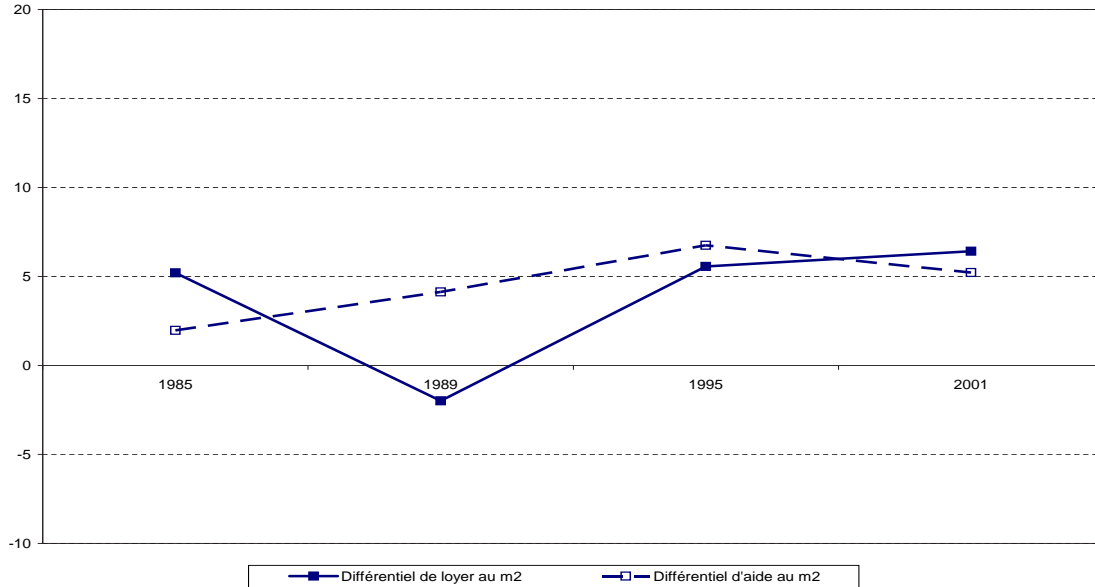


SOURCE : Calculs de l'auteur à partir des Enquêtes Budget des Familles INSEE.

LECTURE : En 1995, les ménages du 1^{er} quartile reçoivent 14,2 € d'aide en plus par mètre carré et paient 6,7 € en plus de loyer par mètre carré que les ménages du 2^e quartile.

Les régressions aussi vont dans le même sens que les estimations sur les enquêtes logement, même si les estimations sont moins robustes à cause de la plus petite taille des échantillons (environ deux fois moins de ménages que dans les enquêtes logement). Les résultats en double différence sont significatifs à 10% et très proches de ceux obtenus avec les enquêtes logement : le θ est estimé à 0,91 sans contrôle (à comparer à 0,94) et à 0,75 avec les contrôles (contre 0,48 mais dans les enquêtes

FIG. 4.6 – Différentiels d'aide et de loyer moyens au mètre carré entre le deuxième et le troisième quartile avant et après la réforme, ménages locataires du secteur privé



SOURCE : Calculs de l'auteur à partir des Enquêtes Budget des Familles INSEE.

logement avec la correction supplémentaire de la région).

4.5.4 Estimations avec les aides au logement théoriques

Enfin, nous avons testé la robustesse des estimations en utilisant le montant théorique calculé d'aide au logement plutôt que la variable d'aide présente dans l'enquête, pour vérifier que les résultats n'étaient pas biaisés par des erreurs de déclaration. Par exemple, il semble que certains ménages ne se rendent pas compte qu'ils reçoivent une aide quand celle-ci est directement déduite du loyer (procédure du tiers payant) et déclarent ne pas en recevoir dans l'enquête. Le calcul théorique permet de repérer ce type d'erreur de déclaration, qui biaise l'estimation du coefficient θ . L'utilisation des aides au logement théoriques au lieu des aides déclarées dans les régressions peut aussi supprimer certains biais, liés à l'existence de variables inobservables affectant à la fois la réception effective de l'aide et le loyer.

Cependant l'exercice a ici des limites, qui tiennent principalement au fait que les données des enquêtes Logement ne nous permettent pas de calculer parfaitement les allocations théoriques que les individus devraient recevoir. En utilisant ces montants

théoriques calculés, nous introduisons donc aussi des erreurs, et c'est pourquoi nous présentons ces résultats uniquement comme test de robustesse. L'explication détaillée des barèmes utilisés pour le calcul, les modalités de calcul ainsi que la discussion sur la comparaison entre les montants théoriques et déclarés sont en annexes. Malgré ces limites, les résultats permettent de confirmer la robustesse de nos premières estimations.

Nous avons refait les régressions en remplaçant la variable d'aide annuelle au mètre carré par la variable d'aide théorique. Le tableau 4.10 présente pour comparaison les résultats avec les allocations théoriques puis déclarées effectués sur le même échantillon (la simulation théorique faisant perdre quelques observations).

Les résultats des régressions sont très proches des estimations avec la variable d'aide déclarée. Toutes ces estimations confirment globalement la robustesse de nos premiers résultats.

Les résultats de cette étude paraissent à première vue conduire à une évaluation négative du système des aides au logement. En effet, selon nos estimations, les aides sont responsables de 58% de l'augmentation des loyers des ménages pauvres entre 1984 et 2002 (correspondant à un θ de 0,78), sans que l'on puisse pour autant l'expliquer par une forte amélioration de la qualité des logements. Cette situation semble pour l'essentiel s'expliquer par la très faible élasticité de l'offre de logement des bailleurs à court et moyen terme, à laquelle s'est heurtée l'augmentation de la demande des ménages bénéficiaires d'aides.

Dans ces conditions, on peut se demander si d'autres types d'aides au logement, par exemple certaines formes rénovées d'aide à la pierre (en particulier pour les étudiants) ne permettraient pas d'obtenir de meilleurs résultats que les aides personnelles examinées ici. On peut aussi se demander, dans une perspective plus générale, s'il est vraiment judicieux de lier la redistribution (par ailleurs indispensable) en faveur des ménages pauvres à un bien précis comme le logement (bien essentiel mais malheureusement peu élastique) et s'il ne serait pas préférable d'utiliser davantage les transferts monétaires (tels que le RMI ou la prime pour l'emploi) que les ménages

TAB. 4.10 – Comparaison des régressions avec aides théoriques et déclarées

ECHANTILLON DES MÉNAGES LOCATAIRES DU SECTEUR PRIVÉ, 1 ^{ER} ET 2 ^E QUANTILES				
Méthode	Variable	Nb d'obs.	(1)	(2)
DD (sur 1988 et 1996)	Aide déclarée au mètre carré instrumentée par indicatrice année x 1 ^{er} quartile	4293	1,05*** (0,21)	0,55*** (0,18)
DDD (84, 88, 96, 02)	Aide déclarée au mètre carré instrumentée par indicatrice année x 1 ^{er} quartile	9452	1,45*** (0,39)	0,89*** (0,32)
ECHANTILLON DES MÉNAGES LOCATAIRES DU SECTEUR PRIVÉ SANS LES ÉTUDIANTS, 1 ^{ER} ET 2 ^E QUANTILES				
Méthode	Variable	Nb d'obs.	(1)	(2)
DD (sur 1988 et 1996)	Aide théorique au mètre carré instrumentée par indicatrice année x 1 ^{er} quartile	4084	0,89*** (0,27)	0,48*** (0,24)
DDD (84, 88, 96, 02)	Aide théorique au mètre carré instrumentée par indicatrice année x 1 ^{er} quartile	9016	1,65*** (0,68)	1,21*** (0,57)
Contrôles				
Indicatrice d'unité urbaine croisée avec la région			NON	OUI
Type et taille de famille (11 postes)			NON	OUI
Age de la personne de référence (5 postes)			NON	OUI

SOURCE : Régressions pondérées à partir des enquêtes Logement Insee.

LECTURE : D'après les régressions en triple différence de la deuxième colonne avec l'aide déclarée, une augmentation de 1 € de l'aide entraîne une hausse de 0,89 € du loyer au mètre carré pour les ménages locataires du secteur privé.

Les écart-types sont entre parenthèses. *** : significatif à 5%, ** : significatif à 10%.

peuvent utiliser librement ¹⁵.

Cependant, il serait imprudent à ce stade d'analyse de conclure de façon ferme que les aides au logement sont inefficaces et d'en tirer des implications trop catégoriques en termes de politiques publiques. Tout d'abord, les instruments disponibles pour mesurer la qualité des logements ne sont pas d'une précision très satisfaisante et il est donc possible que l'on ait sous estimé l'effet des aides sur l'amélioration de l'habitat. De plus, le lien de cause à effet mis en évidence entre le développement des aides et la hausse des loyers n'implique pas nécessairement qu'une diminution des aides puisse s'accompagner d'une baisse des loyers. En effet, il est possible que les loyers connaissent une certaine rigidité à la baisse et qu'une diminution des allocations n'ait donc pas l'effet symétrique de la hausse.

Finalement, si cette étude n'apporte pas une réponse définitive sur le type d'aide le plus efficace pour aider au financement du logement des ménages modestes, elle permet au moins d'évaluer les coûts liés à la politique des aides à la personne. Ce premier constat est indispensable pour pouvoir comparer l'efficacité des différents types d'aides.

Cependant, un bilan complet des aides personnelles au logement devrait aussi évaluer l'intérêt de ce type de mesure au regard des problématiques plus larges de la politique de la ville. En effet, en théorie, les aides à la personne ont l'avantage de laisser aux ménages un plus grand choix de localisation que le logement social, et n'entraînent donc pas mécaniquement la concentration des populations défavorisées dans certains quartiers. Cependant, pour pouvoir évaluer les politiques du logement au regard des objectifs d'équité territoriale de la politique de la ville, il faut d'abord comprendre les mécanismes par lesquels le marché immobilier crée de la stratification résidentielle, et évaluer les conséquences de celle-ci. La deuxième partie de cette thèse apporte des éléments empiriques et théoriques pour mieux comprendre ces phénomènes.

¹⁵On peut à ce titre rappeler que les versements d'allocations logement se sont élevés en 2002 à 12,8 milliards d'euros alors que le RMI et la prime pour l'emploi représentaient respectivement 4,7 et 2,5 milliards d'euros.

Deuxième partie

POLITIQUES DE SECTORISATION
SCOLAIRE, MARCHÉS IMMOBILIERS ET
SÉGRÉGATION RÉSIDENTIELLE

Cette partie¹⁶ est consacrée à l'analyse du lien entre marchés immobiliers, stratification résidentielle et inégalités scolaires. Comprendre les mécanismes qui engendrent une répartition différenciée des ménages sur le territoire et évaluer leurs conséquences est un enjeu important pour la définition des politiques de la ville. Nous nous concentrons sur les liens entre choix résidentiels et choix scolaires, parce qu'il est apparu que les effets de pairs semblent particulièrement forts à l'école et parce que les inégalités éducatives engendrent plus tard les inégalités d'accès à l'emploi et les inégalités de revenus.

Cependant, l'analyse économique de ces questions pose des défis théoriques et empiriques liés à la complexité et l'intrication des forces en jeu.

Dans le chapitre 5, nous développons un modèle pour étudier l'impact des réformes de la carte scolaire sur la ségrégation résidentielle et les inégalités éducatives, après avoir présenté la littérature sur le sujet. En nous appuyant sur les modèles de Nychyba (1999) et Rothstein (2006), nous développons un modèle adapté aux spécificités du système éducatif français, qui prend en compte l'existence d'un système éducatif public relativement centralisé ainsi que la présence d'un secteur privé relativement bien développé et fortement subventionné. Notre modèle, qui prend aussi en compte les choix résidentiels des ménages, permet d'analyser l'impact des réformes éducatives comme celles qui sont évoquées actuellement dans le débat sur la carte scolaire. Cependant, la complexité du modèle ne permet pas d'obtenir des solutions analytiques et nous effectuons des simulations dans le chapitre 7 à partir des estimations du chapitre 6.

Le chapitre 6 étudie empiriquement le lien entre niveau des collèges et prix immobiliers sur données parisiennes. La mesure de l'impact de l'école dans les prix des logements est compliquée par le fait que les meilleurs établissements sont en général concentrés dans les meilleurs quartiers, ce qui pose un problème d'endogénéité. Pour le résoudre, nous utilisons une méthode de matching, en améliorant la technique

¹⁶Cette partie a été co-écrite avec Julien Grenet.

de Black (1999), afin de pouvoir comparer précisément les transactions situées près des limites de secteur, mais affectées à des collèges différents. Nous obtenons qu'une augmentation d'un écart-type du niveau d'un collègue (mesuré par la moyenne des résultats aux examens terminaux du diplôme national du brevet) entraîne une augmentation des prix immobiliers d'environ 2 %.

Nous utilisons dans le chapitre 7 ces estimations pour calibrer notre modèle sur les données parisiennes et simuler l'impact d'une politique de suppression de la carte scolaire ainsi que celui d'un redécoupage des zones. Ces simulations nous donnent des indications intéressantes sur l'impact de ces différentes politiques. Elles mettent ainsi en évidence l'importance des interactions entre le secteur privé et le secteur public. En effet, une politique telle que le redécoupage de la carte scolaire, qui pourrait contribuer fortement à réduire les inégalités entre les écoles dans un système sans écoles privées, devient relativement inefficace lorsqu'elle est simulée pour le cas parisien, car elle entraîne une fuite des meilleurs élèves hors des écoles publiques.

Chapitre 5

Inégalités et politique de sectorisation scolaire

5.1 Introduction¹

Theoretical literature on sorting into neighborhoods due to the provision of local public goods has been developing since the seminal paper of Tiebout (1956). More recently, the debate on “school choice versus school zoning” started a specific trend in the literature that studies the link between school zoning and residential segregation as well as school stratification. In this section, we examine the main papers that deal with residential sorting and school choice policies². Next section is devoted to the presentation of our model, which builds on the model developed by Nechyba ((1997), (1999)) but includes features more adapted to the French system, in order to study the effect of several school reforms.

¹Cette partie a été co-écrite avec Julien Grenet.

²We do not review the literature that study other educational questions related to sorting, such as papers by Bénabou ((1996a) et (1996b)) and Fernández and Rogerson (1998) that study macroeconomic effects of educational systems when there are credit constraints and complementarities in productions, and compare systems of local public finance to State finance in the long-run. For a review of this literature, see Fernández (2001).

5.2 Literature review : theoretical models

In line with models of local public finance, a strand of the literature has started to focus on local public quality. They show the social inefficiencies that might be generated by sorting, when school is financed locally. Fernández and Rogerson (1996) study a multi-community model where the local public good is educational spending per pupil financed through local income tax. Households are heterogenous in income and the level of provision of school quality and the local price (the tax) are affected by the composition of the community, causing difficulties to characterize an equilibrium. In this type of models, imposing a single crossing condition on preferences induces stratification of households by types and gives rises to a stratified stable equilibrium³.

A commun assumption : The single-crossing condition As the single crossing condition is imposed in the vast majority of models, let us write it more formally. Typically, a simple multi-community model consists of a number of communities, that provides a local good q (such as school quality) at a local price p (either a housing price or a local tax). Households chose where to reside depending on the level of q and p . The utility function $U(c, q)$ of a family is a function of a numeraire good c , equal to income deducted from the price of the local good p , and of the local good q , with U twice differentiable and the partial derivatives U_1 and U_2 with respect to c and q both positive.

The single crossing condition assumes that the slope of the indifference curves in the (q, p) space is everywhere increasing (or decreasing) in y :

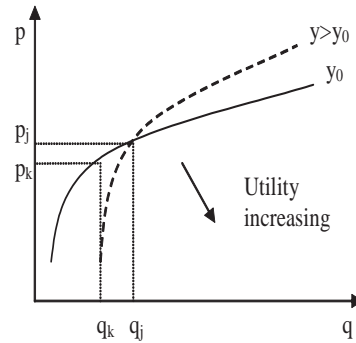
$$\frac{\partial \left(\frac{dp}{dq} \Big|_{u=\bar{u}} \right)}{\partial y} = \frac{\partial \left(\frac{U_2}{U_1} \right)}{\partial y} = \frac{U_{21}U_1 - U_{11}U_2}{U_2^2} > 0 \quad (5.1)$$

The condition 5.1 ensures that if a household with income y_0 weakly prefers the bundle (p_j, q_j) offered by community j to the bundle (p_k, q_k) and $p_j > p_k$, then all the households with income $y > y_0$ also prefer (p_j, q_j) over (p_k, q_k) , as shown on figure 5.1. Alternatively, if a household with income y_0 weakly prefers (p_k, q_k) over (p_j, q_j) , then

³Imposing a local stability condition ensures that the pooled equilibrium with all communities having the same composition is not a stable equilibrium.

all households with income $y < y_0$ also prefer (p_k, q_k) over (p_j, q_j) .

FIG. 5.1 – Single crossing condition : Indifference curves in the (q,p) space



One might wonder how realistic is the single crossing condition. In the most common form, when households are heterogenous in income, it simply states that the demand for school quality must be increasing with income, *i.e.* that the school quality must be a normal good. When households are heterogenous in ability, the condition implies that the demand for school quality is increasing with ability, which might be more controversial, as we discuss below⁴.

The single crossing condition is a very powerful assumption because it implies that individuals have incentives to sort, and gives rise to stratified equilibrium⁵. However, Fernandez and Rogerson show that this equilibrium is not necessarily pareto-efficient, because of peer-group externalities. When a household chooses a community, she does not consider the (positive or negative) effect of her choice on the community peer group⁶.

⁴In dynamic models where education is modelled as an investment, it possible to get the same sorting effects without imposing heterogeneity in preferences, with imperfect credit markets. This type of model is reviewed in Fernández (2001).

⁵Fernández (2001) stresses two other implications of the single crossing condition : it guaranties the existence of a majority voting equilibrium over p for models with local taxes and it allows to get rid of pooling equilibria (where all communities have the same composition) when a local stability condition is employed.

⁶The inefficiency in Fernandez and Rogerson (1996) comes from the the additional assumption that the local tax rate voted by the median voter decreases when the mean income in the community increases. With this assumption, moving some individuals with the lowest income in a community to the next community where they are the richest group increases mean income in both communities, decreases taxes and increases school quality, leaving everybody better-off

The importance of peer-effects. Models with local school finance where school quality is solely determined by per pupil spending are not entirely appropriate to study the question of school zoning and school choice that occurs within an educational district. In these models, school stratification would disappear with equalization of educational spending across schools districts or school zones. In order to study the effect of school zoning policies and the introduction of school choice, one might want to introduce peer effects at the school level, that generate stratification across schools even with centralized finance systems at the district level. With the introduction of peer-effects, school quality may vary with the composition of the student body. Peer effects play a role in several models including Bénabou ((1993), (1996a) and (1996b)) and de Bartolome (1990), but we restrict our presentation to models that focus on school zoning and school choice policies.

Modeling peer effects, however, is a difficult task, as the empirical evidence is mixed on the subject. While many empirical papers estimate a linear-in-means model and find that the mean ability of children in the class has a positive impact on each student's achievement, recent empirical findings by Hoxby and Weingarth (2005) call into question the linearity of peer effects⁷. Their results suggest that even if everybody seems to benefit from higher peers, too much heterogeneity in the classroom is not beneficial. The worst class composition seems to be the bimodal distribution, with a mix of low ability and high ability children and no middle ability peers in between. The best class composition seems to have a continuum of low to high achieving children without too much variance. In theoretical models, it is usually the mean of the abilities in the school that enters the utility function of households. In one specification, Nechyba (2003) allows for curriculum targeting (a lower variance in peer quality is assumed to ameliorate the targeting of resources). It can be discussed whether such information on school composition is available to parents and should enter their utility function. If families only observe an overall measure of school quality that reflect the mean of peers abilities, they can only rely on this information to make their choices. The welfare effects, however, will critically depend on the form of peer

⁷See Hoxby and Weingarth (2005) for a critical discussion of the linear-in-means model and a review of alternative models of peer-effects.

effects.

School zoning and school choice. Epple and Romano (2003) develop a model where families derive utility $U(c, q, b)$ from their child's educational achievements, that is a function of school quality q and the own child's ability b (and a numeraire good c). School quality has two components : per student educational expenditure and the mean ability of the school peer group. In the benchmark case, the choice of a school is restricted by a residence requirement, and families take school zones into account when choosing their residence. School is centrally financed and a single income tax rate is determined by majority voting. Epple and Romano show that if income and ability are positively correlated, assuming that the demand for educational quality is normal (the single crossing condition : $\frac{U_q}{U_y}$ increases with y) and that the demand for educational quality is independent of ability (that is $\frac{U_q}{U_y}$ is invariant to ability) generates a maximally stratified equilibrium⁸, where the richest households live in the community with the best schools and the higher housing prices⁹.

Introducing school choice radically modifies school composition, under the assumption that schools face no capacity constraints and must admit all comers. As a result, school qualities are equalized, causing a decrease in housing prices. This fall in housing prices yields an income effect that causes an increase in educational expenditures (through a higher tax rate). Compared with the school zoning case, low income families attend better schools, whereas the effect is ambiguous for higher income households as they suffer from a decrease in the peer group, but benefit from the increase in educational expenditures. In simulations, the aggregate welfare change due to a move from school zoning to choice is always negative, as it also takes into account the fall in housing prices. The introduction of a fixed transportation cost for those who want to attend a school outside their neighborhood gives even worse results in term of welfare. In this case the poorest children are left behind in their neighborhood school, whereas the less poor children residing in the same neighborhood pay

⁸Epple and Romano show that stratified equilibria might also arise if ability is independent of income but the demand for school quality increases with ability.

⁹Other non maximally stratified equilibria might exist, but they are unstable under a reasonable definition of stability

the cost to attend the school located in the better zone, causing peer quality to fall everywhere.

This model is interesting, but it has two main limitations. First, it models school choice in a very simple way, as schools are assumed to have no capacity constraints. This is not what is observed in reality, where oversubscribed schools have the possibility to select students. Second, it generates a very high level of stratification, that is not observed in the data. This might be problematic for our purpose, that is to calibrate a model in order to study the effect of various school policies on school and residential stratification.

In order to get more realistic levels of segregation, several models have introduced additional fixed attributes in the community, such as housing quality (Nechyba (1997)) or school effectiveness (Rothstein (2006)). In these models, incomplete stratification arises because choices are constrained, as the number of communities is fixed. The added richness of the framework comes with a drawback in terms of tractability : if the existence of equilibria can be proved, simulations are needed to characterize them.

Models with additional community attributes. In a series of papers, Nechyba (including (1997), (1999), (2000) and (2003)) has developed and calibrated a general equilibrium model of school finance that includes multiple school districts and multiple neighborhoods within school districts, in order to study the effect of various educational policies, such as finance equalization, State grants, school choice and school vouchers. The features of Nechyba's model exhibit three main differences compared with other general equilibrium models of school finance already described :

- Wealth is determined endogenously, as households are initially endowed with a house, whose price is set in equilibrium. In addition taxes are paid on property, instead of income. As a result, the single crossing condition is not sufficient to ensure stratified equilibria¹⁰.

¹⁰As it is explained in Nechyba (1997), stratified equilibria are obtained by making assumptions about the equilibrium marginal willingness to pay, instead of initially ordering agents by marginal rates of substitution.

- Housing stock is fixed, with an ex-ante partition of districts in neighborhoods of different qualities, and households have to move in order to adjust their housing consumption. This assumption is crucial to obtain an equilibrium.
- Private schools are introduced in the model. Private schools are allowed to chose children and function as clubs of parents who share the cost of the school equally and can choose to exclude others. As there is no fixed cost, private schools are only composed of single income/peers types of households. On the contrary, public schools must admit all pupils (subject to a residence requirement in the school zoning benchmark case).

In the model, households care about the “quality” of the community and of the house they live in (which is exogenous), the quality of the school attended by the child and private consumption. As in Epple and Romano (2003), school quality is assumed to be a function of per pupil spending and of the average peer quality in the school¹¹. Public schools are state or locally financed via income or property taxes set by majority votes.

Nechyba (1997) proves the existence of an equilibrium, but simulations are needed to characterize its properties¹². In the benchmark equilibrium without private schools, increased valuation of peer effects leads to greater residential stratification of households based on income and wealth, more stratified property values as well as more stratified school quality. When the existence of private schools is allowed for, private schools appear in low income communities, where middle to high income individuals migrate, paying tuition fees and attending private school, thus relocating (in high quality houses of low income communities) to pay lower house prices. As a result,

¹¹In the earlier paper (1999), peer effects are perfectly correlated with income, but some more sophisticated version of peers effects are also modelled in later papers.

¹²Practically, the computation of the equilibrium is made in several steps, starting with the benchmark case without private schools. Households are initially endowed with income and a house. They first vote over property tax rates (if schools are locally financed) taking other things as given. Given the tax rate, each household chooses her preferred location, then prices adjust, and voting takes place again and so forth, until the equilibrium is found. Nechyba says a unique equilibrium without private schools exists when preferences are identical and communities sufficiently different in their inherent desirability. In the equilibrium with private schools, parents first chose their preferred tuition levels taking other things (tax, price, school level) as given, then chose whether they prefer private or public school. Then the vote over the tax rate takes place, with households attending private schools voting for a zero tax rate. Again, people chose simultaneously location and public/private school and so forth.

when private schools arise in the model, stratification of income, wealth and property values becomes weaker. The appearance of private schools in low income communities does not directly improve local public schools because it yields to a decrease of peer quality in the public schools (cream-skimming of private schools). But as high income parents residing in these communities and sending their children into private schools also finance public schools by paying property taxes, spending per pupil increases in public schools. The net effect is ambiguous, and it varies with the type of financing scheme and the calibration coefficients¹³.

The introduction of (state financed) private school vouchers yields the same qualitative results, with higher income households opting out first of public school attending private schools and moving to high quality houses in lower quality neighborhood. As long as the public support for public school remains above 50%, per pupil public school spending in poor communities increases as peer quality falls, with a net positive effect. However, the quality of public school in the high income neighborhood unambiguously suffers from the introduction of vouchers, as both peer quality and per pupil spending fall.

The case of State-funded public school where per pupil spending is equalized across districts, which is of great interest from a our perspective, gives pretty much the same results. As long as peer quality matters, state funding does not prevent substantial stratification of income in the benchmark equilibrium. However, the introduction of private schools and private schools vouchers yields much lower fiscal benefits for poorer districts, because the exit of high income households out of public schools leads to an increase in per pupil spending spread across the entire state and not concentrated in the poorer community. Moreover, the pattern of relocation of high income households in lower income communities happens at a much lower pace as school vouchers are introduced, since they do not have the incentive to pay lower property taxes.

¹³In Nechyba (1999), the latter effect dominates and results in an increase in the overall school quality. But in the calibration that replicates the New York mix of state and local finance (Nechyba (2000)), the quality of school falls because the decrease of peer quality is not offset by an increase in school spending.

From our purpose, the main predictions are that the presence of private schools and the introduction of school choice through the introduction of vouchers decreases residence-based stratification and housing prices differentials between neighborhoods, while it increases school based-stratification. Public schools experience a decrease of peer quality, that may not always be compensated by an increase in per pupil spending. Nechyba points out that these results reflect very “pessimistic” assumptions about the effect of choice, with no efficiency enhancing effect of competition among public schools. Introducing such effects yields an increase in public school quality as private school attendance increases, that may offset the decrease in peer quality¹⁴.

Rothstein (2006) develops a model to test the strength of these efficiency enhancing effects. More precisely, the aim of his paper is to test whether parental preferences depend primarily on school effectiveness or on school peers. This question is related to the argument that school choice is “tide that lifts all boats”. Advocates of school choice argue that increased school competition will increase incentives for school to improve efficiency. Indeed, if parents value primarily school effectiveness, then we can expect that increasing school choice would yield increases in school effectiveness. But if parents value peer groups more than school effectiveness (they may for example prefer poorly run schools with good peer groups over more effective ones but with a worse student body), then increasing school choice would not strengthen incentives for school management to increase school effectiveness.

The predictions come from a multi-community model where household utility is a function of non housing consumption (income minus rents) and school quality. School quality in a community j is a function of two parameters : peer group (measured by \bar{x}_j , the mean income of families in community j) and an exogenous school effectiveness μ_j :

$$q_j = \delta \bar{x}_j + \mu_j$$

¹⁴Nechyba (2003) introduce two types of effects : *curriculum targeting*, implying that the lower the variance in peer quality, the better the targeting of the resources, and *competitive efficiency gain*, where the marginal product of a dollar of spending rises in public schools as they face greater competition.

The fact that parents care about school quality q_j rather than about each component drives the results of perfect sorting along q_j , but not necessarily perfect sorting along peer group and school effectiveness.

Assuming that the “single crossing condition” holds, then in equilibrium, ranking of communities by quality, rent or incomes are identical : the n highest-income families live in the highest quality, highest rent community, the next n in the second highest-quality, second-highest-rent community, and so on. If parents do not care about peers effects but only about school effectiveness ($\delta = 0$), there is a unique equilibrium which sorts families by effectiveness. But for higher values of δ , other equilibria might be possible, as shown in simulations. The model predicts that if parents do care about school effectiveness more than school peers, then we should see perfect effectiveness/income sorting. Households with higher income would therefore be located in neighborhoods with better schools, both in term of peer group and effectiveness. However, if parents value peer groups more than school effectiveness, there can be “unsorted” equilibria, in which communities with ineffective schools have the wealthiest families and are the most preferred. These equilibria result from coordination failures, as no individual family in the wealthiest neighborhood is willing to move alone in a district with a lower peer group.

Moreover, simulations suggest that this problem is less severe when the number of district is large, offering more choice to families. The difference in peer quality between two “adjacent” communities is smaller in high choice districts, reducing the cost (in term of peer quality) to move in the next lower peer group if the school there is more efficient. The testable prediction is that if parents have a moderate taste for school effectiveness, then effectiveness sorting should be more complete in “high choice” cities (*i.e.* in areas with many small districts) than in markets with more centralized governance. This latest prediction is tested empirically. The estimates show no evidence of higher effectiveness sorting in high choice districts. Among the possible interpretations for this results, the more plausible are that that either parents place a low weight on school effectiveness ; either they value it but lack information.

Our model builds principally on the model developed by Nechyba, but adapts it to the specific context of the French schooling system and simplifies it. In our model as in Rothstein, we abstract from tax concerns, and we do not look at schooling expenditures, as the French system is centrally financed. We therefore only focus on school quality derived from peer effects in the school. But as we also want to look more precisely at the predictions in term of residential sorting, we builds upon Nechyba and assume that families not only care about school quality, but also value neighborhood characteristics.

Finally, we want to introduce private schools, because they are well developed in France and really constitutes an alternative choice to public school for many parents. Apart from Nechyba, very few papers introduce private schools. Epple and Romano (1998) have modelled sorting into private schools, without housing markets. They show that when families differ both in income and abilities, the equilibrium composition of private schools may mix high ability children from low income families with higher income but lower ability children¹⁵. This result comes from the fact that private schools internalize externalities caused by peer-effects varying fees with abilities. Finally, other models such as Martínez-Mora (2006) introduces choice between private and public schools along with residential choice, but peers do not play any role as school quality is produced with a constant return production function. As we will explain below, we want to take into account peer-effects at the private school level, and to model the specific features of the French private school system.

5.3 A model of the French system

5.3.1 Strict Zoning

Hypothesis of the model

The city. As in Nechyba (1997) or in Rothstein (2006), we assume that the city consists in a continuum of families. In our model, families are points of a bounded

¹⁵They assume that the creation of a private school entails a fixed cost, defining a minimum size for the private school.

measurable subset C of the plane. Henceforth, the measure $\mu(A)$ of a measurable subset A of C will be the Lebesgue measure (or area) of A . The city is partitioned into K distinct neighborhoods $\{N_1, \dots, N_K\}$ that are assumed to be measurable subsets of C satisfying $\mu(N_k) > 0$ for any $k = 1, \dots, n$. Each neighborhood is endowed with the same measure of identical houses, owned by absentee landlords. The neighborhood k has a positive specific quality q_k , and we shall denote by q the corresponding bounded measurable function which is constant and equal to q_k on N_k . This specific quality may include all the neighborhood amenities (architectural style, transportation connections, parks...) except for schools. The geographical distribution of these qualities is not uniform, as quality is assumed to decrease with the distance to the city center¹⁶. In the simulations, we assume that the logarithm of the quality of neighborhoods $rg(q_k)$ follows a distribution ϕ and that its rank is correlated with the ranking of its proximity to the city center $rg(\frac{1}{d_k})$ (where $\frac{1}{d_k}$ is the inverse of the distance to the city center d_k) with a positive correlation equal to λ .

School zones. The city is also partitioned into J middle school zones $\{Z_1, \dots, Z_J\}$ that are assumed to be measurable subsets of C , such that $\mu(Z_j) > 0$ for any $j = 1, \dots, J$. School zones boundaries do not necessarily coincide with neighborhoods' borders, and some school zones may overlap several neighborhoods. Initially, school assignment policies are strictly based on the address of residence : one pupil living in a specific school zone must attend his assigned middle school. The measure of the school is therefore equal to the measure of houses located within the school zone.

The subsets $B_{jk} = Z_j \cap N_k$ of C are called blocks. We will only consider the pairs $(j, k) \in \{1, 2, \dots, J\} \times \{1, 2, \dots, K\}$ such that $\mu(B_{jk}) > 0$.

As the French system is centrally financed, we assume that school spending does not play any role, as spending per pupil is basically the same across schools¹⁷ and that schools are equally efficient in the use of funds. We therefore abstract from tax and voting concerns to concentrate our analysis on peer effects. As a result, families

¹⁶We assume a decrease of quality as distance to the center increases, to replicate the Parisian features.

¹⁷We therefore do not have to include the within-neighborhood voting for public school spending that is a feature of some models

care about the average ability of children enrolled in the school, because it is the only factor that causes variations in school performance. We assume that a child benefits from higher ability peers in the school. Educational achievement e_i of a child i is a function of her own log ability a_i and of the average level of abilities in the school j (where S_j correspond to the subset of families assigned to school j).

$$e_{ij} = \ln(a_i) + \delta \int_{S_j} \ln(a_i) d\mu(i) \quad (5.2)$$

Our specification in logarithm reflects the fact that test scores are always normally distributed, but this feature does not imply that ability should be indeed normally distributed. In fact, it would be logical to have a log-normal distribution of abilities, just as income. Our interpretation is that tests are conceived by teachers in order to get a normal distribution of grades¹⁸. We assume that parents only observe test scores, so that we introduce linear peer effects in log ability. The average test score at the school level can be written :

$$\bar{e}^j = (1 + \delta) \int_{S_j} \ln(a_i) d\mu(i) \quad (5.3)$$

Our specification of peer effects implies that an increase in the average test score by one point raises the own child achievement by $(\frac{\delta}{(1+\delta)})$. This coefficient may therefore be easily related to empirical estimates of peer effects based on test score data.

It is important to note that given our linear specification of peer effects, school choice reforms that modify the composition of schools will not yield aggregate welfare gains. This specification allows us to focus on the analysis of likely losers and winners from the policies.

Families. Families living in the city are endowed with exogenous income. We denote by $y_i = y(i)$ the income of the family $i \in C$ and by y the corresponding income function. Each family must rent a house to live in the city and we assume that the number of houses is equal to the number of families. Each family i has a child of middle

¹⁸For example, it is well known that the IQ test is designed in order to get a normal distribution of scores.

school age, with school ability $a_i = a(i)$, and we shall denote by a the corresponding function. Families only differ in their income y_i and in their child's school ability a_i . These two variables $y, a : I \rightarrow \mathbb{R}_+$ are assumed to be bounded (and measurable). They are not independent, so that we shall assume that their correlation coefficient ρ is strictly positive.

The utility that family i gets is a function of two key parameters that will determine her residential choice : private consumption c_i and the desirability h_{jk} of the house located in school zone j and neighborhood k (*i.e.* block B_{jk}). The utility function $U_{ijk} = U(c_i, h_{jk})$ is assumed to be twice differentiable and U_1 and U_2 (the partial derivatives with respect to the first and second variable) are both positive. Household private consumption c_i is what is left after the payment of the rent p_{jk} .

The desirability h_{jk} of the house is a function of two parameters :

1. the quality q_k of the neighborhood k ;
2. the average perceived quality of middle school j , measured by the average logarithm of abilities in the middle school.

More precisely, we set :

$$h_{jk} = \beta \int_{S_j} \ln(a_i) d\mu(i) + (1 - \beta) \ln(q_k) \quad (5.4)$$

with $0 < \beta < 1$.

If we assume that parents do not really observe the average logarithm of abilities in the middle school but that they instead only know the average test score results \bar{e}^j , then parameter β of the preference for school quality is mixed with peer effects. We can rewrite block desirability as a function of average achievement :

$$h_{jk} = \frac{\beta}{(1 + \delta)} (\bar{e}^j) + (1 - \beta) \ln(q_k) \quad (5.5)$$

Key assumptions on the utility function

Single crossing condition. We make the usual assumption that the utility function satisfies the single crossing condition :

$$U_{12}U_1 - U_{11}U_2 > 0$$

This condition just says that demand for desirable housing is normal. As we will see below, this condition ensures that any residential equilibrium will be perfectly stratified on the basis of household income (highest-income families will live in the highest desirable neighborhood, and so on). However, this does not imply perfect school nor quality of neighborhood stratification, and does not rule out the possibility to have multiple equilibria.

Demand for desirability invariant to its level. In addition, we make a second assumption :

$$U_{22}U_1 - U_{12}U_2 = 0$$

This condition ensures that

$$\frac{\partial \left(\frac{U_2}{U_1} \right)}{\partial h} = \frac{U_{22}U_1 - U_{12}U_2}{U_1^2} = 0$$

This condition says that the demand for a desirable house is invariant to its level. We need to make this assumption for the school choice case, where the school quality varies with the own student ability. This condition ensures that two families with the same income y_0 but children of different abilities have the same demand for housing desirability.

The family of functions that satisfy these two assumptions has the form :

$$U(c; h) = W(V(c) + h)$$

with V is a C^2 strictly increasing concave function and W a C^2 strictly increasing function.

Let us now prove more formally, with this form of utility functions, the stratification property implied by the single crossing condition.

LEMMA Suppose that $h_{j,k} > h_{j',k'}$, $p_{jk} > p_{j'k'}$ and that utility function are of the above form. Then we have :

- (i) If a family with income y_0 (weakly) prefers block (j, k) to block (j', k') , then all families with income $y > y_0$ strictly prefer block (j, k) to block (j', k') .
- (ii) If a family with income y_0 (weakly) prefers block (j', k') to block (j, k) , then all families with income $y < y_0$ strictly prefer block (j', k') to block (j, k) .

Proof :

- (i) We prove part (i). By hypothesis, we have $W(V(y_0 - p_{jk}) + h_{jk}) \geq W(V(y_0 - p_{j'k'}) + h_{j'k'})$ and hence, since W is strictly increasing : $V(y_0 - p_{jk}) + h_{jk} \geq V(y_0 - p_{j'k'}) + h_{j'k'}$. So, we get :

$$V(y_0 - p_{j'k'}) - V(y_0 - p_{jk}) = \int_{y_0 - p_{jk}}^{y_0 - p_{j'k'}} V'(t) dt \leq h_{jk} - h_{j'k'} \quad (5.6)$$

Since $V' > 0$ and $V'' < 0$, V' is a strictly decreasing positive function. We thus get, for any $y > y_0$:

$$V(y - p_{j'k'}) - V(y - p_{jk}) = \int_{y - p_{jk}}^{y - p_{j'k'}} V'(t) dt < \int_{y_0 - p_{jk}}^{y_0 - p_{j'k'}} V'(t) dt \leq h_{jk} - h_{j'k'} \quad (5.7)$$

and the proof of (i) is complete.

- (ii) The proof for (ii) is analogous.

Remark. Note that the conclusion of (ii) still holds if we only have $p_{j,k} \geq p_{j',k'}$, $p_{jk} > p_{j'k'}$, provided we assume that the family with income y_0 strongly prefers block (j', k') to block (j, k) . We shall use this remark later to show the stratification properties of any equilibrium.

Housing prices. In this model, where families are competing for houses, we make the assumption that the price of houses is fixed by landlords. Let us denote by $p : C \rightarrow \mathbb{R}_+$ the price function, which is assumed to be constant on each B_{ij} .

Family decision problem. Families are utility maximizing agents that choose location (j, k) while taking public school quality and housing prices as given. Family i chooses among all feasible locations in the budget set determined by the constraint $y_i \geq p_{j,k}$.

School zoning Equilibrium

An equilibrium is defined by a set of housing prices and a partition of families into bins $C_{j,k}$ having a housing preference for B_{jk} , given the fixed parameters (distribution of qualities among neighborhoods, repartition of school zones, income and abilities), that satisfies the following conditions :

1. **Each family has a house** : $\mu(B_{jk}) = \mu(C_{jk})$ for any pair (j, k) .
2. **Nash equilibrium** : at the specified housing prices no family would prefer a district other than the one to which she has been allocated, given the set of affordable locations : $U(y_i - p_{jk}, h_{jk}) \geq U(y_i - p_{j'k'}, h_{j'k'}) \forall i, j, k$; where

$$h_{jk} = \beta \int_{\cup_k C_{jk}} \ln(a_i) d\mu(i) + (1 - \beta) \ln(q_k)$$

Our model in strict school zoning describes an economy that is a simplified version of the economy described in Nechyba (1999). It simply abstract from tax concerns, wealth property and private schools. As Nechyba (1999) proved the existence of an equilibrium, his proof applies to our model.

As in our simpler model, wealth is given exogenously, the single crossing condition allows to define stratification properties of the equilibrium that we will use to construct an algorithm that converges rapidly to the equilibrium.

Proposition. At equilibrium, we have for any pair $(j, k) \neq (j', k')$:

- (i) If $h_{jk} \geq h_{j'k'}$ (respectively $h_{jk} > h_{j'k'}$), then $p_{jk} \geq p_{j'k'}$ (respectively $p_{jk} > p_{j'k'}$);
- (ii) If family i lives in B_{jk} and family i' lives in $B_{j'k'}$ and if $y_i > y_{i'}$, then $h_{jk} \geq h_{j'k'}$ (and $p_{jk} \geq p_{j'k'}$).

Let us prove this proposition.

- (i) Assume that $h_{jk} \geq h_{j'k'}$. To prove that $p_{jk} \geq p_{j'k'}$, we shall argue by contradiction. Assume that $p_{jk} < p_{j'k'}$. Then, any household i that can afford a house in $B_{j'k'}$ can also afford a house in B_{jk} since we have $y_i \geq p_{j'k'} > p_{jk}$. Since U is strictly increasing in both arguments, we get from the inequalities $y_i - p_{j'k'} < y_i - p_{jk}$ and $h_{j'k'} \leq h_{jk}$ the following inequality : $U(y_i - p_{j'k'}, h_{j'k'}) < U(y_i - p_{jk}, h_{jk})$. But we have in equilibrium for any family i living in $B_{j'k'}$: $U(y_i - p_{j'k'}, h_{j'k'}) \geq U(y_i - p_{jk}, h_{jk})$, a contradiction. This shows that $p_{jk} \geq p_{j'k'}$, and the case of strict inequality is demonstrated similarly, so that (i) is proved.
- (ii) Consider a family i living in B_{jk} , a family i' living in $B_{j'k'}$, and assume that $y_i > y_{i'}$. We have $y_i \geq p_{jk}$, $y_{i'} \geq p_{j'k'}$, and since $y_i > y_{i'}$, we get $y_i > p_{j'k'}$. In particular, the family i can afford the block $B_{j'k'}$. Since we are in equilibrium, we have :

$$U(y_i - p_{jk}, h_{jk}) \geq U(y_i - p_{j'k'}, h_{j'k'}) \quad (5.8)$$

Let us prove by contradiction that we have $h_{jk} \geq h_{j'k'}$. Indeed, if $h_{jk} < h_{j'k'}$, we would get $p_{jk} \geq p_{j'k'}$ by assertion (i). By the remark after the lemma, we would get from 5.8 :

$$U(y - p_{jk}, h_{jk}) > U(y - p_{j'k'}, h_{j'k'})$$

for any $y < y_i$, and hence, for $y = y_{i'}$:

$$U(y_{i'} - p_{jk}, h_{jk}) > U(y_{i'} - p_{j'k'}, h_{j'k'})$$

But this contradicts the relation :

$$U(y_{i'} - p_{j'k'}, h_{j'k'}) \geq U(y_{i'} - p_{jk}, h_{jk})$$

which follows from the fact that we are in equilibrium. Since we get a contradiction, we have proved that $h_{jk} \geq h_{j'k'}$, and the relation $p_{jk} \geq p_{j'k'}$ follows

from (i).

This proposition ensures that the equilibrium will be perfectly stratified by income. The equilibrium allocation of families to blocks is generally not unique because the quality of neighborhoods within a school zone might be heterogenous. However, we construct for the simulations an algorithm that allows us to attain an unique equilibrium, for a given initial repartition of households. We need to perform numerical simulations in order to characterize the properties of the model. We will develop the simulations in chapter 7, and analyze the effect of several policy reforms. Let us for now explain how we will introduce school choice.

Housing price differentials

Housing price differential between two blocks : In equilibrium, the housing price differential between 2 blocks (j, k) and (j', k') , with $h_{j,k} > h_{j',k'}$ and (j', k') being ranked just after (j, k) must be fixed such that $p_{j,k} > p_{j',k'}$ and no family wants to move. This is verified as long as the price of a block (j, k) is fixed in a range $[\underline{p}_{j,k}, \overline{p}_{j,k}]$, where $\underline{p}_{j,k}$ is the price such that the highest income family in block (j', k') is indifferent between living in blocks (j', k') and (j, k) and $\overline{p}_{j,k}$ is the price such that the lowest income family in block (j, k) is indifferent between living in blocks (j', k') and (j, k) . If we assume that prices are fixed such that $p_{j,k} = \overline{p}_{j,k}$ and that the difference between $h_{j,k}$ and $h_{j',k'}$ are small, then the housing price differential between two blocks (j, k) and (j', k') might be approximated with a first order Taylor expansion :

$$-(p_{jk} - p_{j'k'})U_1 + (h_{jk} - h_{j'k'})U_2 \approx 0$$

and therefore :

$$\Delta p_{jk} \approx \Delta h_{jk} \frac{U_2}{U_1} \quad (5.9)$$

If we specify a utility function of the form : $U(c, h) = \ln(c) + h$, we get :

$$\Delta p_{jk} \approx \frac{1}{c} [\beta(\overline{\ln(a_j)} - \overline{\ln(a_{j'})}) + (1 - \beta)(\ln(q_k) - \ln(q_{k'}))] \quad (5.10)$$

Housing price differential between two blocks in the same neighborhood.

Equation (5.11) simplifies if we focus on the price differential between two adjacent blocks (j, k) et (j', k') that share the same neighborhood characteristics k , but are not assigned to the same public school (they are assigned respectively to the public middle schools zones j et j'). If the community (j', k') is the next lowest ranked community after (j, k) in term of desirability¹⁹, we have :

$$\frac{(p_{jk} - p_{j'k'})}{(\ln(a_j) - \ln(a_{j'}))} \approx \frac{\beta}{c} \quad (5.11)$$

In equilibrium, the ratio between the difference in housing prices and the difference in the average level of abilities in schools is higher for a higher taste for school quality β . Since the average level of ability in schools is determined in equilibrium, the other parameters might also play a role in the determination of prices and we would need to perform simulations in order to discuss the overall effect of the parameters on housing prices.

5.3.2 School choice

So far, we have supposed that a strict school zoning policy is enforced by the Education authority. We now examine what happens if we introduce school choice.

The school choice allocation

We first model school choice as following. A family is free to apply to any school she likes, and to move from one school to another as long as the dean of the new school is willing to enroll her child. Any transportation cost to go to a school outside the district is publicly funded, so the location of middle schools does not matter anymore (but the same measure of children still attends each school). Families have identical preference for schools : they care about the average ability in the school and they would all prefer the school with the highest average ability. For a given distribution

¹⁹The price differential between two blocks that share the same neighborhoods but are not adjacent in term of ranking would also depend of the price differential of the blocks ranked in between.

of the schools' average abilities, all families have the same ranking of schools based on this criteria (that may evolve as the student body of schools is modified).

The school choice allocation rule : We assume that the objective of a school dean is to maximize the performance of her school, and that she therefore wants to enroll the children with the highest abilities. For the moment, we assume that the school dean can freely chose the student body, and therefore takes the m^{th} highest ability students applying to the school. The allocation process may be done in several rounds, and the dean is allowed to expel a child and enroll instead a new applicant with a higher ability.

School choice equilibrium : An equilibrium is reached when all the children are enrolled in a school, and when none of them can find a preferred school where he could be enrolled instead. The highest ability children are in the most preferred schools, and a lower ability child would not be admitted to the school by the dean. In this equilibrium, schools are perfectly stratified by ability : the children that compose the student body of the j^{th} preferred school ($1 \leq j \leq J$) have an ability comprised in the interval $[\underline{a}_j, \bar{a}_j]$

In this set up, the school quality $\Gamma(j)$ of the j^{th} preferred school becomes a function of the child own ability, weakly increasing in $\ln(a_i)$, since we have :

$$\Gamma(j) = \overline{\ln(a)}^j = \int_{A_j} \ln(a_i) d\mu(i) \quad (5.12)$$

where A_j is the set of all i such that a_i belongs to the interval $[\underline{a}_j, \bar{a}_j]$.

Residential equilibrium

The residential equilibrium is defined in the same way as before, but the equilibrium that emerged under strict school zoning will not in general be an equilibrium under the new school choice scheme. In the strict school zoning scheme, households are sorted on the basis of the desirability of the block which is a function of both the quality of the neighborhood and the local public school quality. When school choice

is introduced, the local public school quality does not matter any more to family i and is replaced in her utility function by the quality of the « chosen » public school, $\overline{\ln(a)}^j$, that is a function of her child's own ability.

The stratified equilibrium The single crossing condition defined over neighborhood desirability h_{jk} is not sufficient anymore to ensure that the stratified equilibrium will be a Nash equilibrium. We need to show that at the specified housing prices and with the current distribution of income across neighborhoods and of abilities across schools, no family would prefer a district other than the one to which she has been allocated : $U(y_i - p_k, h(a_i, q_k)) \geq U(y_i - p_{k'}, h(a_i, q_{k'})) \forall i, k$.

If we assume that $Q_k > Q_{k'}$ and $p_k > p_{k'}$, the single crossing condition ensures that if a family with income y_0 and child ability a_0 weakly prefers block k to block k' , then a family with higher income but same child ability will strictly prefer block k . The proof is similar to the first part.

But as abilities are not perfectly correlated with income, the single crossing condition does not ensure that a family with the same income y_0 but different child abilities (a_1 different from a_0) also strictly prefers block k to block k' . The second assumption ensures that this holds (the proof is straightforward given the family of functions defined above).

The two conditions ensures the existence of a stratified equilibrium, with higher income households living in the more desirable neighborhoods in term of quality q . As neighborhood qualities are exogenous, this equilibrium is unique. School quality is not capitalized anymore in housing prices that are determined uniquely by differences in neighborhood qualities.

5.4 Introducing private schools

Features of the private school system. We have assumed so far that the only available schools are public schools. This assumption is very unrealistic, in particular for France, where private schools enroll about 20% of middle school students (and the proportion even goes to 30% in Paris). Modeling private school with peer effects

if not straightforward. In the previous literature, only Nechyba (followed by Ferrera (2007)) introduces private schools with peer effects in a model with a housing market. However, he ensures that peer quality in the private school is always the same for a given child, by assuming that the creation of a private school does not require any fixed investment, so the size of the private school might be equal to one student. As a result, private schools are all composed only with students of the same income and ability. In this set up, a family has always the possibility to send her child to a private school with a peer group equal to her child's ability if she does not want him to attend the public school. However the features of the French system would not be well reproduced with this type of assumptions. We therefore have to model private schools in a way that coincides with the stylized facts of the French case.

Some facts. The specific features of the French private school system are detailed in the empirical part, but for the moment, we focus on three main specificities :

- Private schools can freely select students. As a result, the average performance of private schools is better than that of the public schools (see the distribution of the private school and public school quality for Paris in the empirical part), but some public schools are still better than some private schools.
- The entry fees are relatively small compared with American private schools, because the vast majority of private middle schools receive public funding, that pays for teachers and many other expenses. For simplicity, we will first assume that private schools do not have entrance fees.
- As private schools are mainly publicly funded, the opening of new schools is restricted ²⁰. The size (and growth) of the private school sector is therefore limited by this constraint. More precisely, the public subvention of a private school is subject to the approval of a commission (composed by members of State administration, representatives of local communities and representatives of private schools) and must meet a “recognized need for education” (*besoin*

²⁰As a matter of fact, it is very easy to open a private school, but it is much more difficult to get public funding. As a result, the number of non subsidized private middle schools is very small, and can be neglected.

scolaire reconnu)²¹.

In a strict school zoning scheme, private schools offer an outside option to parents that do not want to send their child to the local public school. However, as the size of the private sector is restricted, private schools cannot completely replace public schools (as it is the case in Nechyba (1999) or Epple and Romano (1998) models when private schools are costless). If the size of private schools was not restricted, we would end up with an equilibrium similar to the school choice equilibrium, with private schools replacing public schools.

Our hypothesis. For our model we keep the idea that private schools function as a local club, but we assume that there is an implicit fixed cost to create a private school, and a maximum subsidy given by the State such that the size of the private school is equal to a neighborhood (assuming that all the children of the neighborhood go to the private school). For simplicity, we do not explicitly model the price of the private school as in the French system, parents do not pay the real cost of the private school²². However, if private schools were costless without restrictions on the number of private schools, they would totally replace public schools, with perfect stratification by income. In order to model the way private school creation is restricted in France, we need to define a rule for the creation of private schools. As publicly funded private schools are allowed only if they meet a “recognized educational need”, we assume that private schools will be created in neighborhoods where parents are the most dissatisfied with the quality of the public school. We suppose that parents living in the same neighborhood can form a coalition in order to create a private school, and leave the public school. This coalition is sustainable if the quality of the private school is higher than the quality of the assigned public school. For each neighborhood, we can define the desirability S_k to secede from the public school as the difference between the quality of the private school $\overline{\ln(a)}^k$ that could be created in the neighborhood

²¹see Articles L442-5 to L442-11 of the Code de l'Éducation.

²²It is indeed possible to create a non-subsidized private school in France, but this kind of school practically does not exist at the middle school level, apart from specific religious schools. This suggests that, given the actual system, parents are not ready to pay the full price of a private school.

(assuming that all children in the neighborhood attend the private school) and the quality of the public middle school $\overline{\ln(a)}^j$:

$$s_k = \overline{\ln(a)}^k - \overline{\ln(a)}^j \quad (5.13)$$

If a neighborhood k overlaps several school zones, the desirability to secede is the average desirability in the neighborhood :

$$s_k = \overline{\ln(a)}^k - \sum_j \frac{\mu(B_{jk})}{\mu(N_k)} \overline{\ln(a)}^j \quad (5.14)$$

where $\mu(B_{jk})$ is the measure of the neighborhood k assigned to public school j , and assuming that each part of the neighborhood independently benefits from the private school.

We assume that parents with the highest s_k are willing to spend more time lobbying members of the commission for the private schools. As a result, only neighborhoods with a s_k superior or equal to a specific exogenous threshold s_0 will be allowed to create a private school. We assume that the private school never turns down the application of children that live in the neighborhood. As all the children in the neighborhood prefer the private school to the public school, it is not possible for a child outside the neighborhood to enter the private school, given the capacity constraints. These assumptions ensure that private schools do not entirely cream skim public schools. Otherwise, we would end up with the top percentiles of students in term of abilities going to private schools. Our model is closer to what is observed in reality : private schools are on average better than public schools, but some public schools are better than some private schools.

Private schools in a model of school zoning. We first establish the equilibrium without private schools and we then investigate in simulations the effect of introducing private schools, in a dynamic setting. The introduction of private schools is therefore dependant of the equilibrium established previously and we perform simulations to get the new equilibrium. We do not formally prove the existence of an equilibrium

with private schools, but the simulation suggests that we can always find one. The creation of a private school changes the valuation of the neighborhood where it is located, since the private school quality is better than that of the assigned public school. The desirability of the neighborhood therefore becomes :

$$h_{jk} = \beta(\overline{\ln(a)}^k) + (1 - \beta) \ln(q_k) \quad (5.15)$$

Where $\overline{\ln(a)}^k$ is reflects the average performance in the neighborhood private school. Note that the price differential between two parts of the same neighborhood affected to different public schools disappears if a private school is created in the area, as the two parts of the neighborhoods have now the same desirability.

In our simulations, if a private school previously created in a neighborhood is not sustainable anymore because new residents of the neighborhoods have a lower average ability than those who were living there previously, then the private school should close. In fact, this situation never happens : once a private school is created, the quality of the neighborhood rises compared with other neighborhoods, while the quality of the public school in the area decreases, lowering the rank of surrounding neighborhoods. This yield in equilibrium to an increase of the average income in the neighborhoods with private schools and a decrease in surrounding areas.

Private schools and school choice. Given our assumptions, private schools tend to disappear when school choice is introduced, because it is much more unlikely to find a neighborhood where all families are willing to support a private school instead of sending their child to the public school. If a family has a child with a high ability, she might prefer to send her in the best public school instead of the private school, causing a failure in the support for the private school. As a result, private schools might only subsist in the top income neighborhoods, if the average ability of peers is high enough compared with the best public school. This might happen if the size of the neighborhood is small enough compared with the size of a public school and if the correlation between income and ability is very high. However, our simulation show that the occurrence of such a scenario is rare enough to be neglected for credible

values of parameters.

Before performing the simulations, we turn to the empirical estimation of the parental valuation of school quality in Paris. Indeed, the taste for school is a key parameter in our model, since the higher this taste, the more segregated will be the school zones and the stronger the reaction of parents to policy reforms such as school zone reassignments.

Chapitre 6

Carte scolaire et prix immobiliers : estimation de l’impact du niveau des collèges sur les prix des logements à Paris

6.1 Introduction¹

Motivation. In France, as in the United States, there is an ongoing debate on how school zoning affects both educational and residential segregation. When French policy makers implemented strict school zoning in 1963 (a unique assigned middle school per residential location), they believed that it would serve as an efficient way of preventing school segregation. What they did not take into account, however, is that parents might care so much about school quality that they can choose to “vote with their feet” and change residence to make sure that their children attend the school of their choice. Theoretical models reviewed in the last chapter have shown that the existence of peer effects in education yields income and residential sorting in equilibrium.

One of the key parameters underlying the residential sorting that arises in the

¹Cette partie a été co-écrite avec Julien Grenet.

presence of school zoning is the willingness of parents to pay for school quality. Because it plays an important role in the location that parents choose in equilibrium, this parameter is an essential ingredient of any model aiming at deriving the welfare implications of alternative schemes of pupil allocation (strict zoning, soft zoning, school choice, etc.). In this section, we propose an empirical framework to estimate the willingness to pay for better public middle schools in Paris

Related literature. Several empirical papers have sought to test the theoretical prediction that housing prices should be higher in districts with good school quality than in districts with lower school quality. Gravel, Michelangeli and Trannoy (2006) have produced the first estimates for France with an hedonic model, finding evidence of a negative impact of a bad school peer group on housing prices². The main estimation problem is that measuring the effect of school quality on housing prices is a complicated task, since better schools tend to be located in wealthier neighborhoods because of the higher educational attainment of pupils drawn from privileged socio-economic backgrounds. If the estimation strategy does not correct for observable and unobservable neighborhood characteristics, potentially correlated both with housing prices and school quality, then the estimation of the marginal willingness to pay for a better school might suffer from severe biases. In an attempt to address this endogeneity problem, Black (1999) first suggested to compare the prices of houses located on opposite sides of a common primary schooling attendance district boundary. The identifying assumption is that changes in school quality are discrete at boundaries, while changes in neighborhood characteristics are smooth. The difference in mean housing prices located on opposite side of attendance district boundaries can therefore be related to differences in school exam scores only. When restricting the sample to the set of sales located within 0.15 mile of a boundary, Black finds that a 5% increase in primary schools' test scores (approximately one standard deviation) is associated with a 2.1% increase in housing prices, which is half the value of the

²Their paper is not focused on school quality, since they estimate the value of 24 public goods and therefore do not specifically address the endogeneity of housing and schooling choice. The data on housing prices and educational quality also differ from ours.

“naive” OLS estimate. On UK data and using an alternative estimation strategy, Gibbons and Machin (2003; 2006) find an effect of the same order of magnitude for primary schooling. Bayer, Ferreira and McMillan (2003) also find similar results with a discrete choice model instead of a hedonic model. They also provide evidence of significant heterogeneity in the marginal willingness to pay for school quality between households.

The section’s focus. In respect to this existing literature, this section innovates in three different directions. Firstly, the data sets that we use is both large and of very high quality : on the one hand, our sample of about 200,000 real estate transactions contains extensive information on almost every single sale that has taken place in the city of Paris during the period 1997-2003 (price, characteristics of the flat, precise location, etc.); this sample of sales can be matched with the exact middle school zoning scheme that was enforced every year. On the other hand, we are able to rank all public and private middle schools according to alternative and comparable measures of school quality.

Secondly, we improve the estimation strategy originally proposed by Black (1999) to deal with the endogeneity of school quality in the housing price equation. We do so by developing a matching framework to carefully compare sales across middle school attendance boundaries. In order to interpret our results we perform various calculations aimed at giving some sense of the magnitude of the estimated effect of school quality on housing prices.

Finally, we exploit a particular feature of the French private school system to investigate whether school choice reduces the capitalization of public school quality in housing prices. Several theoretical models (in particular Epple and Romano(2003), Nechyba (1999; 2000; 2003)) have shown indeed that both open enrollment and private school vouchers tend to decrease residential sorting by lowering housing price differentials. Yet a well developed and almost entirely publicly funded private school system exists in Paris. About one third of middle school pupils attend almost entirely publicly-funded private schools. This private school system is very close to a system of private school voucher theoretically available for all parents, but rationed

in practice, because of restrictions set by the State on the amount of public funding available for new private schools. This feature of the French system allows us to study how school choice affects the willingness to pay for better public schools.

Results. We find that a standard deviation increase in school quality (as measured by exam scores) triggers a 2% increase in housing prices. The size of this effect, which is only a measure of the *average* willingness to pay for a better school, is similar to the existing estimates in the US and UK contexts (see above) and can explain roughly 7 % of observed inter school zones housing price differentials. Our coefficient of 2% can also be interpreted as a lower bound for the willingness of household with children to pay for a standard deviation increase in the average exam score of a public school. The situation in which other households do not care for school quality yields an upper bound of 12 to 14 % for this parameter. In line with the theoretical predictions of school choice models, we also find evidence that the presence of good private schools in certain neighborhoods tends to attenuate the capitalization of public school quality in housing prices, by offering an outside option to parents.

The remainder of this section is as follows : paragraph (6.2) gives some background on the French educational system and the school zoning policy in Paris ; paragraph (6.3) describes the data ; paragraph (6.4) presents the results obtained when comparing housing prices across school attendance boundaries ; paragraph (6.5) performs some robustness checks and paragraph (6.6) discusses how our estimates change when we allow the effect to vary with the availability of good local private schools.

6.2 Middle schooling in Paris

6.2.1 The French educational system

In France, primary and secondary education is organized as a 12-year curriculum, divided into three stages : children spend 5 years in primary school (age 6 to 10), 4 years in middle school or *Collège* (age 11 to 14) and 3 years in high school or

Lycée (age 15 to 17). The school year starts early in September and ends early in July³. While the curriculum is the same for all students, many specialized sections (including technical studies) and a variety of options can be chosen starting from the third year of middle school. Education is predominantly public, but there exists a large network of private middle schools, enrolling about 13% of all pupils in France. The French territory is divided into 35 local school board called *Académies*, which are in charge of managing human and financial resources and implementing the official educational programs produced by the Ministry of Education.

In 1963, it was decided that children in primary and secondary education would be allocated to the different local public schools on the basis of a strict zoning scheme, which did not apply to private schools. According to this allocation rule, every pupil about to enter either primary or middle school is sent to a specific public school depending on his or her address. School zones are usually contiguous and centered around the corresponding establishment.

In the past 40 years, this system has not always been strictly enforced : in the mid-1980s, some *Académies* were authorized to relax the strict school zoning policy for middle schools only, allowing the parents to choose where to send their children out of a given number of schools.

6.2.2 Middle school zoning in the *Académie de Paris*

The strict zoning scheme was enforced by the Paris *Académie* between 1963 and the beginning of school year 1987-1988. The zoning policy was then temporarily and partially relaxed until the beginning of school year 1997-1998 : in certain *arrondissements* of the city⁴, parents of children enrolled in the last year of primary schooling were allowed to rank in order of preference three different middle schools out of all those located in their *arrondissement*. Pupils were then chosen by the school principals on the basis of their school results. This experiment was definitely abandoned

³For simplicity, we denote each school year using one single number : for instance, “school year 1997” stands for “school year 1997-1998”.

⁴The city of Paris comprises 20 *arrondissements*, corresponding to administrative subdivisions.

after September 1997, when the system moved back to strict zoning⁵ : the spatial organization of the school attendance districts has remained remarkably stable ever since⁶. We therefore restrict our study to post-1997 school years.

There are two ways parents can get round the zoning system without actually changing residence. First, they can ask the *Académie* officials for a dispensation that entitles them to send their children to a school located outside their attendance zone. These dispensations can be granted on several grounds : if specific options or “rare” languages (e.g. Russian or Chinese) are not offered in the local school, if the child has a brother or a sister in a different school or if the local school is located much further away from home than a school belonging to an adjacent zone⁷. Every year, dispensations are granted to about 8% of pupils entering middle schools, the rate of rejection being around 40%. While a substantial proportion of these dispensations have true practical justifications, some parents use them to avoid what they perceive as low quality local middle schools. Another way of getting round the zoning system is to use the outside option provided by the extensive network of highly subsidized private middle schools.

6.2.3 Private middle schools in Paris

The specificities of the French private school system explain its relatively large size compared with the UK and the US. In France, there are two types of private schools, depending on their degree of independence with the State and the Ministry of Education : the “*Sous Contrat*” and the “*Hors Contrat*” schools. On the one hand, “*Sous Contrat*” schools are subject to State supervision : they have to follow the same curriculum as public schools (same subjects, same rules...) and appoint qualified teachers who are paid by the State⁸. Part of their expenses are covered by

⁵The reason for this reversal is not perfectly clear. Anecdotal evidence seems to point out that part of the explanation comes from the protests of the many parents whose children were allocated to the worse and sometimes distant public middle schools because of their poor academic performance.

⁶Every year, a small number of street sections (corresponding to less than 5% of all residence locations) are reassigned in case the number of students that are about to get enrolled in the first year of middle school exceeds the capacity of the local school

⁷This might happen when the local school is not located in the centre of its zone.

⁸There is a specific diploma for private school teaching which is similar to the diploma for public school teaching.

Local Governments. Schools set fees, but only to pay the costs that are not covered by Government, such as optional subjects, in particular religious education. As a result, private education is usually not free, but the annual fee in a private middle school is not very high, between 500 and 2000 euros, plus small additional costs. “*Sous Contrat*” Schools usually offer substantial rebates for good pupils from low-income families. On the other hand, “*Hors Contrat*” private schools are not monitored nor financed by the State or Local Government and can freely design their own curriculum. Nevertheless, The vast majority of private schools, especially in primary and secondary education, are under contract with the State : out of the 71 private middle schools in Paris, only 3 are “*Hors Contrat*”⁹. In any case, private schools are not subject to any zoning scheme and can select their students from anywhere in the city, offering an outside option to the parents who are willing to avoid strict school zoning : as a result, about one third of middle school pupils in Paris are enrolled in private schools. This particular feature of the French school system makes it possible to investigate how the housing market incorporates public school quality when there exists some degree of school choice.

6.3 Data and summary statistics

To estimate the impact of school quality on housing sales in Paris, we need data on school zones, school quality and individual property sales for school years 1997-2003.

6.3.1 School zones

Data on school zones was provided by the local Education Board of Paris (*Rectorat de l'académie de Paris*). During the period under study, the Board was in charge of drawing the assignment zones of primary and middle schools¹⁰. We chose to focus on middle schools because it is reasonable to assume that in the specific Parisian

⁹In our analysis, we therefore focus only on Private Schools under contract with the State.

¹⁰As from school year 2005-2006, the task of implementing school zoning was transferred to the Paris City council. This was part of a series of reforms aimed at giving more decision power to local authorities. However, this modification does not affect the 1997-2003 school years.

context, parents care more about middle school quality than about primary school quality. Primary and middle public schools in Paris are subject to strict zoning since 1997, but the high school regime is different, in the sense that it combines zoning and choice : when entering high school, a pupil can choose any particular school located within a broadly defined zone¹¹. There are some very good, over-subscribed public high schools within each zone, as there are less popular, under-subscribed ones. Competition to enter very good institutions is quite vivid, and parents are conscious of the importance of sending their children to a good middle school as a means to increase their chances of being admitted into a good high school. In line with this, sociological work tends to show that parents care more about middle school choice than about primary school choice.

Using the precise location of each property in the housing sales data set (street name and street number), we match each transaction with its assigned middle school for every school year between 1997 and 2003. In order to perform our estimations, we need information on the quality of each of these schools.

6.3.2 School quality

School quality measures come from two different data sets, both provided by the Statistical department of the French Ministry of Education¹². Our first source of information on school quality comes is the *Scolarité* data set which is available every year over the period 1997-2003. It contains individual information on all students in middle and high school public and private education in France. We know each student's age, gender, citizenship, social status of the head of the family, *arrondissement* of residence, school attended in the current (n) and previous ($n - 1$) years as well as current and previous educational level. However, this very rich data set suffers from two limitations. First, we do not have access to the students' identifier so we cannot use the panel dimension of the data. Secondly, it does not contain the students' results to examinations. Exam results are collected in an separate data set called

¹¹Paris is divided into 4 different high school zones (West, South, East and North).

¹²*Direction des Études et de la Prospective.*

Océan (which cannot be matched to the first one due to legal reasons). To measure school quality, we exploit pupils' results to the *Diplôme National du Brevet (DNB)*, the first national anonymous exam taken at the end of *Troisième* (French equivalent of grade 9). Every pupil's score is a combination of continuous assessment (1/2) and a final national examination (1/2) consisting in three parts : Math, French and History & Geography. Each section is scored out of 20. To make sure that our measure of quality is comparable across schools, we use only the national exam component of the *DNB* score : the quality of any particular school is therefore given by the average Math, French and History & Geography score obtained by its 9th grade pupils. The mean score at the school level was 9.47 out of 20 in school year 2003-2004, with a standard deviation of 1.55. Figure 6.1 shows how middle school quality (divided into 6 groups of equal size) is distributed across the city of Paris.

Unfortunately, the database *Océan* is not available for years prior to 2003-2004. This excludes the possibility of computing a medium-run measure of school quality by averaging the exam scores for each school over the period under study. This could be an problem, as property values may respond differently to short-run and medium-run changes in school quality. For instance Kane, Staiger and Samms (2003) have shown that in the US, long run averages of school quality have a significant impact on housing prices, but not year-to-year fluctuations. To deal with this issue, we use the *Scolarité* data set to compute an alternative index of school quality that can be averaged over the period 1998-2004 : the percentage of 9th -graders who enter *Seconde générale*, which is the first year of pre-university high school (as opposed to a vocational curriculum). Given the French context, this variable can be considered a good approximation of school quality, since it is closely linked to educational attainment and varies greatly across schools. For each middle school and each year, we know the number of 9th -graders who will be enrolled in pre-university high schools the following year. We then calculate the average value of this index for each school over the 1998-2003 period. Table 6.1 shows that taken at the school level, the mean fraction of 9th -graders entering *Seconde générale* is 66.8 percent with a standard deviation of 12 percentage points. Unsurprisingly, this measure is highly correlated

with the 2004 *DNB* exam score (the Pearson correlation coefficient being equal to 0.83)¹³. Moreover, the relative ranking of middle schools that can be derived from the fraction of students entering pre-university high schools is relatively stable over time : the rank correlation coefficient between this measure of school quality in 1998 and 2003 is 0.74.

The stability of school quality during the period under study is an important feature in the Parisian context : because parents do not have direct access to exam scores (the Ministry of Education being unwilling to publish league tables for middle schools¹⁴), school quality will tend to be capitalized in housing prices only if it is not too volatile across school years. Parents who care about school quality make efforts to gather information on different local public schools through real estate agencies, parents' associations or simply through neighbors, the reliability of which is conditioned by the persistence of school quality in the span of 7 years. Provided that it is the case and that parents have a good idea of the medium-run relative ranking of public schools in their neighborhood, short-run (*DNB* exam score) and medium-run (fraction of 9th -graders entering pre-university high schools averaged over the period 1998-2003) measures of school quality should be appropriate and yield similar results.

6.3.3 Housing prices and neighborhood characteristics

Data on property sales come from the Notary Chamber of Paris and the Île-de-France. In France, all property sales have to be registered by a Notary, who collects the realty transfer fee to be paid to the Inland Revenue. The Notary Chamber has gathered the data for Paris and the Île-de-France since the mid-1990's. The data set is almost comprehensive, since it contains between 80 and 90% of all the transactions that took place since 1997¹⁵. For each transaction, we have information on the

¹³It should nonetheless be noted that admission into pre-university high schools is not tied to any particular threshold in the *DNB* exam score, but rather to a global assessment of individual performance by the teachers.

¹⁴The publication of league tables for public would indeed contradict the fact that parents are not supposed to choose between different public middle schools.

¹⁵In the early 1990s, when the Notary Chamber started to collect the data, not all Notary offices succeeded in transmitting their own data. However, the coverage rate has continuously improved since.

price for which the property was sold, along with its detailed characteristics (size, number of bedrooms and bathrooms, parking, date of construction...) and its precise geographical location (Lambert grid coordinates¹⁶). Our sample is restricted to all arm's-length sales of second hand Parisian flats¹⁷ that took place between September 1997 and August 2004. We further exclude sales in the top and bottom percentiles of housing prices per square meter each year. We are left with a sample of around 200,000 transactions. The mean flat price in our sample is 185,509 euros with a standard deviation of 183,237 euros (table 6.1). The mean flat size is 52.24 m² with a standard deviation of 35.37 m². Figure 6.2 reports the average price per square meter (in 2004 euros) for each of Paris' 80 administrative districts (4 per *arrondissement*) during the period 1997-2004. This map shows that the city is clearly subdivided between the wealthy center and Western side and the less wealthy North-Eastern side. Unsurprisingly, the distribution of housing prices across the city almost perfectly matches the distribution of school quality displayed in figure 6.1, although this feature cannot receive any causal interpretation.

Information on neighborhood characteristics comes from the 1999 French Census. The available unit of observation is an *Iris*, which corresponds to blocks of about 2,000 to 3,000 habitants each. We use these data to control for the potentially distinct sociodemographic characteristics of the immediate and the extended neighborhood. Our controls include the average number of persons per flat, the proportion of low-rent apartments, the proportion of owners, of single-parent families, of foreigners, of graduates as well as occupation (self-employed, managers, employed, manual workers) and unemployment. An important feature of our census controls is that, when possible, we calculate these variables both not only for all households in a given district, but also for the subpopulation of families (*i.e.* households with at least one child).

Descriptive statistics on census characteristics are reported in table 6.2 : 6%

¹⁶The geographical precision of a particular location is of about 0.06 mile.

¹⁷We dropped newly-built property sales because their price differs greatly from the price of second-hand sales and because new properties represent only a very small share of all property sold in Paris. For the same reasons, we excluded the few houses contained in the sample. We also dropped transactions when the price or the number of rooms was missing. We finally decided to exclude the Islands (Île Saint Louis and Île de la Cité), because of their very specific location and pattern of housing prices.

percent of households are female-headed families. Among the individuals aged 15 or more who have finished their studies, 39% hold a graduate degree. 6.2% of Parisians are manual workers, 4% are self-employed, 22% are managers, 15% are employees, 14% hold an intermediary occupation and 11.6% are unemployed. These summary statistics show that the city of Paris concentrates a relatively wealthy population.

6.4 Comparing transactions across school attendance boundaries

In this section, we present the empirical framework used for the analysis of the effect of school quality on housing prices. We start by presenting the naive estimates obtained with a simple hedonic model; we then turn to the “natural experiment” approach that consists in comparing sales across common middle school attendance boundaries.

6.4.1 Naive estimates of the impact of school quality on housing prices

The hedonic function model The standard hedonic housing price function describes the sale price as a function of the location of the flat and its intrinsic characteristics (floor, age of the building, number of rooms, number of bathrooms, etc.). The coefficient that is associated with each characteristic is supposed to measure the marginal purchaser’s willingness to pay for that specific characteristic. The basic hedonic function for housing prices can therefore be written :

$$\ln p_{i,c,s,t} = \alpha + \beta.z_s + X'_{i,c,s,t}\gamma + N'_{i,c,s}\phi + L'_t\theta + \epsilon_{i,c,s,t} \quad (6.1)$$

where $p_{i,c,s,t}$ is the price of sale i , located in census block c , in school attendance zone s during school year t ; z_s is the quality index of school s , $X_{i,c,s,t}$ the vector of flat i ’s characteristics, $N_{i,c,s}$ the vector of neighborhood characteristics (at the census block level, during year 1999) and L_t a vector of time dummies (year and quarter).

The OLS estimate of the parameter of interest β is supposed to measure the marginal willingness to pay for a school of better quality.

As pointed out by Black (1999), this methodology will produce upwardly biased estimates if there are unobserved neighborhood characteristics varying both across and within school districts that are correlated with school quality and are likely to influence housing prices.

Results The first two columns of table 6.3 show the results of estimating equation (6.1), with and without controlling for the characteristics of the census block. Column (1) indicates that a naive estimation of the impact of school quality on housing prices yields a strong apparent impact : for every standard deviation increase in the local school’s average exam score, the housing price per square meter goes up by 17%. Column (2) shows that the coefficient falls to 2.7% when one adds controls for the detailed neighborhood characteristics (including controls for the subpopulation of families).

A way of solving the endogeneity problem of the school quality variable in the housing price equation is to compare sales that can be assumed to share the same unobserved characteristics corresponding to “neighborhood effects”. To infer the value parents place on school quality, Black (1999) uses a first difference approach : she compares the prices of sales located on both sides of a common attendance district boundary with the difference in the quality of their respective schools.

In the following subsections, we start by applying Black’s original estimation strategy to the Paris school zoning system. In order to correct for some of the potential pitfalls associated with her method, we subsequently develop a slightly more sophisticated version, based on a direct matching approach.

6.4.2 Including boundary dummies

The model Black’s estimation strategy consists in replacing the vector of observed characteristics in the traditional hedonic equation by a full set of boundary dummies indicating sales that share (on either side) a common attendance district

boundary :

$$\ln p_{i,s,b,t} = \alpha + \beta \cdot z_s + X'_{i,s,b,t} \gamma + K'_b \phi + L'_t \theta + \epsilon_{i,s,b,t} \quad (6.2)$$

where $p_{i,s,b,t}$ is the price of sale i , located in school attendance zone s , next to boundary b , during school year t ; z_s is the quality index of school s (middle school *DNB* exam score in 2004), $X_{i,s,b,t}$ the vector of flat i 's characteristics, K_b a full set of boundary dummies (only the boundaries that have remained unchanged during the 1997-2003 period are taken into account) and L_t a set of time dummies (year and quarter).

We use two different estimation samples, based on the distance of each observation to the boundary of its school attendance boundary : the first sample includes all the sales that are located within 0.20 mile of a boundary ; the second sample includes the sales located within 0.15 mile of a boundary. Figure 6.3 shows the location of the sample of sales that are located within 0.15 mile of a boundary between 1997 and 2003.

Results Columns (3) and (4) of table 6.3 show the results of the estimation of the naive hedonic equation (6.1), for sales located within close distance from a boundary, when school quality is approximated by the average *DNB* exam score in 2004. Restricting the estimation sample does not change the coefficient on middle school exam scores : it remains close to that obtained with the full sample, 2.8% and 2.9% respectively for sales located within 0.20 and 0.15 mile of the nearest boundary.

Columns (5) and (6) of table 6.3 show the results of the estimation of equation (6.2), which includes boundary fixed effects. The crucial assumption here is that houses located on opposite sides of a boundary and within a given distance (0.20 or 0.15 mile) share the same unobserved neighborhood characteristics except for the quality of their local school. The coefficients on middle school exam scores are only slightly smaller than the coefficients estimated using the naive hedonic housing price regression : 2.3% for the 0.20 mile range (significant at the 1% level), 2.0% for the 0.15 mile range (significant at the 1% level).

6.4.3 Matching sales across boundaries

The estimation framework developed above relies on two relatively strong assumptions that can be considered unrealistic. First, the characteristics of flats are supposed to have the same impact on prices throughout the city of Paris. Yet there is some evidence that the influence of such features as the age of a building or the number of rooms in a flat is likely to differ noticeably across the various areas of the city. The second implicit assumption underlying the inclusion of boundary fixed effects is that whatever the length of a particular border, it must be the case that houses located on both sides but at opposite ends of the line segment of a common boundary share the same unobservable characteristics. This may not be true in the case of very long boundaries passing through very different neighborhoods (as it appears to be the case in Paris, judging from figure 6.3).

In order to circumvent these two potential limitations, we adopt a matching framework that compares each transaction with a carefully constructed counterfactual transaction. First, we correct the prices of all sales for *arrondissements*-specific flat characteristics effects. The prices of all sales are homogenized in the sense that there are now expressed in terms of the typical flat's characteristics¹⁸. Appendix 1 explains the exact steps that we have followed to compute these so-called "hedonic" prices.

We also modify the methodology developed by Black (1999) in a second direction : rather than including a full set of boundary fixed effects to estimate equation (6.3), we use a matching approach, which consists in restricting a transaction's comparison group to those sales that are located on the other side of the school boundary and within a given radius of that specific transaction. The principles of the approach we have followed are explained below and figure 6.4 shows how it is applied for a particular set of sale.

The model Any housing sale has four components : its location (indicated by its geographic coordinates x and y), the school year during which it has taken place, its

¹⁸The typical flat has two rooms, belongs to a building constructed between 1850 and 1913, is located on the ground floor, with one bathroom and average size rooms, without a maid's room or a garage and was sold during the fourth quarter.

hedonic price per square meter and the middle school zone it belongs to. We define a transaction's neighborhood as a the area comprised within 0.20 (or 0.15) mile of that particular transaction¹⁹.

We suppose that within each of the 20 *arrondissements* of Paris, the price per square meter (taken in log) of a transaction located in neighborhood n , belonging to school zone s during school year t can be written as the sum of a time-invariant neighborhood fixed effect θ_n , a time-invariant middle school fixed effet θ_s , a school year fixed effect θ_t and an error term $\epsilon_{n,s,t}$:

$$\ln p_{n,s,t} = \theta_n + \theta_s + \theta_t + \epsilon_{n,s,t} \quad (6.3)$$

where $\epsilon_{n,s,t}$ is clustered by school zone.

We make the assumption that the middle school fixed effect θ_s is a linear function of our school quality index z_s and an error term η_s :

$$\theta_s = \alpha + \beta.z_s + \eta_s$$

The coefficient β , which measures the impact of school quality on housing prices, is our parameter of interest.

We call “reference sales” all housing transactions located within a distance of 0.20 (or 0.15) mile of a school attendance boundary and belonging to an area which has not been reassigned to a different school between 1997 and 2003. A reference sale that took place in neighborhood n , school zone s during school year t is denoted $H_{n,s,t}$. Every reference sale is associated to a fictive “counterfactual” sale, denoted $\tilde{H}_{n,s',t}$. The price of this counterfactual sale is supposed to measure the amount for which the reference transaction would have been sold, had it been located in school zone s' rather than in school zone s , everything else being equal. The fixed effect associated with the counterfactual sale's middle school s' is a linear function of $z_{s'}$, the quality index of school s' :

$$\theta_{s'} = \alpha + \beta.z_{s'} + \eta_{s'}$$

¹⁹A transaction's neighborhood is thus a relative notion.

The price $\tilde{p}_{n,s',t}$ of the counterfactual transaction \tilde{H} cannot be observed and has to be estimated. We do so by calculating the weighted geometric mean of the prices of all the transactions $h_{i,n,s',t}$ that took place in same neighborhood n and during the same school year t as the reference sale H , but belong to a different school zone s' . Transactions h_i are weighted by the inverse of their distance d_i to the reference transaction H , in order to give more importance to the sales that are located nearby relatively to the more distant ones. Hence, the estimated price per square meter $\hat{p}_{n,s',t}$ of the counterfactual sale \tilde{H} is calculated as :

$$\ln \hat{p}_{n,s',t} = \frac{1}{\sum_{i \in I} \frac{1}{d_i}} \sum_{i \in I} \frac{1}{d_i} \ln p_{i,n,s',t}$$

where (denoting $x(\cdot)$ and $y(\cdot)$ as the geographic coordinates of transactions H and h_i , expressed in the mile unit) :

$$I = \left\{ h_{i,n,s',t} : \sqrt{(x(h_{i,n,s',t}) - x(H_{n,s,t}))^2 + (y(h_{i,n,s',t}) - y(H_{n,s,t}))^2} \leq d, d \in \{0.15, 0.20\}, s' \neq s \right\}$$

The estimated price $\tilde{p}_{n,s',t}$ of counterfactual sale \tilde{H} is equal to the true counterfactual price $\tilde{p}_{n,s',t}$ plus a measurement error $\nu_{n,s',t}$:

$$\ln \hat{p}_{n,s',t} = \ln \tilde{p}_{n,s',t} + \nu_{n,s',t}$$

Note that a reference sale which is located next to different school zone boundaries²⁰ can have several counterfactuals. In this case, there will be as many counterfactuals as there are school attendance zones within a 0.20 (or 0.15) mile radius of the reference transaction.

The identification of the “middle school effect” relies on the crucial assumption that every couple (reference sale, counterfactual sale) shares the same neighborhood fixed effect and only differs through school attendance zones :

$$\ln \tilde{p}_{n,s',t} = \theta_n + \theta_{s'} + \theta_t + \epsilon_{n,s',t}$$

²⁰This will be the case for sales located in one of the “corners” of a school attendance zone.

Under this hypothesis, the housing price differential between the reference and the estimated counterfactual sales can be written :

$$\ln \tilde{p}_{n,s,t} - \ln \hat{p}_{n,s',t} = \ln \tilde{p}_{n,s,t} - \ln \tilde{p}_{n,s',t} + \nu_{n,s',t} = \beta(z_s - \tilde{z}_{s'}) + \mu_{n,s,s',t}$$

where $\mu_{n,s,s',t} = \eta_s - \eta_{s'} + \epsilon_{n,s,t} - \epsilon_{n,s',t} + \nu_{n,s',t}$ is an independent error term, clustered by school attendance boundary (s, s') .

Parameter β can be estimated by running an OLS regression of the price differential between the reference and the counterfactual sale on the corresponding school quality differential. Note that the measurement error induced by the estimation of the counterfactual sale's price only affects the dependent variable and hence will not bias the regression coefficient $\hat{\beta}$.

Results Let us first compare the naive regressions using hedonic prices (the first two columns of table 6.4) with our previous naive estimates (Columns (3) and (4) of table 6.3). Reassuringly, results are very similar. Thus the existence of potentially different effects of flat characteristics across arrondissements does not seem to be the driving force explaining the magnitude of the naive estimates of the impact of school quality on housing prices.

Columns (3) and (4) of table 6.4 show the results of regressing the difference in prices across boundaries on the corresponding difference in school quality, calculated using the matching approach described above. The results are very close to those obtained in table 6.3. In addition, the estimates obtained for both distances (0.20 and 0.15 mile) are almost exactly equal, so the change in the sample size does not seem to be driving the results. A point increase in the average exam score is estimated to raise the price per square meter by about 1.9% when we restrict the observations to those located within 0.15 mile of a boundary.

6.4.4 How large is the effect ?

Our estimates of the impact of middle school quality on housing prices in Paris are of the same order of magnitude as existing estimates for primary schools in

other countries : similar to the 2.1% effect for every standard deviation increase in school quality for Boston suburbs (Black (1999)) ; slightly smaller than the 3.7% effect obtained by Gibbons and Machin (2003) for the UK.

In order to interpret these results, it is important to get some sense of the magnitude of the effect. Firstly, we calculate that other things being equal, moving from the worst to the best public middle school (which corresponds to 4.8 times the standard error of the average *DNB* exam score at the school level) would imply a price premium of 9% (16,700 euros for the average flat price). Secondly, we estimate the fraction of the housing price differential between school zones that can be explained by differences in school quality. In order to do so, we calculate the observed difference in the average flat price (taken in logs) between each adjacent pair of school zones and relate it to the flat price differential predicted by the corresponding difference in school quality. We find that the difference in school quality explains roughly 7% of the observed difference in housing prices between adjacent school zones.

These calculations indicate that although school quality plays a non negligible role in the formation of housing prices, it is not the main driving force in the real estate market. However, this result does not imply that the way school quality determines parents' residential location should be neglected when school zone policies are designed.

6.5 Robustness checks

In this section, we perform several robustness checks. First, we test whether the results are sensitive to our measure of school quality. Secondly, we investigate the validity of the identifying assumption that flats located on either sides of attendance boundaries are in the same neighborhoods.

6.5.1 Results' sensivity to the measure of school quality

We start by testing the sensivity of the results to our definition of school quality. The main concern is that the average *DNB* exam score of 9th -graders, which is

measured at the end of the period under study, might not be a good measure of the middle-run school quality of schools during the period 1997 to 2003. To deal with this potential problem, we have investigated whether using an alternative mid-run index of school quality affects our results. As explained earlier, the fraction of 9th -graders who are admitted into *Seconde générale* is a relatively good candidate : available since 1997, this index can be averaged at the school level over the period 1998-2004. Using this measure of school quality, we perform the same regressions as previously. Table 6.5 displays the naive estimates and the boundary fixed effects estimates, while table 6.6 shows the matching across boundaries estimates. The results are remarkably similar to those obtained when school quality is evaluated by the *DNB* exam score. The impact of a standard deviation increase in the proportion of 9th graders admitted into *Seconde générale* on housing prices is significantly positive : about 2% when we directly match sales across school attendance boundaries. Hence, our results do not appear to be dependent on the particular definition of school quality that we have adopted in this section.

6.5.2 The validity of the identifying assumption

Our estimation strategy relies on the assumption that flats located on either sides of attendance boundaries share the same neighborhood characteristics, so that their price differential is on average purely attributable to the difference in the quality of their respective schools. Yet this hypothesis might be violated if a particular side of the boundary display certain characteristics (e.g. more housing units with garages) which are valued by buyers, independently from the quality of the local school. If such characteristics tend to attract wealthier people, whose children educational attainment will mechanically drive up the quality of the local school, then one might obtain biased estimates of the effect of school quality on housing prices by comparing sales across attendance district boundaries.

First, we test whether the observable characteristics of flats, such as the age of building, the number and size of rooms, the number of bathrooms, the number of garages or the presence of a maid's room, are similarly distributed on either sides of

boundaries. Table 6.7 compares the characteristics of flats located on either side of school attendance boundaries. Although the means are generally statistically different because of the large size of the sample, the distribution of characteristics on the “good” side and the “bad” side of boundaries are pretty similar. Moreover, the numbers show no obvious pattern that could explain that flats located on the “good” side of the boundary are more desirable than flats located on the “bad” side. In addition to these comparisons, we run the regressions without controlling for flat characteristics, and find the same results²¹. Thus our findings do not seem to be driven by differences in observable flat characteristics. One might still argue that some unobservable flat characteristics (e.g. one side gets more sun than the other) might bias the results, but there is no particular reason that such characteristics should be distributed differently across school zones.

A more serious issue is that household sorting might occur at boundaries, even if the houses are the same. Several papers on US data (Bayer, Ferreira and McMillan (2003) and (2004), Kane, Staiger and Riegg (2005)) have shown that not only school quality, but also several sociodemographic characteristics, such as income, could be discontinuous at boundaries. Estimations using boundaries fixed effects to control for neighborhood unobservables might then tend to overestimate the causal effect of school quality on housing prices.

To investigate the discontinuity at boundaries, we regress the log of housing prices, and several socioeconomic characteristics on a fourth order polynomial equation in distance to the boundary and a dummy variable indicating that transaction i is located on the “good side” of the boundary :

$$\text{Logprice}_i = \beta_0 + \beta_1 \text{dist}_i + \beta_2 \text{dist}_i^2 + \beta_3 \text{dist}_i^3 + \beta_4 \text{dist}_i^4 + \beta_5 \text{Goodside}_i + \epsilon_i \quad (6.4)$$

Where dist is an indicator of the distance to the frontier for sales located within 1000 feet of a boundary, and Goodside is a dummy which is equal to one if the sale is located in the zone of the school with the highest mean test score. We restrict our

²¹Since the results are basically the same than the initial regressions, we do not show them, but the table is available upon request.

sample to the boundaries where the mean test score differential between schools is at least 0.8 (corresponding roughly to a 1/2 standard deviation at the school level, or a 1/4 standard deviation at the pupil level), to be able to visualize the discontinuity²². We graph the variables and the fitted form, and check whether the discontinuity is significant at the boundary. The results for the housing prices per square meter and the log of “hedonic” housing prices (already corrected to account for differences in flat characteristics) are displayed in figure 6.5 and present a clear and significant discontinuity at the boundary.

We now turn to sociodemographic characteristics. We do not know the average income in the neighborhood but we do have information on the professional status of individuals, so we use it as a proxy for well-to-do and less well-to-do neighborhoods. Some variables, such as the proportion of public housing in the neighborhood do not exhibit any discontinuity at the boundary (see figure 6.6).

Other variables, such as the proportion of households whose head is a manual worker and the proportion of households whose head is a manager do exhibit a significant discontinuity at the boundary (see figures 6.7 and 6.8). However, when we look more closely at the data, we see that the discontinuity is driven by families. The details of professional occupations is available by household size, so we use large households (3 individuals or more), as a proxy for families, and compare them to small households (1 or 2 individuals), used as a proxy for households without children²³.

The proportion of large households whose head is a manual worker severely shrinks on the good side of the boundary, and there is a clear discontinuous increase in the proportion of large households whose head is a manager. The discontinuity is much smaller for small households, and even insignificant for managers. Our interpretation is that the discontinuity in neighborhood characteristics occurring at boundaries is driven primarily by differences in school quality. Parents who care about schools tends to be high skilled workers, but high skilled workers without children do not seem to

²²The mean school test score differential in this restricted sample is 1.8.

²³We actually have the information for families with children, but this figure is difficult to reconcile with the total number of households, so in order to be able to distinguish between families and other households we use the size of the household as a proxy. Results using families with children are very close to those obtained on large households.

be ready to pay more to live in good school zones. We therefore are pretty confident that the effect measured by our regression will capture the effect of the school quality differential, that may generate sorting among families, but not a more general sorting effect.

Finally, private school choice provides us with an additional way of testing whether housing prices reflect sorting at boundaries. If we manage to show that the proximity of private schools in the neighborhood *lowers* the price premium for a house in a better public school zone, then we would conclude that this price premium is not driven by sorting.

6.6 The mitigating effect of private schools

Theoretical predictions of school choice models. In section 6.2.2, we mentioned that parents who wish to avoid sending their children to the local public school but are not willing to change residence can either ask for a dispensation or send their children to a private school. Therefore, the presence of a good network of private schools should lower the price premium that parents are ready to pay for a flat located in a good local public school zone, or at least set an upper bound to that premium.

More precisely, the combination of strict public school zoning and private school choice in the Parisian context allows us to test some of the theoretical predictions of a general equilibrium model developed and calibrated by Nechyba (1999; 2000; 2003). This model of school finance includes multiple school districts (either state or locally financed), multiple neighborhoods within school districts with different housing qualities, and local public schools at district level that must admit every pupil in the district along with private schools that can choose their pupils. Using this particular set up, Nechyba studies the consequences of introducing private school choice on both school and residential stratification. The model is too complex to yield analytic solutions, and it is calibrated to predict the effect of alternative educational policies. In the benchmark equilibrium without private schools, peer effects yields substantial

residential sorting²⁴. Allowing for private school choice decreases residential stratification, while increasing peer stratification in schools²⁵. The decrease in residential stratification is reflected in housing prices. In this section, we test whether the presence of private schools near the place of residence mitigates the effect of local public school quality on housing prices.

In Paris, 30% of middle school pupils were enrolled in a private school in 2004. Contrary to public schools, private schools are not evenly distributed throughout the city : the development of existing private schools and the creation of new ones is in fact limited by the State which controls the amount of resources that are allocated to the private sector. The scores obtained by pupils enrolled in private middle schools at the *DNB* exam are about one standard deviation above those obtained by pupils enrolled in public middle schools (see figure 6.9). Private schools thus offer a rather good outside option for parents reluctant to sending their children to a poor-performing local public school.

Under the assumption that parents don't usually want to enroll their children in a school which is located too far away from home, the impact of public school quality should depend on the density of the local private school offer. In residential areas where many private schools are available, we expect the quality of public schools to be less capitalized in housing prices than in areas where there are few.

The estimation strategy. To test this hypothesis, we construct an index of the private middle school density in a given area. We want to take into account both the size (in terms of enrollment) and the proximity of private middle schools. Total enrollment is an important factor to take into account, since, unlike the size of public middle schools, it can vary a lot across private schools.

The index D_i is constructed as follows. For each transaction i , we calculate the average of its distance to every private middle school in Paris, squared and weighted

²⁴There is only incomplete stratification because of the exogenous heterogeneity in neighborhoods and because the housing stock is fixed. These assumptions seem quite reasonable when applied to make prediction for a city like Paris.

²⁵The overall effect on the quality of public schools varies with the type of school finance and whether per public spending increases enough or not to compensate for the decrease in peer quality.

by the total enrollment of each of these private schools :

$$D_i = \frac{1}{Z} \sum_{j=1}^{N_j} z_j \frac{1}{d_{i,j}^2} \forall i$$

where Z denotes the total enrollment in all Parisian private middle schools, z_j the enrollment in private middle school j in 2004 and $d_{i,j}$ the distance between transaction i and private school j . The higher the value of this index, the higher the density of private schools in the transaction's neighborhood. Using the inverse of the distance squared allows us to give much more weight to the closest private schools.

We then split our indicator into four quarters, from the lowest density to the highest. Figure 6.10 shows the corresponding areas on the map of Paris. Reassuringly, our indicator of private school availability is well distributed among neighborhoods, and does not cut Paris into four geographically distinct zones, a feature which could bias our estimates. In the lower quartile, we find that the supply of private middle schools is scarce in some neighborhoods located in the center of the city as well as areas in the South East. At the other end of the distribution, the upper quartile is associated with two different types of neighborhoods. On the one hand, in the North-Eastern parts of Paris, parents who are confronted with low performing public schools have the opportunity of sending their children to one of the many private schools located in the area. On the other hand, in some of the South-Western wealthy neighborhoods where public middle schools are of high quality, the network of private school is also very dense. In both cases, we expect the willingness to pay of parents for a good public schools to be lower than in the neighborhoods where parents do not have this "outside option".

To estimate the mitigating effect of private school choice, we allow the parameter of interest to vary with the quartile of private middle school density :

$$\ln \tilde{p}_{s,t} - \ln \hat{p}_{s',t} = \beta_1 Q_1 \cdot \Delta_{z_s, \tilde{z}_{s'}} + \beta_2 Q_2 \cdot \Delta_{z_s, \tilde{z}_{s'}} + \beta_3 Q_3 \cdot \Delta_{z_s, \tilde{z}_{s'}} + \beta_4 Q_4 \cdot \Delta_{z_s, \tilde{z}_{s'}} + \mu_{s,s',t}$$

where $\ln \tilde{p}_{s,t} - \ln \hat{p}_{s',t}$ denotes the price differential between sale s and its counterfactual in time t , $\Delta_{z_s, \tilde{z}_{s'}}$ the difference in school quality between the public school s

assigned to the transaction and the public school s' of the counterfactual sale, Q_j ($j \in 1, 2, 3, 4$) a dummy variable indicating the quartile of private school density in the sale's neighborhood and $\mu_{s,s',t}$ an independent term clustered at the school attendance zone.

Results. Table 6.8 shows the results using the matching approach, for sales located within 0.20 and 0.15 mile of a boundary, using the *DNB* exam score in 2004 as our measure of public school quality. Columns (2) to (5) indicate that as the density of private middle schools increases, the impact of public school quality on housing prices becomes smaller : while for the lower quartile of private school density, the coefficient on public school quality lies between 3.9% (0.15 mile) and 3.4% (0.20 mile), it becomes small (0.8-0.9%) and insignificant for the upper quartile (column (5)).

The results are very similar when we use the percent of pupils going into *Seconde générale* instead of the average *DNB* exam score : table 6.9 indicates that the impact of public middle school quality declines as the density of private school increases, moving from 4.4-4.8% for the lower quartile to 0.4-0.8% for the upper quartile.

On the whole, these results support the theoretical predictions mentioned above by showing that the effect of public school quality on housing prices is heterogeneous : when parents have the possibility of sending their children to a good private school, then housing prices do not seem to depend on the quality of the local public middle school ; on the contrary, when there is no good private school available in the neighborhood, then the local public middle school quality appears to be capitalized into housing prices.

Given these estimations, we can perform the simple exercise that consists in comparing the cost of attending a private school with the cost of moving into a better public school zone. Given that the average private school tuition fee is 1,500 euros per year Paris, four years of private middle schooling costs about 6,000 euros to the parents. In areas where good private schools are available, the quality of the private school is higher than that of the assigned public school by roughly 3 points on the *DNB* exam score (2 standard deviations), so the housing price premium to be paid in other areas for a similar increase in public school quality would be 4%, that is

roughly 7,400 euros for the average flat price. This value being comparable to the individual cost of a private four-year individual tuition fee, it appears that private schooling might be more attractive to single-child families than to families with two or more kids, which have higher incentives to locate near good public schools.

6.7 Conclusion

Using an almost exhaustive data set on housing sales in Paris over the period 1997 to 2003, we find that the quality of public schools has a significant impact on housing prices by comparing price and school quality differentials across school attendance boundaries : a standard deviation increase in the average exam score at the school level raises prices by about 2%. Additionally, our estimates implies that roughly 7% of inter school zones price differentials are explained by school quality differentials.

We also find evidence that, following the prediction of theoretical models of school choice, private schools tend to attenuate the capitalization of public school quality in housing prices, by offering an outside option to parents.

CARTE SCOLAIRE ET PRIX IMMOBILIERS : ESTIMATION DE L'IMPACT DU NIVEAU
DES COLLÈGES SUR LES PRIX DES LOGEMENTS À PARIS

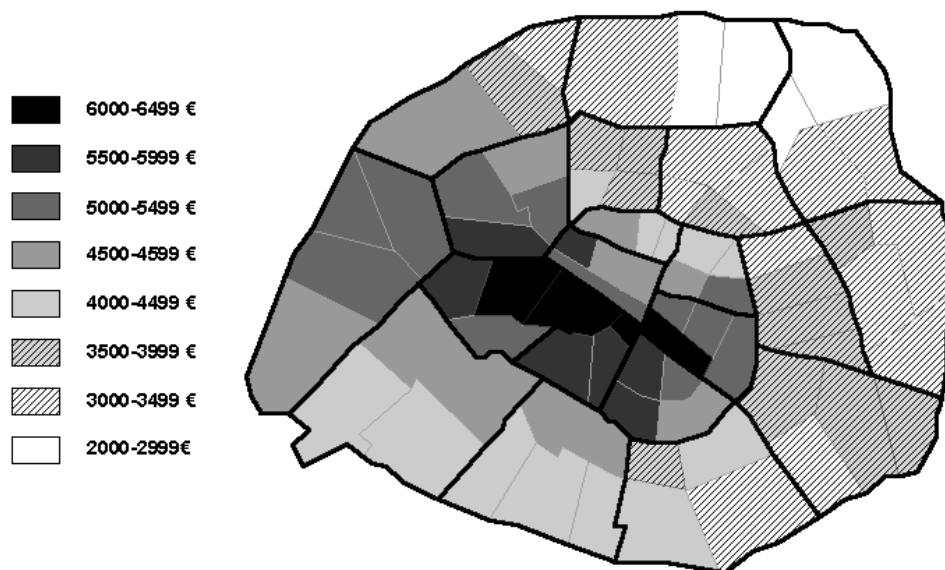
TAB. 6.1 – Summary statistics : characteristics of flats. School years 1997-2003.

Distance from boundary	All sales		< 0.20 mile		< 0.15 mile	
	Mean	S.D.	Mean	S.D.	Mean	S.D.
Price (in 2004 euros)	185,509	183,237	184,333	173,865	183,748	170,787
Flat size (in square meters)	52.24	35.37	51.91	34.39	51.91	34.15
Price per m ² (in 2004 euros)	3304	1295	3325	1265	3318	1249
<u>FLAT CHARACTERISTICS</u>						
Age of building (percent) :						
Unknown	0.112		0.116		0.115	
Before 1850	0.054		0.054		0.051	
1850-1913	0.411		0.409		0.411	
1914-1947	0.152		0.159		0.161	
1948-1969	0.129		0.130		0.131	
1970-1980	0.111		0.105		0.104	
After 1981	0.030		0.027		0.026	
Floor (percent)						
Ground floor	0.103		0.107		0.108	
First	0.158		0.161		0.160	
Second	0.162		0.163		0.163	
Third	0.155		0.155		0.154	
Fourth	0.143		0.143		0.143	
Fifth	0.120		0.118		0.118	
Sixth or more	0.158		0.153		0.155	
Number of rooms (percent)						
One	0.235		0.236		0.234	
Two	0.367		0.365		0.365	
Three	0.222		0.223		0.225	
Four	0.105		0.105		0.106	
Five or more	0.072		0.071		0.071	
% without ind. bathroom	0.211		0.211		0.212	
% with maid's room	0.042		0.041		0.041	
% with lift	0.901		0.900		0.901	
% with garage	0.129		0.122		0.120	
Number of sales	180,522		110,453		87,653	

FIG. 6.1 – Quality of public middle schools as measured by the average *Diplôme National du Brevet* exam score in 2004.



FIG. 6.2 – Average price per square meter in the 80 administrative districts of the city of Paris (in 2004 euros). Period 1997-2004



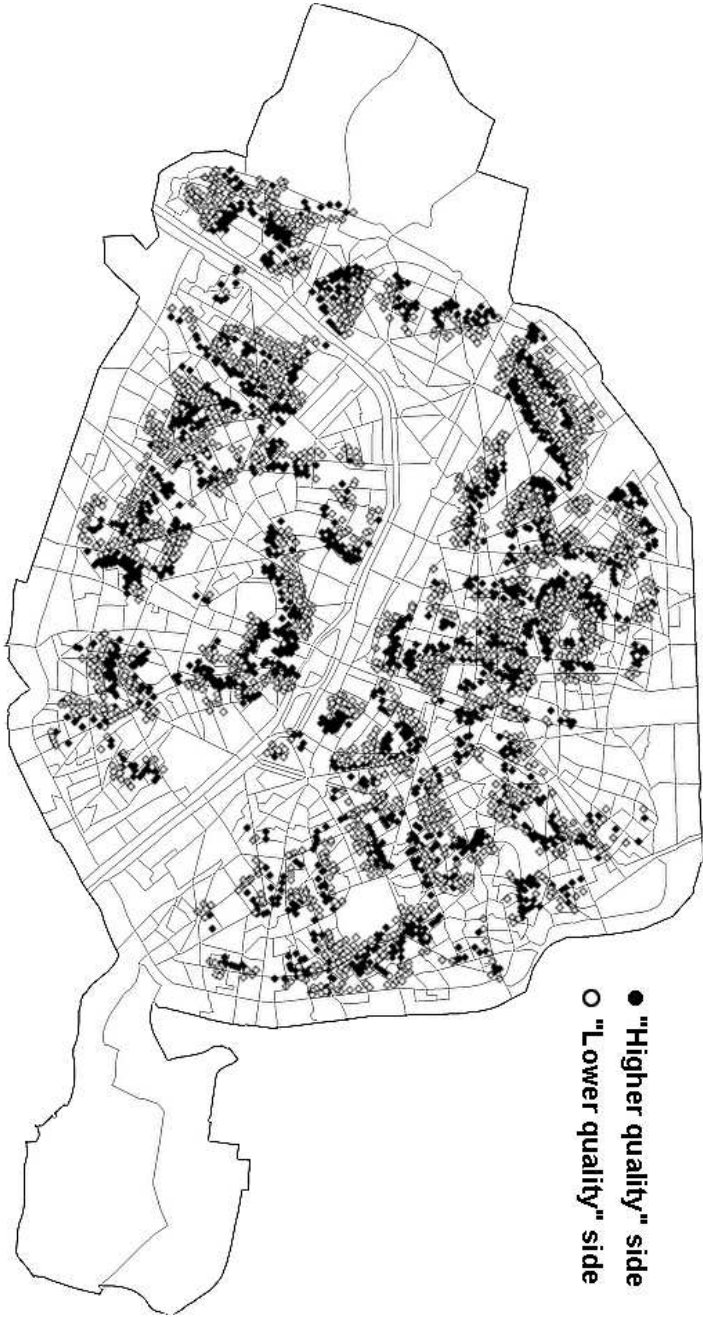


FIG. 6.3 – Sales located within 0.15 mile of a boundary. School years 1997-2003.

FIG. 6.4 – Matching sales across boundaries : an example

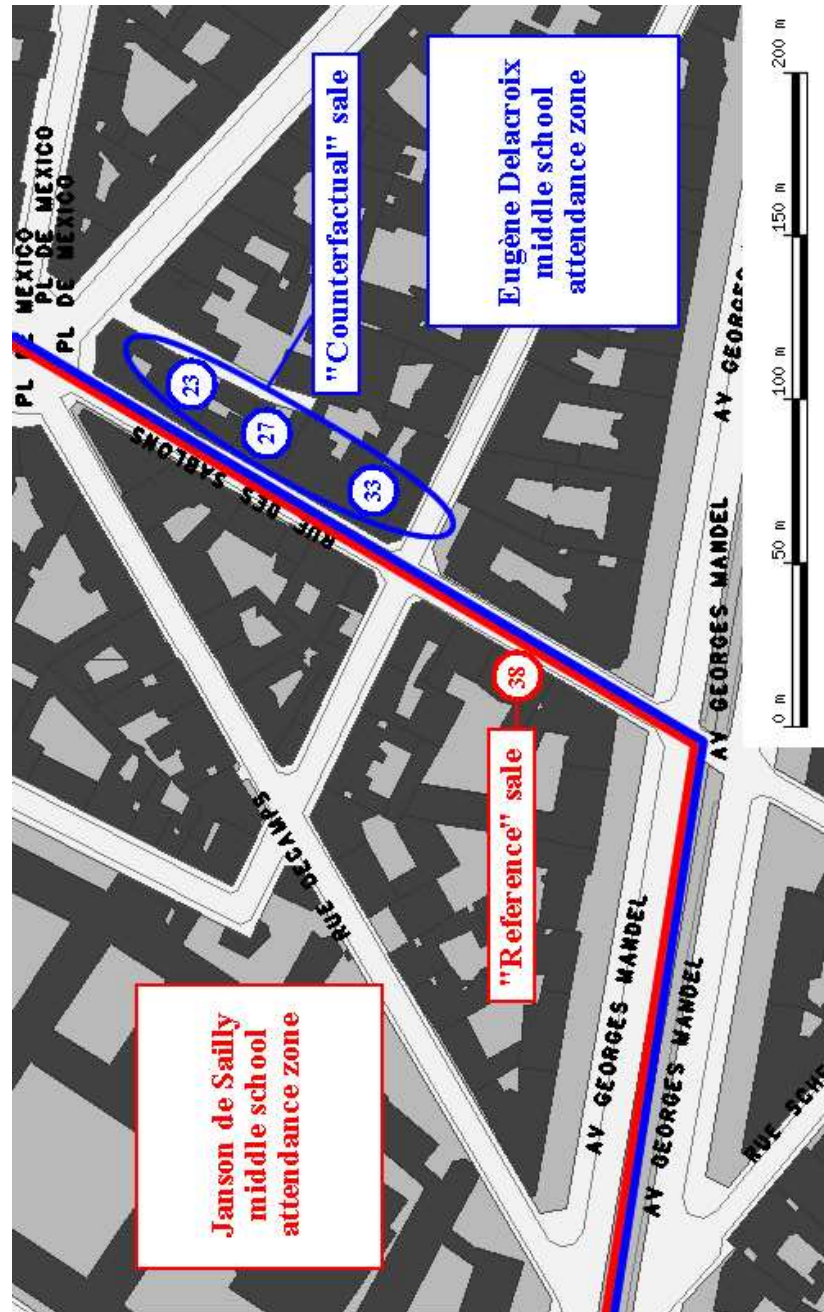


FIG. 6.5 – The discontinuity in housing prices at school boundaries

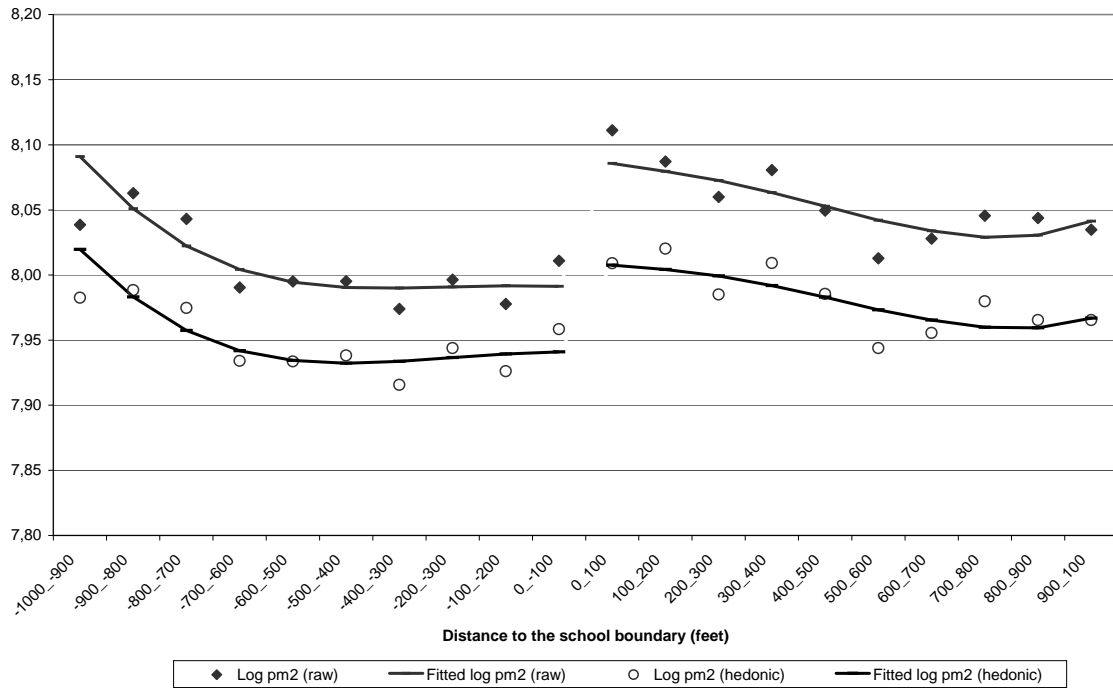


FIG. 6.6 – The evolution of the proportion of public housing in the neighborhood near school boundaries

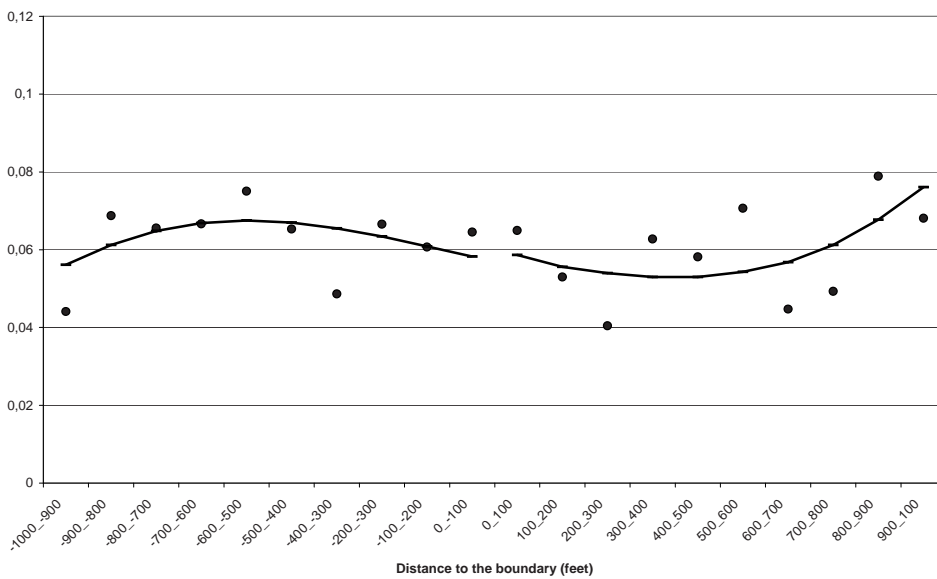


FIG. 6.7 – The evolution of the proportion of high-skilled households at school boundaries

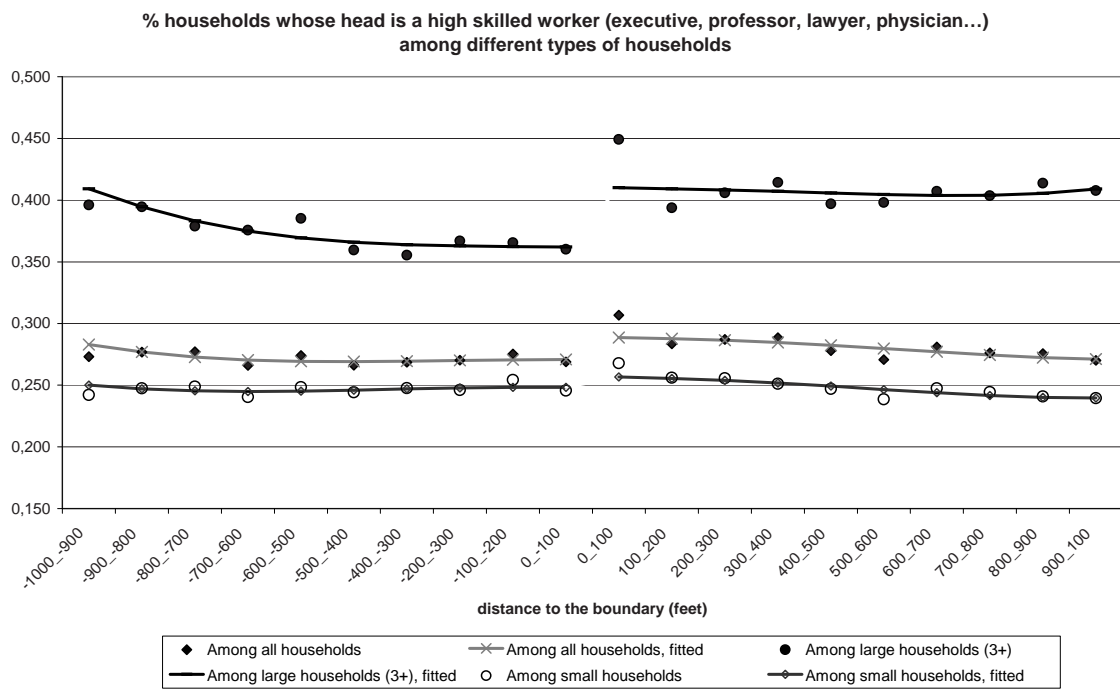


FIG. 6.8 – The evolution of the proportion of low-skilled households at school boundaries

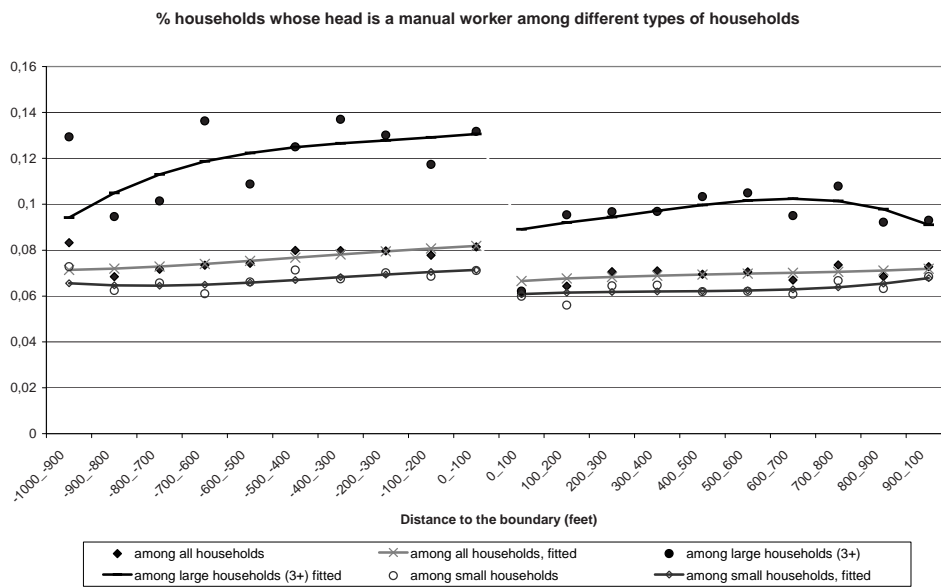
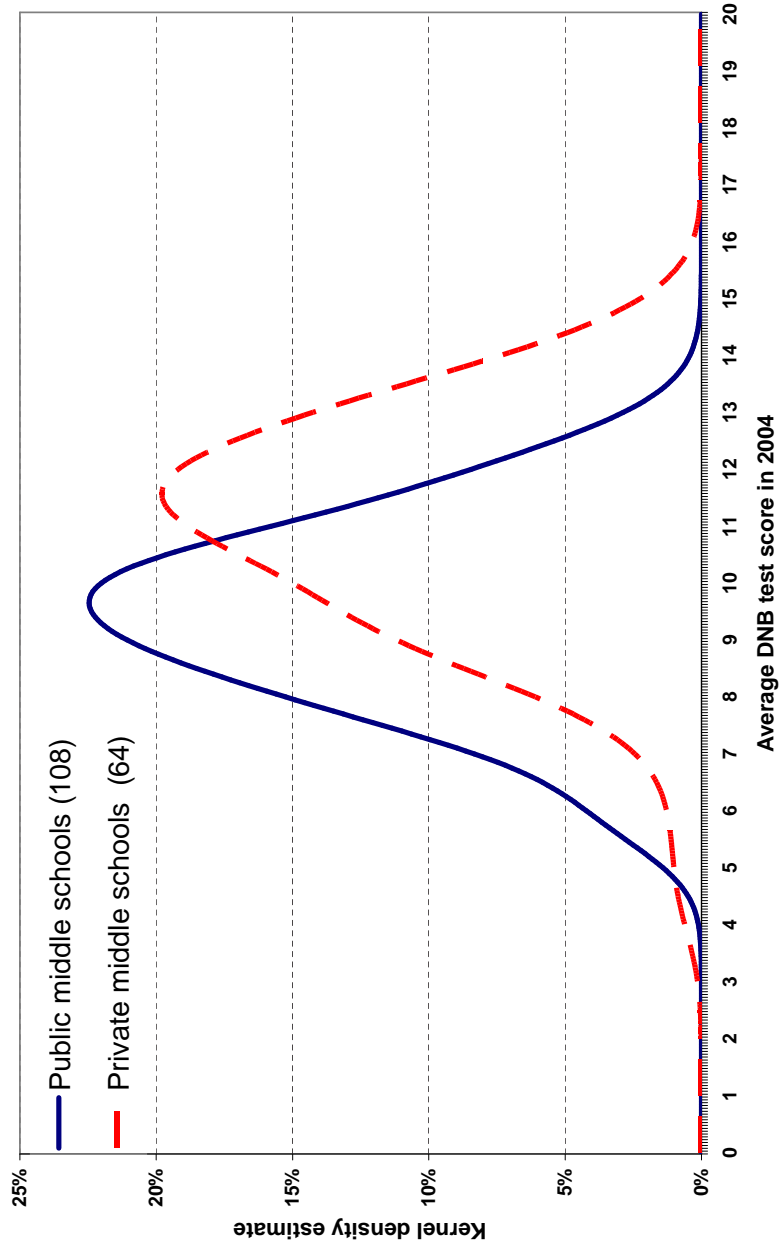


FIG. 6.9 – Distribution of DNB exam scores at the school level for public and private middle schools in 2004.



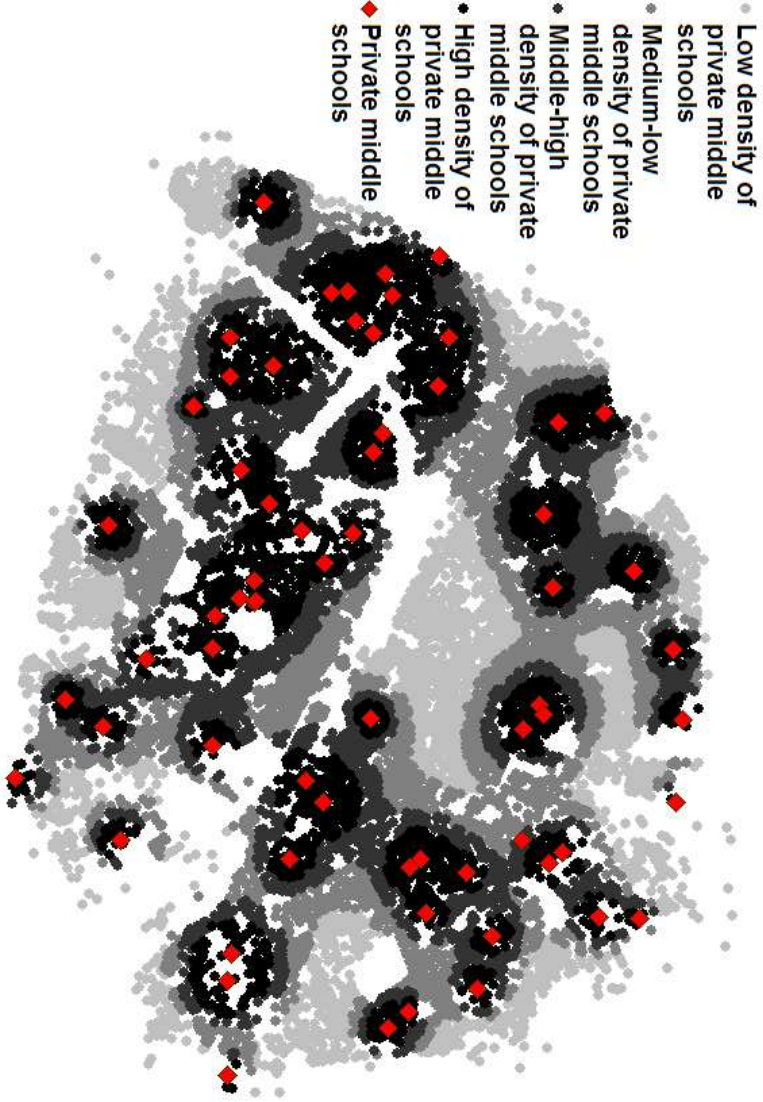


FIG. 6.10 – Density of private middle schools in Paris.

TAB. 6.2 – Summary statistics : census characteristics at the district level and school characteristics. School years 1997-2003.

Distance from boundary	All sales		< 0.20 mile		< 0.15 mile	
	Mean	S.D.	Mean	S.D.	Mean	S.D.
<u>CENSUS VARIABLES (AT THE DISTRICT LEVEL)</u>						
Nb of census blocks	902		771		705	
Nb of individuals per district	2291	789	2328	739	2336	730
Nb of households per district	1204	423	1236	403	1241	398
Nb of families per district	523	194	529	183	532	180
Nb of persons per flat	1.89	0.25	1.87	0.23	1.87	0.24
<u>All households</u>						
% families	0.440	0.08	0.434	0.08	0.434	0.08
% public housing	0.151	0.22	0.130	0.19	0.130	0.19
% owners	0.298	0.11	0.308	0.10	0.309	0.10
% with graduate degree	0.393	0.11	0.401	0.09	0.402	0.09
% female-headed households	0.061	0.03	0.058	0.03	0.058	0.03
% foreigners	0.227	0.06	0.223	0.06	0.222	0.06
% self-employed workers	0.039	0.02	0.040	0.02	0.039	0.02
% manual workers	0.062	0.04	0.060	0.04	0.059	0.04
% managers	0.220	0.07	0.225	0.06	0.227	0.06
% employees	0.149	0.05	0.145	0.04	0.144	0.04
% intermediary occupation	0.142	0.04	0.141	0.04	0.141	0.04
% unemployed	0.116	0.04	0.115	0.04	0.115	0.04
<u>Families only</u>						
% foreign families	0.217	0.12	0.215	0.11	0.213	0.11
% self-employed workers	0.098	0.06	0.099	0.06	0.099	0.05
% manual workers	0.131	0.08	0.128	0.08	0.127	0.08
% managers	0.380	0.16	0.388	0.15	0.392	0.15
% employees	0.151	0.09	0.146	0.09	0.144	0.09
% intermediary occupation	0.161	0.08	0.161	0.08	0.160	0.08
<u>SCHOOL CHARACTERISTICS</u>						
<i>DNB</i> exam score (out of 20)	9.40	1.62	9.47	1.56	9.47	1.56
% going into 2 nd <i>générale</i>	0.667	0.12	0.671	0.12	0.671	0.12
Nb of middle high schools	108		105		105	
Number of sales	180,522		110,453		87,653	

TAB. 6.3 – Regressions results - naive estimates and estimates using boundary fixed effects. The school quality index is the average middle school exam score in 2004. School years 1997-2003.

	Dependent variable : log of price per square meter (in 2004 euros)					
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	Naive estimates				Including boundary fixed effects	
Distance from boundary :	All sales	All sales	< 0.20 mile	< 0.15 mile	< 0.20 mile	< 0.15 mile
<i>DNB</i> exam score in 2004 ^a	0.167**	0.027**	0.028**	0.029**	0.023**	0.020**
Adjusted standard error ^b	(0.013)	(0.008)	(0.008)	(0.009)	(0.005)	(0.005)
School year & quarter fixed effects	YES	YES	YES	YES	YES	YES
Flat characteristics ^c	YES	YES	YES	YES	YES	YES
Census variables ^d	NO	YES	YES	YES	NO	NO
Number of sales ^e	180,522	179,576	110,453	87,653	111,071	88,169
Number of boundaries					192	166

^aThe *Diplôme National du Brevet* exam score for each school is the average score in 2004 on the national exam that students take in their fourth year of middle high school (equivalent to ninth grade).

^bStandard errors are adjusted for clustering at the attendance district level. * : significant at the 5% level; ** : significant at the 1% level.

^cFlat characteristics include a set of dummy variables for the age of the building (before 1850, 1850-1913, 1914-1947, 1948-1969, 1970-1980, after 1981), the number of bathrooms (1, 2 or more), the presence of a garage, the presence of a maid's room, the floor (first to fourth or more with and without a lift), the number of rooms (from 1 to 5 or more), average area per room (small, medium, large).

^dCensus variables are both at the block and the district level. they include : average number of persons per flat, proportion of low-rent apartments, percent owners, percent families (*i.e.* household with at least one child), percent single-parent families, percent foreign , percent self-employed, percent managers, percent employed position, percent manual workers. The distribution of occupations is calculated separately for all households and for families only.

^eThe actual number of observations is higher than the number of sales, because flats that are close to several boundaries are used several times.

TAB. 6.4 – Regressions results - naive estimates and estimates using matching across boundaries. Housing prices (in 2004 euros) are “hedonic”, *i.e.* they have been homogenized in terms of a reference flat. Period 1997-2003. The school quality index is the average middle school exam score in 2004. School years 1997-2003.

	(1)	(2)	(3)	(4)
Distance from boundary :	< 0.20 mile	< 0.15 mile	Matching across boundaries < 0.20 mile	< 0.15 mile
Dependent variable :	Log of hedonic housing price		Log of hedonic housing price differential across boundaries	
<i>DNB</i> exam score in 2004 ^a	0.022**	0.024**		
Adjusted standard error ^b	(0.009)	(0.010)	0.020**	0.019**
			(0.005)	(0.005)
Middle school exam score differential				
Adjusted standard error ^c				
School year & quarter fixed effects	YES	YES	NO	NO
Census variables ^d	YES	YES	NO	NO
Number of sales ^e	110,453	87,653	106,141	82,640

^aThe *Diplôme National du Brevet* exam score for each school is the average score in 2004 on the national exam that students take in their fourth year of middle high school (equivalent to ninth grade).

^bStandard errors are adjusted for clustering at the attendance district level. * : significant at the 5% level; ** : significant at the 1% level.

^cStandard errors are adjusted for clustering at the attendance district boundary level. * : significant at the 5% level; ** : significant at the 1% level.

^dCensus variables are both at the block and the district level. they include : average number of persons per flat, proportion of low-rent apartments, percent owners, percent families (*i.e.* household with at least one child), percent single-parent families, percent foreign , percent self-employed, percent managers, percent employed position, percent manual workers. The distribution of occupations is calculated separately for all households and for families only.

^eThe actual number of observations is higher than the number of sales, because flats that are close to several boundaries are used several times.

Tab. 6.5 – Sensivity analysis - naive estimates and estimates using boundary fixed effects. Period 1997-2003. The school quality index is the fraction of 9th -graders admitted into *Seconde générale* averaged over the school years 1997-2003.

	Dependent variable : log of price per square meter (in 2004 euros)					
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	Naive estimates			Including boundary fixed effects		
Distance from boundary :	All sales	All sales	< 0.20 mile	< 0.15 mile	< 0.20 mile	<0.15 mile
Percent going into <i>gnde générale</i> ^a	0.145**	0.025**	0.025**	0.025**	0.028**	0.026**
Adjusted standard error ^b	(0.013)	(0.006)	(0.005)	(0.006)	(0.005)	(0.006)
School year & quarter fixed effects	YES	YES	YES	YES	YES	YES
Flat characteristics ^c	YES	YES	YES	YES	YES	YES
Census variables ^d	NO	YES	YES	YES	NO	NO
Number of sales ^e	180,522	179,576	110,453	87,653	111,071	88,169
Number of boundaries					192	166

^aThe fraction of 9th -graders admitted into *Seconde générale* is averaged over the period 1998-2003 for each school.

^bStandard errors are adjusted for clustering at the attendance district level. * : significant at the 5% level; ** : significant at the 1% level.

^cFlat characteristics include a set of dummy variables for the age of the building (before 1850, 1850-1913, 1914-1947, 1948-1969, 1970-1980, after 1981), the number of bathrooms (1, 2 or more), the presence of a garage, the presence of a maid's room, the floor (first to fourth or more with and without a lift), the number of rooms (from 1 to 5 or more), average area per room (small, medium, large).

^dCensus variables are both at the block and the district level. they include : average number of persons per flat, proportion of low-rent apartments, percent owners, percent families (*i.e.* household with at least one child), percent single-parent families, percent foreign , percent self-employed, percent managers, percent employed position, percent manual workers. The distribution of occupations is calculated separately for all households and for families only.

^eThe actual number of observations is higher than the number of sales, because flats that are close to several boundaries are used several times.

TAB. 6.6 – Sensivity analysis - naive estimates and estimates using matching across boundaries. Housing prices (in 2004 euros) are “hedonic”, *i.e.* they have been homogenized in terms of a reference flat. Period 1997-2003. The school quality index is the fraction of 9th -graders admitted into *Seconde générale* averaged over the school years 1997-2003.

	(1)	(2)	(3)	(4)
Distance from boundary :	< 0.20 mile	< 0.15 mile	< 0.20 mile	< 0.15 mile
Dependent variable :	Naive estimates	Log of hedonic housing price	Matching across boundaries	Log of hedonic housing price differential across boundaries
Percent going into <i>2^{nde} générale</i> ^a	0.024**	0.025**		
Adjusted standard error ^b	(0.006)	(0.006)		
Percent going into <i>2^{de} générale</i> differential			0.021**	0.020**
Adjusted standard error ^c			(0.005)	(0.005)
School year & quarter fixed effects	YES	YES	NO	NO
Census variables ^d	YES	YES	NO	NO
Number of sales ^e	110,453	87,653	106,141	82,640

^aThe fraction of 9th -graders admitted into *Seconde générale* is averaged over the period 1998-2003 for each school.

^bStandard errors are adjusted for clustering at the attendance district level. * : significant at the 5% level; ** : significant at the 1% level.

^cStandard errors are adjusted for clustering at the attendance district boundary level. * : significant at the 5% level; ** : significant at the 1% level.

^dCensus variables are both at the block and the district level. they include : average number of persons per flat, proportion of low-rent apartments, percent owners, percent families (*i.e.* household with at least one child), percent single-parent families, percent foreign , percent self-employed, percent managers, percent employed position, percent manual workers. The distribution of occupations is calculated separately for all households and for families only.

^eThe actual number of observations is higher than the number of sales, because flats that are close to several boundaries are used several times.

CARTE SCOLAIRE ET PRIX IMMOBILIERS : ESTIMATION DE L'IMPACT DU NIVEAU
DES COLLÈGES SUR LES PRIX DES LOGEMENTS À PARIS

TAB. 6.7 – Comparison of the characteristics of the “good” and “bad” side (in terms of public middle school quality) of school attendance boundaries. School years 1997-2003.

Distance from boundary	< 0.20 mile		< 0.15 mile	
	“Good” side	“Bad” side	“Good” side	“Bad” side
<u>FLAT CHARACTERISTICS</u>				
<i>Age of building :</i>				
Unknown	0.128	0.116	0.124	0.115
Before 1850	0.073	0.060	0.062	0.054
1850-1913	0.382	0.405	0.394	0.404
1914-1947	0.158	0.149	0.168	0.149
1948-1969	0.127	0.136	0.127	0.138
1970-1980	0.099	0.110	0.094	0.114
After 1981	0.033	0.242	0.030	0.02
<i>Floor :</i>				
Ground floor	0.106	0.101	0.108	0.104
First	0.161	0.157	0.163	0.158
Second	0.165	0.161	0.166	0.163
Third	0.161	0.154	0.158	0.152
Fourth	0.374	0.393	0.372	0.390
Fifth or more	0.321	0.330	0.033	0.032
<i>Number of rooms :</i>				
One	0.238	0.234	0.233	0.241
Two	0.348	0.362	0.359	0.363
Three	0.222	0.219	0.227	0.215
Four	0.108	0.107	0.105	0.106
Five or more	0.083	0.078	0.076	0.074
<i>Bathrooms :</i>				
No bathroom	0.202	0.212	0.209	0.209
One	0.739	0.735	0.739	0.740
Two	0.058	0.054	0.052	0.051
<i>Garage :</i>				
No garage	0.878	0.876	0.883	0.875
One	0.115	0.117	0.109	0.118
Two	0.007	0.007	0.007	0.007
<i>Room size :</i>				
Small	0.419	0.440	0.441	0.442
Average	0.342	0.338	0.340	0.340
Large	0.239	0.223	0.220	0.218
% with maid’s room	0.050	0.045	0.045	0.041
<i>School quality :</i>				
DNB exam score (out of 20)	10.36	9.24	10.34	9.17
% going into <i>Seconde générale</i>	0.728	0.653	0.728	0.646

TAB. 6.8 – Regressions results - Differential Estimates for private middle school density using Matching across boundaries. Quality index : *DNB* exam score. School years 1997-2003.

		Dependent variable : log of price per square meter (in 2004 euros)						
		(1)	(2)		(3)	(4)		(5)
			Lower Quartile		Middle Quartile	Upper Quartile		
		All sales	Lower Quartile	Middle Quartile	Upper Quartile	Middle Quartile	Upper Quartile	Upper Quartile
			Quartiles of local private school density ^a					
Panel A : Sales <0.20 mile of a boundary								
<i>DNB</i> exam score differential ^b		0.020**	0.039**	0.014**	0.018**	0.013**		
Adjusted standard error ^c		(0.005)	(0.017)	(0.006)	(0.006)	(0.005)		
Panel B : Sales <0.15 mile of a boundary								
<i>DNB</i> exam score differential		0.019**	0.034**	0.016**	0.018**	0.009		
Adjusted standard error		(0.005)	(0.017)	(0.005)	(0.007)	(0.005)		

^a The indicator of the density of private middle schools is constructed as follows. For each transaction, we calculate the average of the inverse of its distance to every private middle school in Paris, squared and weighted by the total enrollment of each of these private schools. We then split our indicator into four quarters, from the lowest density of private schools to the highest.

^bThe *DNB* exam score for each school is the average score in 2004 on the *DNB* national exam that students take in their fourth (*i.e.* the last) year of middle high school.

^cStandard errors are adjusted for clustering at the attendance district level. * : significant at the 5% level; ** : significant at the 1% level.

TAB. 6.9 – Regressions results - Differential Estimates for private middle school density using Matching across boundaries. Quality index : Percent going into *2^{nde} générale*. School years 1997-2003.

	Dependent variable : log of price per square meter (in 2004 euros)				
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	All sales	Quartiles of local private school density ^a			
		Lower Quartile	Middle Lower Quartile	Middle Upper Quartile	Upper Quartile
Panel A : Sales <0.20 mile of a boundary					
Percent going into <i>2^{nde} générale</i> differential ^b	0.021**	0.048**	0.014**	0.019**	0.008
Adjusted standard error ^c	(0.005)	(0.016)	(0.003)	(0.005)	(0.005)
Panel B : Sales <0.15 mile of a boundary					
Percent going into <i>2^{nde} générale</i> differential ^d	0.020**	0.044**	0.015**	0.016**	0.004
Adjusted standard error	(0.005)	(0.017)	(0.003)	(0.006)	(0.005)

^a The indicator of the density of private middle schools is constructed as follows. For each transaction, we calculate the average of the inverse of its distance to every private middle school in Paris, squared and weighted by the total enrollment of each of these private schools. We then split our indicator into four quarters, from the lowest density of private schools to the highest.

^b The fraction of 9th -graders admitted into *Seconde générale* is averaged over the period 1998-2003 for each school.

^c Standard errors are adjusted for clustering at the attendance district level. * : significant at the 5% level ; ** : significant at the 1% level.

^d The fraction of 9th -graders admitted into *Seconde générale* is averaged over the period 1998-2003 for each school.

Chapitre 7

Choix scolaire ou sectorisation ?

Simulations sur données

parisiennes

In this chapter¹, we first perform simulations in order to study the properties of the equilibrium for different values of the key parameters. We then calibrate the model on Parisian data. Our goal is to predict the effect of various policies that have been debated in France. We start with the analysis of the benchmark equilibrium of school zoning, that corresponds to the existing situation in Paris. We then study the effect of a redesign of the school zones that increases peer mixing in schools in term of school and residential segregation and peer changes for children. Finally, we study the effect of switching to a school choice scheme. We study the effect of these policies both without and with private schools.

¹Cette partie a été co-écrite avec Julien Grenet.

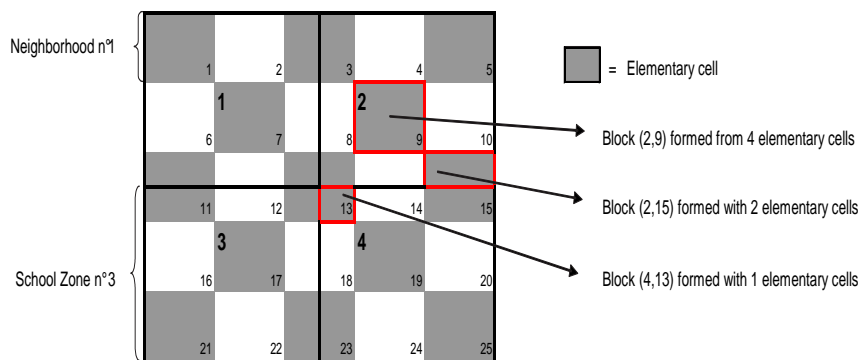
7.1 Simulations

7.1.1 Specifications for the simulation

City and school zones. In order to make simulations, starting with strict school zoning, we represent the city by a checkerboard, constructed as follows (cf. fig 7.3) :

- The city has $K = 100$ neighborhoods and $J = 16$ school zones ;
- Each school zone is composed with blocks from 4 neighborhoods that are entirely assigned to the school, 4 neighborhoods that overlap 2 school zones and 1 neighborhood that overlaps 4 school zones ; the total number of different combinations of school zones and neighborhoods is equal to 144.
- The checkerboard is divided into 400 elementary cells of the same size, that allow us to define the relevant income bins to simulate the allocation of households to houses. The 144 combinations of neighborhoods and school zones may therefore have three different sizes : they may contain 1,2 or 4 elementary cells depending of the overlapping of neighborhoods and school zones. Figure 7.1 shows precisely how cells, blocks, neighborhood and school zones are defined.

FIG. 7.1 – Definition of School zones, neighborhoods, blocks and cells



The qualities of neighborhoods are picked from a standard log normal distribution and its rank is correlated with the rank of the proximity to the center. The correlation coefficient is equal to λ

Households. The number of families is equal to 10 000. Income and abilities are picked from a bivariate standard log normal distribution with a correlation coefficient equal to ρ :

$$\begin{pmatrix} y_i \\ a_i \end{pmatrix} \sim \mathcal{N} \left[\begin{pmatrix} 0 \\ 0 \end{pmatrix}, \begin{pmatrix} 1 & \rho \\ \rho & 1 \end{pmatrix} \right]$$

We use the following specification of the utility function :

$$U(c, h) = \alpha \ln(c) + h$$

Parameters of the model. The model has four parameters :

- ρ : the correlation coefficient between family's income and her child's abilities ;
- λ : the correlation coefficient between the quality of neighborhoods and the proximity to the city center ;
- β : the taste for school quality, *i.e.* the weight of school quality $\overline{\ln a^j}$ in the total desirability of the block, relatively to the weight of the exogenous quality q_k of the neighborhood k .
- S_0 : the threshold for the creation of private schools. In order to create a private school, families living in the neighborhood k must have a desirability to secede S_k superior or equal to S_0 .

7.1.2 Assessing the effect of school policies

Before explaining the simulation process, we need first to define more precisely the school policies that we want to analyze and to precise the main outcomes of interest. We focus on the segregation outcomes and on the distribution of educational gains. In addition, when we introduce private schools in the model, we analyze changes in school stratification within the public and private sector.

Two types of policies. We start with a benchmark equilibrium of strict school zoning, where each child is assigned to a school on the basis of her address of residence. Departing from this equilibrium, we then implement two types of policies :

- **School zone reassignments** : this policy consists in redrawing school zone boundaries in order to change the composition of schools. We simulate a reassignment scheme that reduces segregation by abilities in all schools. Figure 7.8 shows how boundaries will be redrawn in our simulations. The original square-shaped zones are modified in order to obtain slice-shaped zones radiating from the center. Given the correlation between neighborhood quality and proximity to the center, this particular form of reassignment tends to homogenize the school zones in term of intrinsic quality of neighborhoods.
- **Open enrollment** : this policy consists in letting parents apply to any public school of their choice. Given our assumption that deans of schools are free to choose their students and seek to maximize average ability, the resulting schooling equilibrium is completely stratified on the basis of abilities. This assumption reflects the empirical evidence on school choice when no specific admission rules are imposed. For instance, Hsieh and Urquiola (2006) find that the development of a voucher program in Chile yielded an increase in ability stratification, with higher ability children leaving the public schools for the private sector. However, school choice policies could be designed to restrict this type of stratification effects, by introducing admission rules, such as lotteries for oversubscribed schools or specific admission criteria (preference given to children with low parental income, proximity to the school...). We do not investigate these possibilities in our simulation, and keep a “cream skimming” version of school choice. Similarly, we do not model potential efficiency gains that could arise from increased competition among schools, as evidence on the subject is mixed².

Segregation outcomes. Changes in school policies will affect both residential and educational segregation. We therefore look at two measures of segregation :

- **residential segregation** : we measure residential segregation at the school

²In a much debated paper, Hoxby (2000) shows that district with more school districts have more productive schools, using natural boundaries such as rivers to identify exogenous variations in choice. However, Rothstein’s papers (including (2006)) call into questions the existence such effects.

zone level by computing the ratio of the variance of the school zone level average log income over total variance of log income in the population

$$Seg_{res} = \frac{Var(\overline{\ln y^j})}{Var(\ln y_i)}$$

The higher the ratio, the higher the segregation between school zones (the coefficient would be equal to zero if there was no segregation).

- **educational segregation** : we measure educational segregation at the school level by computing the ratio of the variance of the school level average log ability over the total variance of log ability in the population :

$$Seg_{Ab} = \frac{Var(\overline{\ln a^j})}{Var(\ln a_i)}$$

The interpretation of the ratio is similar to the ratio of residential segregation.

Distributional analysis of educational gains. Because of our hypothesis that peer effects are linear in means, changes in school policies will not have any effects on the aggregate educational achievements. However, various policies will affect pupils differently depending on their parental income and individual ability. We therefore focus on the distribution of educational gains along these two dimensions.

The welfare implication of school policies is not limited to educational effects, since housing prices are also affected by the reforms : in a context of local funding of schools through income or property taxes, it would be important to take into account these wealth effects of school policies since they would yield changes in voting over school spending (See Epple and Romano (2003)). However, as our model does not include educational spending as an input in the school production function, given that the French system is centrally financed, we abstract from these other welfare effects to concentrate on peer effects.

More precisely, we use two measures of educational gains :

- **The average gains by decile of ability and income** : they are computed as the average of individual gains for each decile. The individual gain (or loss) of

the school policy change for a given child is the difference between the average log ability of the school j' she attends after the implementation of the policy and that of the school j she was assigned to before the policy change :

$$Gain_i = \overline{\ln(a)}^{j'} - \overline{\ln(a)}^j$$

- **The proportion of winners by decile of ability and income :** we compute the proportion of net winners in each decile of ability and income. Contrary to total average gains, the proportion of winners is not necessarily equal to 1/2, because the size of the effects can be asymmetric. For example, the average proportion can be inferior to 1/2 if a small fraction of high ability children is concentrated in a school as a result of the policy, leaving all children in the other schools worse off.

We always compute the gains taking the situation with the initial school zones as the reference (with or without private schools). We do not specify a social choice function, but these two measures give an idea of the relative weight that should be put on low income children if one wanted to favor this group when choosing among several policies, knowing that the net gains will always be null.

Supplementary outcomes for private schools. In order to study how the introduction of private schools affect previous results, we analyse three series of additional outcomes :

- **the percentage of children attending private schools ;**
- **the difference in log average ability of children in public and private schools ;**
- **the segregation by ability, within private and within public schools.**

These outcomes allow us to observe to what extent private schools cream-skin the best students from public schools.

7.1.3 The algorithm

In order to estimate the impact of various school zoning policies, we perform a series of simulations using different sets of values for the parameters of interest. Residential choice and the allocation of pupils to the various schools in equilibrium is computed using an algorithm³ that consists of several steps and loops. An important feature of the algorithm is that it does not move each of the 10 000 households but works on elementary cells. We use the property of the equilibrium that households must be perfectly stratified by income to group them into 400 bins of income corresponding to the 400 elementary cells. Each cell is represented by an average income and average ability, with perfect ranking along these two dimensions and we always move all the households of a cell together. The other important feature of the algorithm is that we do not need to calculate housing prices. Since the single crossing assumption ensures that higher income households will always pay higher housing prices for blocks of higher desirability, we directly allocate households/cells according to the ranking of the desirability of blocks.

No private schools

Benchmark equilibrium : strict school zoning with no private schools (SZN). The algorithm proceeds as follows :

- Step SZN1 : We simulate 10 000 households characterized by parental income and child ability. The values of both characteristics are taken from a bivariate standard log-normal distribution, with a correlation coefficient equal to ρ .
- Step SZN2 : We simulate 100 neighborhoods, randomly distributed throughout the city, with the constraint that the correlation between the rank of their quality and the rank of their distance to the city is equal to λ .
- Step SZN3 : The initial allocation of households is the one that would arise in the absence of school zoning. Households are grouped into 400 bins of income and are allocated to the different neighborhoods so that the ranking of income bins matches the ranking of the intrinsic quality of these neighborhoods. Note

³The algorithm is coded in SAS.

that this initial allocation will determine the equilibrium allocations : an other initial allocation would yield a different equilibrium allocation. However, our choice can be justified as a starting point, since it would be the only equilibrium in the absence of school zones.

- Step SZN4 : Square-shaped school zones are defined, each one grouping a total of 25 elementary cells. The initial allocation of households to the different neighborhoods yields a school quality for every school zone (calculated as the average log of ability of pupils residing in the school’s catchment area). The exogenous intrinsic quality of neighborhoods and the endogenous quality of schools give rise to a unique ranking for the desirability of the 400 element cells, for a given value of parameter β (the taste for school quality)
- Loop SZN : The 400 bins of income are reallocated to the different cells so that the ranking of income bins matches the ranking of elementary cell desirability. This again modifies the quality of schools, triggering a new reallocation of income bins to the various cells. The process is repeated until it converges to an equilibrium. An equilibrium is reached when the allocation of income bins in period t is the same as the previous period’s allocation. Depending on the values of the different parameters, an equilibrium is obtained within 10 to 20 successive iterations.

School zone reassignment with no private schools (SRN). The equilibrium obtained under strict school zoning with no private schools (SZN) serves as the starting point for the simulation of school zone reassignment. The algorithm proceeds as follows :

- Step SRN1 : The initial allocation of income bins on the checkerboard is the one obtained in equilibrium under strict school zoning (for given values of the parameters λ , ρ , β and an initial allocation of neighborhood quality throughout the city). The initial square-shaped school zones are replaced by new slice-shaped ones. The initial allocation of income bins gives the initial quality of these newly created school zones, which together with the neighborhood intrinsic qualities defines the new desirability of the various cells.

- Loop SRN1 : The 400 bins of income are then reallocated to the different cells until an equilibrium is found, following the same process as defined in loop SZN1.

Open enrollment with no private schools (OEN). The equilibrium obtained under strict school zoning with no private schools (SZN) serves as the starting point for the simulation of open enrollment. The algorithm proceeds as follows :

- Step OEN1 : The initial allocation of income bins on the checkerboard is the one obtained in equilibrium under strict school zoning (for given values of the parameters λ , ρ and β and an initial allocation of neighborhood quality throughout the city). School zones are then suppressed and replaced by open enrollment. Under that scheme, pupils are univocally allocated to the various public schools on the basis of their ability : hence in equilibrium, each school enrolls the pupils belonging to one of the 16 bins of ability.
- Step OEN2 : under the assumption that demand for desirability is invariant to its level (see chapter 5), the equilibrium allocation of households to the various cells under open enrollment is identical to the equilibrium obtained under strict school zoning when the parameter β (the taste for school quality) is set to 0. In equilibrium, households are thus allocated to the different neighborhoods so that the ranking of income bins matches the ranking of the intrinsic quality of these neighborhoods.

Introducing private schools

The three equilibria defined above (strict school zoning, school zone reassignment and open enrollment) are extended to account for the endogenous emergence of private schools. Residential choice and the allocation of pupils to public and private schools in equilibrium is then computed using an algorithm that involves several nested loops.

In our model (strict school zoning and school zone reassignment), private schools consist of clubs formed by parents at the neighborhood level. In order for a private

school to be created, it must be the case that the average difference between the log ability of the pupils residing in a given neighborhood and the average log ability in the surrounding public schools is higher than an exogenously predetermined threshold S_0 . The way private schools appear and disappear is described below.

Strict school zoning with private schools (SZP). The algorithm that accounts for the introduction of private school in the strict school zoning scheme proceeds as follows :

- Steps SZP1 to SZP3 are identical to steps SZN1 to SZN3.
- Step SZP4 : Square-shaped school zones are defined and no private school initially exists. The initial allocation of households to the different neighborhoods yields a public school quality for every school zone (calculated as the average log of ability of pupils living in the public school’s catchment area).
- Step SZP5 : Given the initial quality of public schools, the incentive to create a private school is evaluated separately for each neighborhood. Households living in neighborhood k will “secede” and create their own private school if the difference between the average log ability in neighborhood k and the weighted average of the initial quality of the surrounding public schools (the weight of each surrounding public school being equal to the number of households in neighborhood k that live within its corresponding catchment area) exceeds the threshold S_0 .
- Step SZP6 : After having calculated the quality of the newly created private schools, the algorithm updates the quality of the various public schools to account for the fact that some pupils are now enrolled in private schools. Together with the intrinsic quality of neighborhoods, these public and private school qualities determine a unique ranking for the desirability of the 400 element cells, given the value of parameter β (the taste for school quality). The uniqueness of cell desirability ranking derives directly from the particular way in which we model the emergence of private schools : in any cell belonging to a seceding neighborhood, private school quality will always surpass the quality of the local public school so that all households, if offered the possibility of living in such

a neighborhood, would always prefer sending their children to the local private school rather than then to the local public school (assuming that existing public and private school qualities are held constant and considered as given by households when making their residential choices).

- Loop SZP consists of three successive subloops :
 - Subloop SZP1 : The 400 bins of income are reallocated to the different cells so that the ranking of income bins matches the ranking of elementary cell desirability. Depending on whether the cell has seceded and created its own private school in the previous period or not, children belonging to a given parental income bin will be enrolled in a public or a private school.
 - Subloop SZP2 : The new allocation of households modifies the ability composition of both public a private schools created in the previous period. Given these new ability compositions, the sustainability of existing private schools is evaluated in the following way : every seceding neighborhood evaluates whether, should it dissolve its private school and send its pupils to the surrounding public school (other private schools being assumed to remain sustainable), it would still have the incentive to secede (as defined in step SZP6). If it does not, then the school is dissolved and its pupils are sent back the the surrounding public schools. If it does, then the private school is considered sustainable and enrolls the neighborhood’s pupils. In practice, the simulations show that once created, private schools hardly ever disappear.⁴
 - Subloop SZP3 : Once the sustainable private schools are identified, the ability composition of public and private schools is updated. Together with the intrinsic quality of neighborhoods, this determines a new ranking of cell desirability, triggering a new reallocation of incomes bins to the various cells. Subloops SZP1 to SZP3 are repeated until they converge to an equilibrium. An equilibrium is reached when the allocation of bins in period t is the same as the previous period’s allocation and the seceding neighborhood creating

⁴This is because newly created private schools will tend both to attract wealthier households and to reduce the quality of the surrounding public schools, thus increasing the average ability differential between the neighborhood and the surrounding public schools.

their own private schools are identical from one period to the other.

School zone reassignment with private schools (SRP). The equilibrium obtained under strict school zoning with private schools (SZP) serves as the starting point for the simulation of school zone reassignment. The algorithm proceeds as follows :

- Step SRP1 : The initial allocation of income bins on the checkerboard is the one obtained in equilibrium under strict school zoning with private schools (for given values of the parameters λ , ρ , β , the threshold S_0 and an initial allocation of neighborhood quality throughout the city). The initial squared-shaped school zones are replaced by the new slice-shaped ones. Pupils enrolled in private schools are supposed to temporarily remain enrolled in their private schools. Therefore, the initial quality of the newly created public schools zones is purely determined by the initial allocation of income bins belonging to non-seceding neighborhoods.
- Step SRP2 : Given the new ability composition of public schools, the sustainability of existing private schools is evaluated in the same way as in subloop SZP2. If a private school does not meet the sustainability criterion, then the school is dissolved and its pupils are sent back to the surrounding public schools. If it does, then the private school is considered sustainable and enrolls the neighborhood's pupils. In practice, the simulations show that some of the private schools that emerged under strict school zoning disappear after the reassignment of the school zones.
- Loop SRP consists of three successive subloops that are identical to subloops SZP1 to SZP3 of the algorithm used to compute the equilibrium under strict school zoning with private schools (SZP). These subloops are repeated until they converge to an equilibrium. An equilibrium is reached when the allocation of bins in period t is the same as the previous period's allocation and when the seceding neighborhoods creating their own private schools are identical from one period to the other.

Open enrollment with no private schools (OEP). The equilibrium obtained under strict school zoning with private schools (SZP) serves as the starting point for the simulation of open enrollment with private schools. As explained in the discussion of how private schools are introduced in the model (chapter 5), no private school is sustainable under an open enrollment scheme for credible values of the parameters. The computation of the equilibrium under open enrollment with private schools is thus identical to the computation of the equilibrium under open enrollment with no private schools (OEN).

Random assignment of neighborhood quality

Conditional on the values of parameters λ , ρ , μ , S_0 and the initial allocation of neighborhood quality throughout the city, the different algorithms defined above will converge to a unique equilibrium for every distinct school zoning policy.

In order for our prediction not to depend on a particular allocation of neighborhood quality on the checkerboard, we perform 100 simulations for each set of parameters λ , ρ , μ , S_0 by randomly changing the initial geographic allocation of neighborhood quality. We then average the equilibrium values of the parameters of interest across the 100 replications.

7.1.4 An example

We perform several simulations with the following parameters : $\rho = 0,5$; $\lambda = 0,5$; $\beta = 0.5$; $S_0 = 0.4$. Figure 7.4 shows a simulated distribution of the logarithm of intrinsic qualities of neighborhoods, households' income and abilities. The initial repartition of neighborhoods by quintile of intrinsic quality is shown on figure 7.5. Neighborhoods with the highest intrinsic quality are concentrated in the center of the checkerboard and neighborhoods of lower quality are located at the periphery. But as the correlation between neighborhood quality and proximity to the city center is not equal to one, the checkerboard also has some good neighborhoods at the periphery and some lower quality ones near the center.

The benchmark equilibrium : strict school zoning without private schools

The equilibrium repartition of school qualities by quintile and the equilibrium desirability of cells is shown on Figure 7.6. Better schools tend to be located in the better neighborhoods near the city center. As expected, the equilibrium desirability of blocks partly reflects the repartition of neighborhood qualities. As the equilibrium is perfectly stratified by income, the wealthiest households live in the most desirable blocks. The blocks near the center, with an higher average quality, tend to concentrate a wealthier population than neighborhoods at the periphery. However, it might be the case that some blocks with a poor intrinsic quality do not house the poorest households, because the quality of the assigned middle school is good. This is for example the case for the some of neighborhoods located in school zones 5 and 9 (the eastern parts of the checkerboard).

Figure 7.7 shows the equilibrium correlation between mean income in the cells (that constitute blocks) and the various components of the block desirability. Households are perfectly sorted by income and block desirability, but this is not necessarily the case for each component of the block desirability. On average, a block with a higher income group tends to be located in neighborhoods with higher exogenous quality and higher school quality, but some households are better off in lower quality neighborhoods where the school zone is very good. Conversely, school zones mix several level of income, because of the heterogeneity in neighborhood quality in each zone. With the values chosen for the simulation, residential segregation is equal to 0.5 and log ability segregation in school is 0.12.

School reforms without private schools

Two types of school policy reforms are simulated : open enrollment and school reassignments. Changes in segregation outcomes and distributional gains are reported in tables 7.1 and 7.2.

Open Enrollment. As this policy disentangles residential and schooling choices, the repartition of families in the city is uniquely determined by the intrinsic qua-

lity of neighborhoods. The wealthiest households live in the best neighborhoods (see Figure 7.5). As a result, residential segregation, measured within the areas defined by the previous school zones, decreases significantly. In term of educational gains, high ability children unambiguously benefit from peers of higher ability, whereas low ability children experience a decrease in peer quality. Given the correlation between ability and income, children of families with income below the median are on average worse off under this scheme (see table 7.2).

School zone reassignments. School zones are redrawn in slices radiating from the center, as shown on figure 7.8. The aim of the policy is to reduce segregation by abilities in schools, but it also affects residential segregation, since the new school zones tend to be more mixed in term of intrinsic neighborhood quality. With the values of parameters chosen for the simulation, the initial schooling segregation is reduced by two thirds after the reassignment. However, some families react to the policy and recreate residential segregation in the new equilibrium. Figure 7.9 shows the initial « quality » of schools when boundary are redrawn and the quality in equilibrium, that reflects parental reaction to the policy. In order to compare these school qualities with the qualities of schools under the strict school zoning scheme, we keep the quintile thresholds defined over the distribution of school qualities in the benchmark equilibrium. We observe that the number of very high quality schools has diminished. Both final and residential levels of segregation are lower with the reassigned boundaries than in the benchmark equilibrium of strict school zoning. Children of lower income families experience positive gains from this policy, while children from higher income families experiences losses. If one puts a high weight on children coming from low income background in a social choice function, this policy would be clearly preferred to open enrollment. However, these results are dramatically modified when we introduce private schools, because the private sector offers an outside option for dissatisfied parents to opt out from the assigned public school.

School reforms when private schools are introduced

Strict school zoning with private schools. Starting from the benchmark strict school zoning equilibrium, we now allow for the creation of private schools. Private schools are created in the neighborhoods where the desirability to secede S_k is superior to the threshold 0.4. Figure 7.10 shows that, at equilibrium, private schools appear both in zones where the public school quality is high and in zones where the public school quality is relatively low, with total private enrollment equal to 20%. In fact, private schools are located in the better neighborhoods of each school zone. Their cream-skimming effect, which is implied by the model, is very clear on the map, but it is not complete. Private schools do not enroll all the higher ability students, but they cream-skim the best students groups in the school zones where they are created, implying a decrease in public school quality. The introduction of private schools also yields a decrease in residential segregation.

Open Enrollment. Given our assumptions and the values of the parameters, private schools are not sustainable anymore when open enrollment is introduced. The results are therefore similar to those described earlier for open enrollment. However, one must now compare the distribution of educational gains with the situation of strict school zoning with private schools. Average gains and losses at both ends of the distribution are somewhat smaller with private schools than when open enrollment is introduced without private schools. Indeed, low income/low ability children already attended schools of lower quality under the strict zoning scheme and conversely, high income/high ability children were already attending private schools with high peers.

School zone reassignments. The implementation of a school reassignment scheme leads to the initial closure of some private schools, if the quality of the reassigned public school is sufficiently high. However, figure 7.11 shows that the size of the private sector tends to increase after the reassignment, because the number of dissatisfied high income/high ability families rises when the quality of public schools is leveled. With the parameters chosen for the simulation, the size of the private sectors rises

from 20% to 27%. As a result, the cream-skimming effect of private schools yields a fall in the average quality of public schools. Figure 7.12 shows that some public schools may end up with an even lower quality after the reassignment than with the initial drawing of school zones (see the school situated in the north, which has been classified of as “school quality 0” to indicate that the quality of the school is below the lowest quality before the reassignment). The gains for low income/ low ability children are therefore wiped out, compared with the situation without private schools. At the other end of the distribution, the higher income households that have escaped from the public sector as a result of the policy change enjoy better peers.

This result suggests that the policy of school zone reassignments, that significantly reduced schooling heterogeneity in a world without private schools, may have the counter effect of increasing the educational heterogeneity between schools if parents have the possibility to opt out of the public school system. Before turning to the calibration for Paris, let us check how these results are affected by variations of the key parameters.

7.1.5 Variation of the key parameters

Departing from our example where $\rho = 0,5$; $\lambda = 0,5$; $\beta = 0,5$; $S_0 = 0,4$, we study how the outcomes are affected when each parameter is modified (taking values from zero to one).

Benchmark equilibrium without private schools. Increases in ρ , λ or β yield increases in residential segregation under strict school zoning, with a larger impact of β . However, segregation by abilities in schools is much more affected by an increase in ρ than by an increase in the two other parameters, since it increases the correlation between income and abilities.

School zone reassignments without private schools. An increase in the correlation λ between neighborhood quality and distance to the center does not affect much final residential and ability segregation when school zones are redrawn since

the new school zones have a much more equal neighborhood composition, but it yields higher educational gains for low income children who benefit even more from this “desegregation policy”. Again, final residential segregation is much higher with a high β since a higher taste of families for schools increases incentives to relocate after reassignments. As a result, the gains in peer quality for low income households decrease as β increases. High values of ρ yields high values of ability segregation in equilibrium as in the benchmark case. However, as in this case the benchmark equilibrium was even more segregated, the ability gains of the reassignment policy for low income households tend to increase as ρ increases.

Open enrollment without private schools. The model predicts the same high level of ability segregation in open enrollment, for any values of the parameters and in this case, residential segregation is of course affected by λ . Average gains are negative for children coming from families with income below the median, though the losses for this group tend to be smaller for higher values of λ . This can be explained by the fact that high ability children from low income backgrounds benefit more of the open enrollment policy, since they previously attended schools with low ability peers, as a result of the high residential segregation. Similarly, higher values of β yield lower average losses for low income groups, for a given ρ . On the contrary, higher values of ρ tends to increase losses for low income groups, since it increases inequity in gains.

Introduction of private schools. As expected, the size of private enrollment varies dramatically with the size of the threshold S_0 . Increases in the private sector attenuate the effects of both policies : gains of reassignments for the low income groups decrease significantly whereas their losses decrease in open enrollment.

The effect of λ is interesting : a high initial correlation between neighborhood quality and distance to the center limits the development of private schools, since high income households tends to be more concentrated in the center and enjoy good public schools. However in this case, school zones reassignments trigger an higher increase in private school enrollment and the gains or losses of this policy are finally very small for all values of λ . Changes in β have the same type of effects, because a

strong taste for school quality also induces a high level of residential segregation and an initial small size of the private sector.

The incentives to segregate given by a high ρ yield high level of private enrollment in strict school zoning that decrease significantly the quality of public schools. As a result, school zones reassignments do not yield higher benefits anymore for low income children, since the quality of public schools is already low and the size of the private sector further increases.

Finally, for all parameters, the presence of the private sector tends to level the gains and losses of an open enrollment policy for all income groups. However, the first decile of the income distribution is still significantly worse off under this policy (apart from cases where β is very low).

7.2 Calibration on Paris

7.2.1 Calibration of the key parameters

We need to calibrate the four key parameters ρ , λ , β and S_0 . Among these parameters, only λ , the correlation between neighborhood quality and proximity to the center, can be estimated directly. The other coefficients are not directly observable and we have to deduce them by matching the predictions of our model with the data. In order to calibrate the model, we try to match three features of the Parisian data :

- **The level of residential segregation at the school zone level :** We use data from the French 1999 census to get information on the occupation of the household head at the most disaggregated residential level, since we do not have direct information linking income and residence. We then impute income by occupational group, using the average log income of the household head for each occupational category calculated with the French Housing Survey. We find a residential segregation in the 0.3-0.4 range.
- **The level of segregation by scores in public schools :** We calculate the ratio of the variance in test scores with the database on *the Diplôme National du Brevet* (the national exam at the end of middle school) for 2003 and find a

ratio equal to 0.2.

- **Private school enrollment that is equal to 30 % in Paris.**

The correlation λ between neighborhood quality and proximity to the center. In order to calculate λ , we need an approximation of the quality of neighborhoods q_k . We use housing prices in order to calculate it, but we have first to correct for the capitalization of public school performance in prices, in order to get an estimate of the quality of the other attributes of the neighborhood. We use our estimates from the previous section to correct housing prices : taking the worst school zone as the reference, we calculate the implied capitalization of school quality for each school zone and subtract it from housing prices (after correcting for the characteristics of the flat). The quality of the neighborhood k is the average of these corrected price over all sales of the area :

$$\ln q_k = \overline{\ln p_{jk}} - \hat{\theta} \Delta \bar{e}^j$$

where $\ln p_{j,k}$ is the average hedonic price of neighborhood k in school zone j , $\hat{\theta}$ is our estimated coefficient of the effect of school quality on housing prices and $\Delta \bar{e}^j$ is the difference in average test scores between school j and the worst parisian school. A neighborhood is constituted by an *iris*, which is defined by Insee as a small area with approximately 2000 inhabitants that share similar socio-economic characteristics. After dropping areas with too few housing sales⁵, we get a mapping of Paris with 718 neighborhoods. Figure 7.2 shows that neighborhood qualities are clearly not randomly distributed, but the geographical center of Paris does not precisely coincide with the center of the best neighborhood quality. As our simulations are based on a checkerboard with the best quality neighborhoods near the center of the rectangle, we have to redefine the city center as the best neighborhood quality location in order to calculate the correlation between neighborhood quality and proximity to the center. More precisely, we take the area with the highest neighborhood quality and define it as the city center (This places the city center in Saint Germain des Prés). We then calculate the ranking of neighborhood qualities and the ranking of the proximity of

⁵We dropped areas where less than 100 sales had occurred between 1997 and 2003

each neighborhood to this center. The rank correlation is equal to 0.51. We also tried alternatively to take the center of the area constituted by the top one percent of neighborhoods in term of quality and found a correlation equal to 0,61. We therefore take values of λ between 0.5 and 0.6

The correlation ρ between family's income and child's ability. The correlation ρ cannot be directly estimated with our data on educational achievement because we cannot link parental income and child's ability, as we only know the occupation (socio-economic status) of parents. Using the average log income by groups of occupation would probably yield to a severe underestimation of the correlation because we cannot measure the correlation between parental income and ability among a given group.

We therefore rely on existing empirical estimates of the intergenerational transmission of income gives estimates of the correlation between fathers' and sons' long run income ranging from 0.4. (Solon (1992), Lefranc and Trannoy (2004)) to 0.6 (Mazumder (2003), Dearden, Machin et Reed (1997)). We take $\rho=0.5$ as our benchmark parameter and test the sensibility of the estimate to lower values of ρ ⁶.

The taste β for school quality. Finally, once we have determined ρ and λ , we can calibrate the relative taste for school quality β , *i.e.* the weight put on school quality relatively to neighborhood quality in the total desirability of a block. We choose β in order to match the level of residential and school segregation.

In practice, the parameters β and ρ also varies with the size of peer effects. As we have data on tests scores, we have to take into account that our measure of school stratification for Paris mixes initial stratification by abilities. If peer effects are very strong, even a moderate level of β might generate high variations in educational outcomes at the school level. As we have already mentioned, empirical estimates on peer effects have not yet reached a consensus. We stick to the linear in means model, but we allow for variation in the size of peer effects. Hoxby (2001) finds that a change

⁶Lefranc and Trannoy (2004) find a correlation equal to 0.4 for France, but the correlation might possibly be higher in Paris. As a lower ρ yields lower levels of segregation in public schools, we would have to take a very high value of β in order to match the ability segregation in Parisian public schools

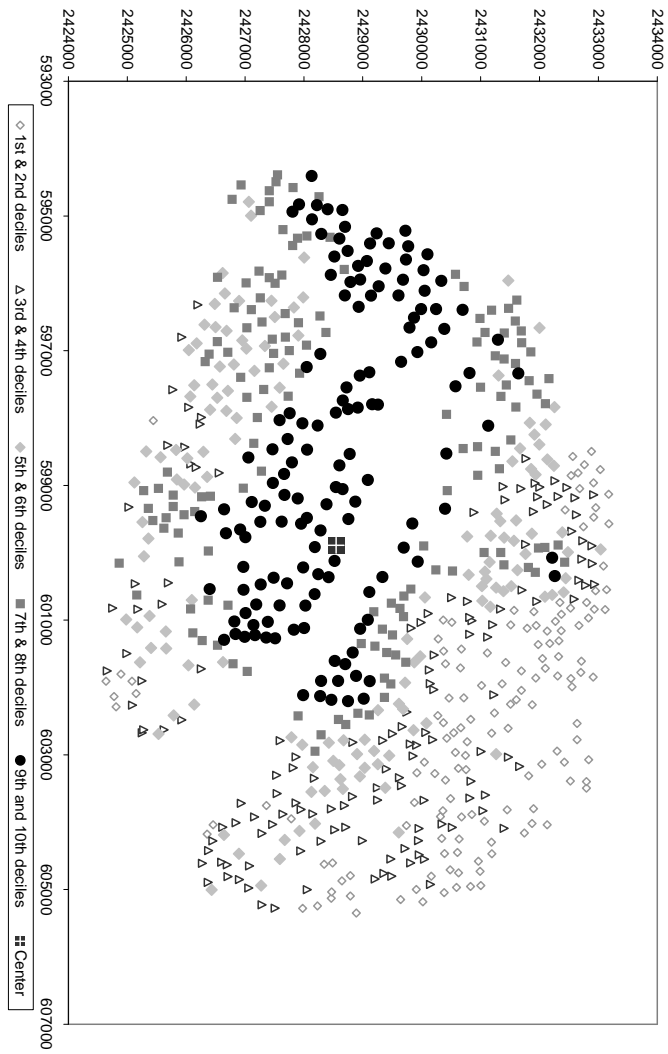


Fig. 7.2 – Repartition of quintiles of neighborhood quality in Paris

of 1 point in peers's test scores raises a student's own score between 0.15 and 0.4 points. We take this last value as the maximum possible level of peer effects.

The threshold S_0 to create a private school. To get this parameter, we calibrate our model on the proportion of middle school children attending private schools, which is equal to 30% in Paris.

Given these ranges, the data are best matched by $\lambda = 0.6$ $\rho = 0.5$ $\beta = 0.5$ $S_0 = 0.3$. With these parameters, residential segregation is equal to 0.38, segregation by ability in public schools is equal to 0.12 and private school enrollment is equal to 30%. Given the ability segregation, assuming low peer effects (0.15 points) gives a test score segregation in school of 0.15 and high peer effects gives a test score segregation of 0.21.

7.2.2 Simulation of policy reforms

The results of simulations of policy changes with the parameters calibrated for Paris are shown in tables 7.3 and 7.2.

Open enrollment. Given that higher income individuals are concentrated in the private sector, the disparition of private schools after the introduction of open enrollment yields gains and losses within deciles (gains for high ability children and losses for low ability children), such that the net average effect is small for all deciles (see figure 7.13). High ability children still unambiguously gain from the policy, whereas low ability children are hurt by the policy. However, high ability children from low income background experience high gains in peers as children of high income individuals that previously attended private schools are now in public schools. Even if the proportion of high ability children is lower in the bottom of the distribution, the high gains for these children tend to compensate for the losses of their low ability counterparts. At the other end of the distribution, the gains for high income families are small (and might even be negative), since they already experienced high peers in private schools. In particular, children from high income families with low abilities

that previously attended private schools must now attend the worst public schools. High ability children from high income families do not experience such high gains in peers, as the school quality in private school before the reform was relatively good.

School zone reassignments. In our simulations, school zones reassignments initially reduce school segregation by almost 45 %, but parental reaction to the policy wipes out this initial reduction in equilibrium : in the presence of private schools, redrawing school zones boundaries does not yield an equalization of public school quality in equilibrium. This comes from the increase in private school attendance from 30 % to 39%, that further cream skims public schools. Interestingly, residential segregation does not increase again after the reassignment, since dissatisfied parents have the possibility to create a private school and do not need to move to attend a better public school. Figure 7.13 shows that average gains are close to zero for all deciles of ability and income, with children in the first decile experiencing even lower peer quality than before the reassignments.

These results suggest that in the presence of private schools, redrawing school boundaries would not be a very effective policy to reduce stratification across public schools. On the contrary, open enrollment does not appear to harm low income children more than their well-to-do counterparts. Indeed open enrollment yields very high gains for high ability children coming from deprived backgrounds, that balance losses experienced by their low ability counterparts.

These results are partly driven by the way we have modeled private schools. The assumption that private schools would disappear if an open enrollment policy is implemented is somewhat extreme. Firstly, the choice of sending a child to a private school instead of the local public school is not uniquely determined by the school quality differential, as other considerations such as religious orientation are strong determinants of private school attendance. Secondly, our results are also driven by the increase of the quality of top public schools under school choice that causes support for private schools to collapse. If an open enrollment reform is implemented with admission criteria (such as lotteries or quotas for specific groups) to limit stratification by abilities, the attractiveness of good public schools will be reduced. However, it is

reasonable to expect that school choice policies will reduce private school enrollment, and might increase the average level of public schools as a result.

Similarly, the very small effect of school zone reassignments comes from the increase in private enrollment. Given the constraints in the French system, it seems very unlikely that the size of the subsidized private sector would increase by 30 % in a short time. Moreover, as private school attendance is costless in our model, it triggers a high demand for private schools. However, our simulations capture the fact that reassignment policies would probably increase the dissatisfaction of high income parents that might react by trying to avoid the local public school. It also reproduces a feature of the French data, which shows that private schools tend to be concentrated in wealthy neighborhoods. Indeed, wealthy households enjoy both high quality neighborhoods and high quality schools. This feature contrasts with the calibrations made on the US system, where families who choose to send their children to private schools move to lower quality neighborhoods, because they must pay for private schools and want to avoid the high local tax rates voted in high income neighborhoods that finance a high quality local school.

Finally, our results show that it is very important to take into account the interaction between private and public schools in the French system to assess the effect of school reforms. This highlights the need for a study of the determinants of parental choice between public and private schools, since the reaction of families that might switch from the public to the private schools will dramatically affect the final outcomes. The “taste” for private schools seems to be a very important parameter to assess voucher policies. In simulations of a large scale vouchers experiment based on the estimation of a model close to Nechyba (1999) for Chicago, Ferreyra (2007) finds that the expansion of private enrollment under universal vouchers is largely due to catholic families with a high taste for catholic schools.

FIG. 7.3 – Checkerboard used in simulations : 100 neighborhoods, 16 school zones

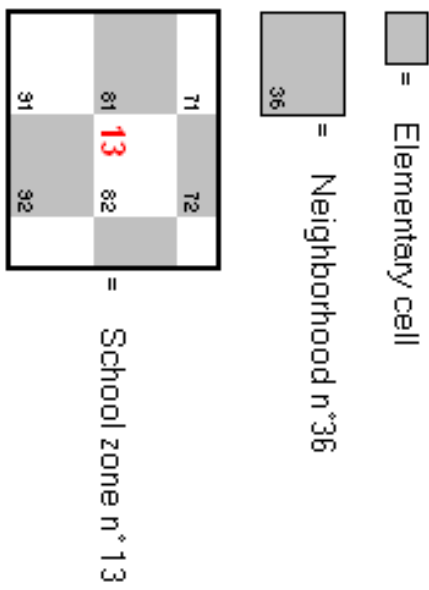
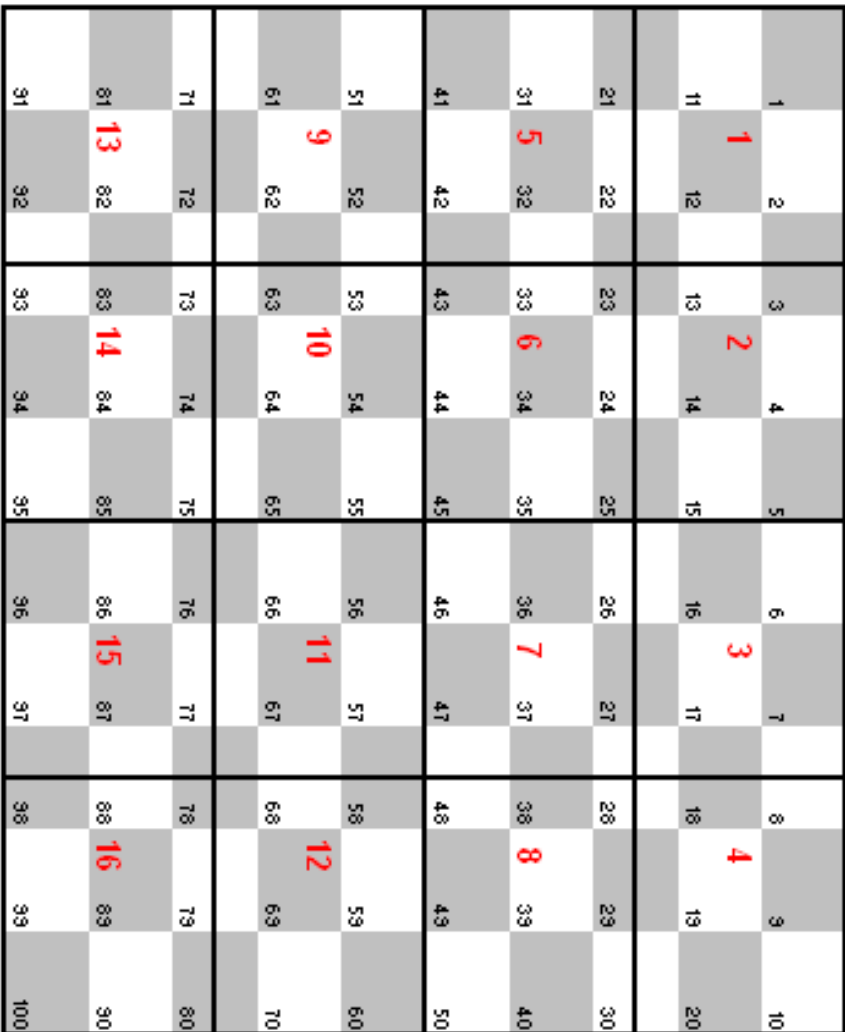


FIG. 7.4 – Distribution of the log neighborhood qualities, children abilities and income

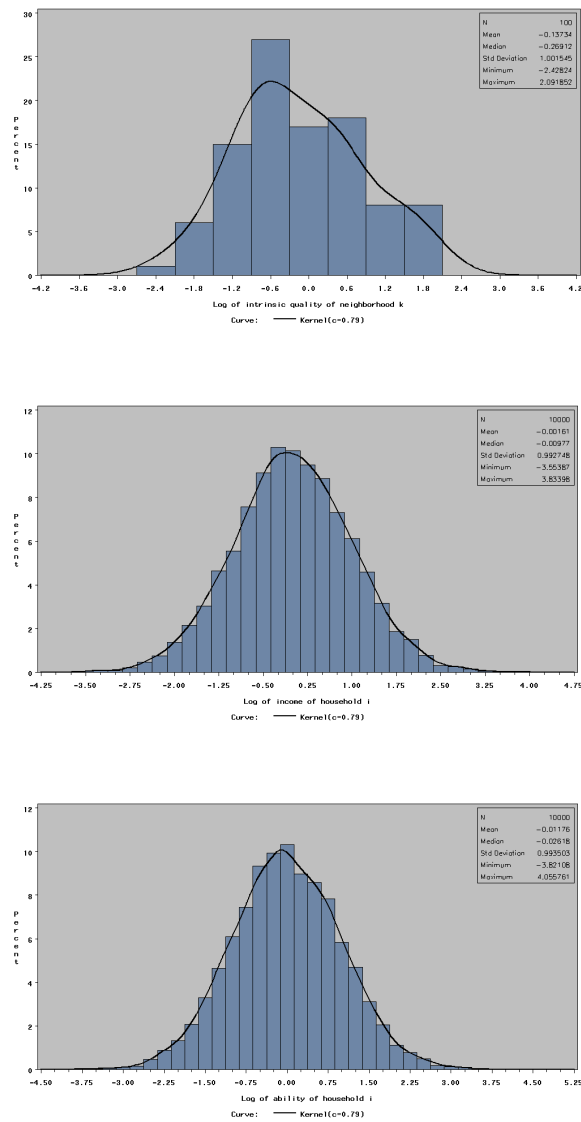


FIG. 7.5 – Exemple de simulation : géographique repartition of neighborhood quality

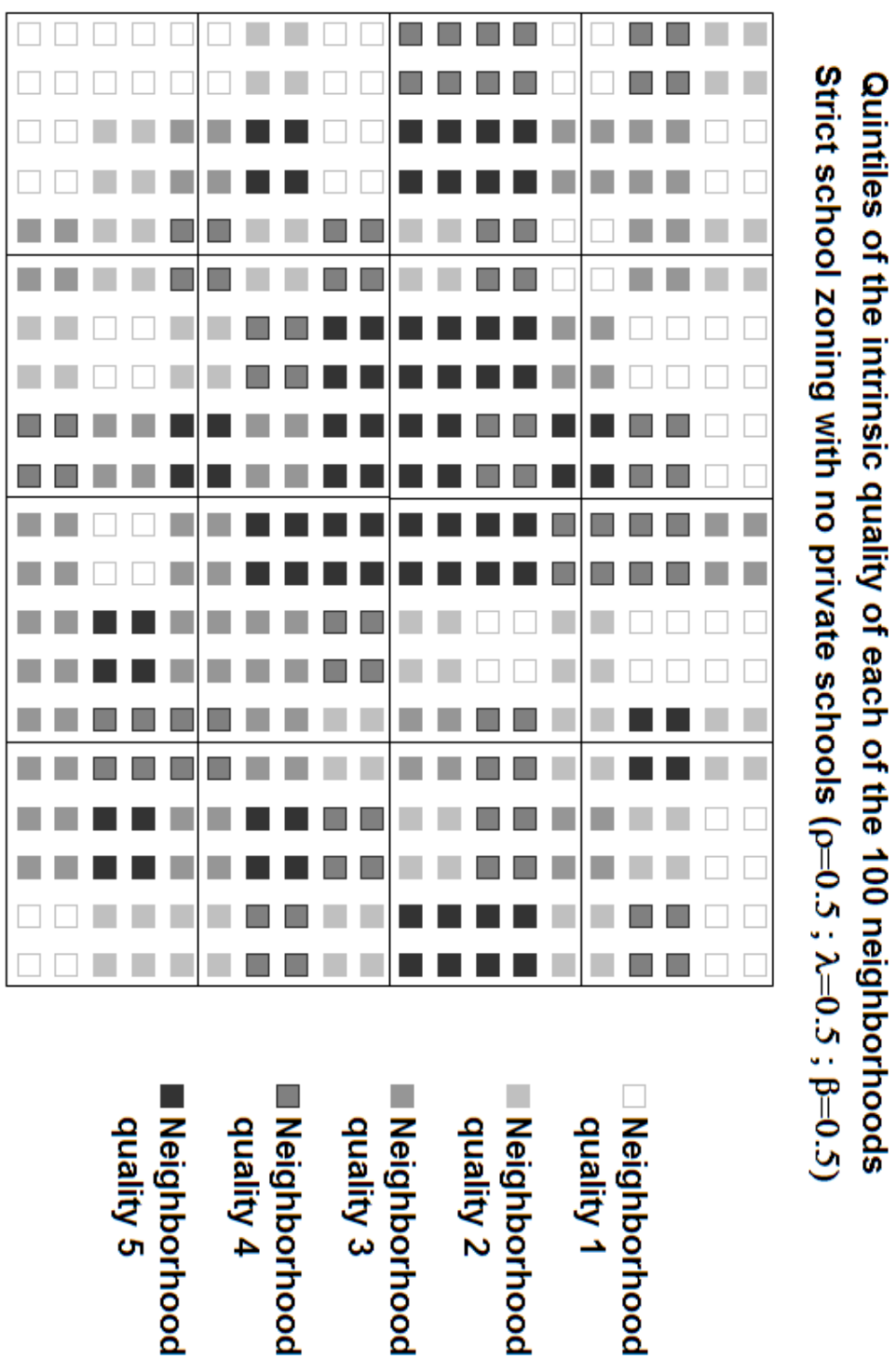


FIG. 7.6 – Exemple de simulation : équilibre répartition de la qualité des écoles et de la finalité des cellules

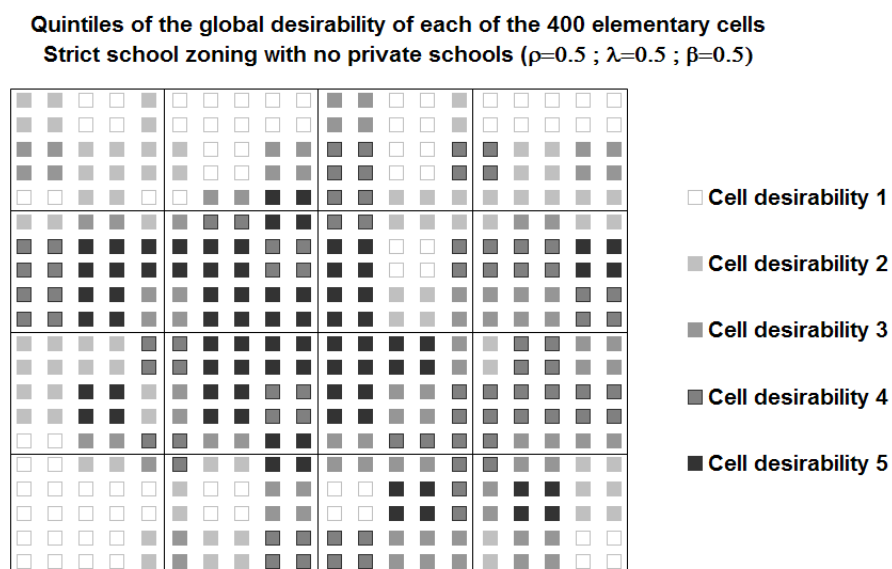
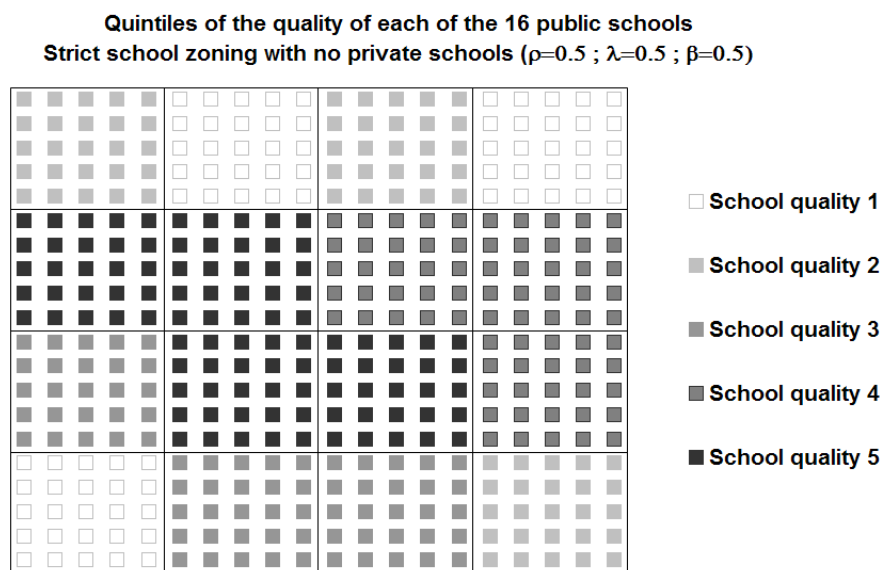
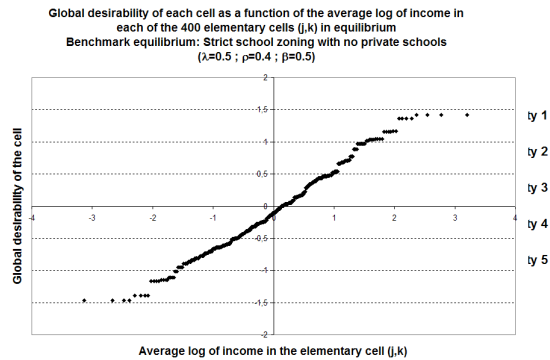
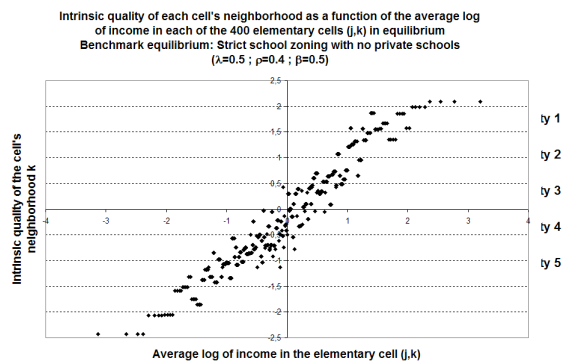


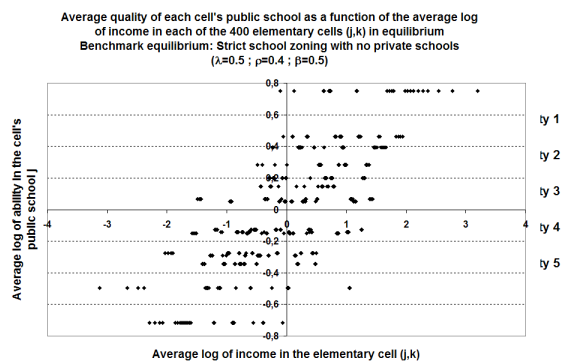
FIG. 7.7 – Exemple de simulation : Relationship between income and cell desirability, intrinsic neighborhood quality and mean ability in the school.



(a) Income and global desirability



(b) Income and neighborhood quality



(c) Income and mean ability in the school zone

FIG. 7.8 – School zone reassignments : the new boundaries



FIG. 7.9 – Exemple de simulation : qualité de écoles when school zones are initially redrawn and quality in equilibrium

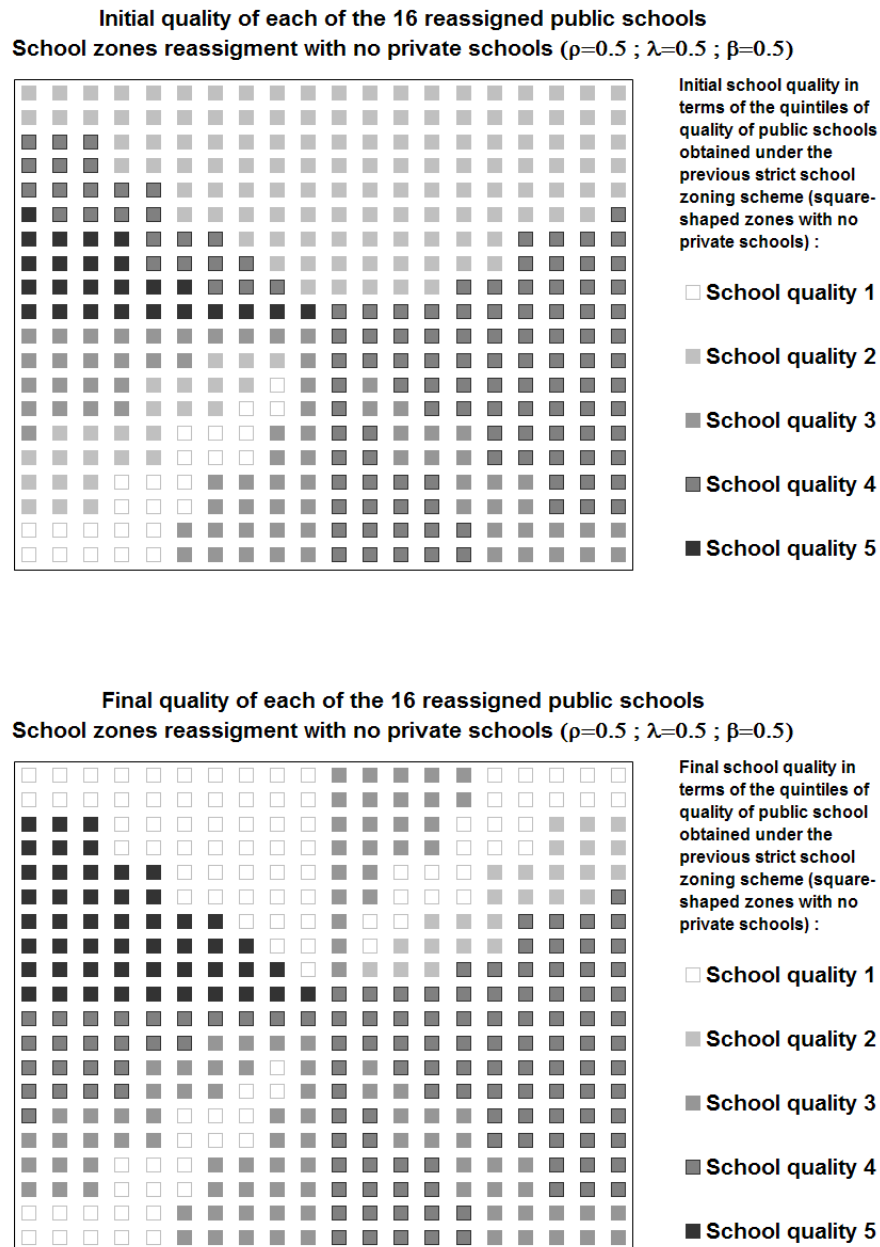


FIG. 7.10 – Strict school zoning with private schools : quality of public and private schools

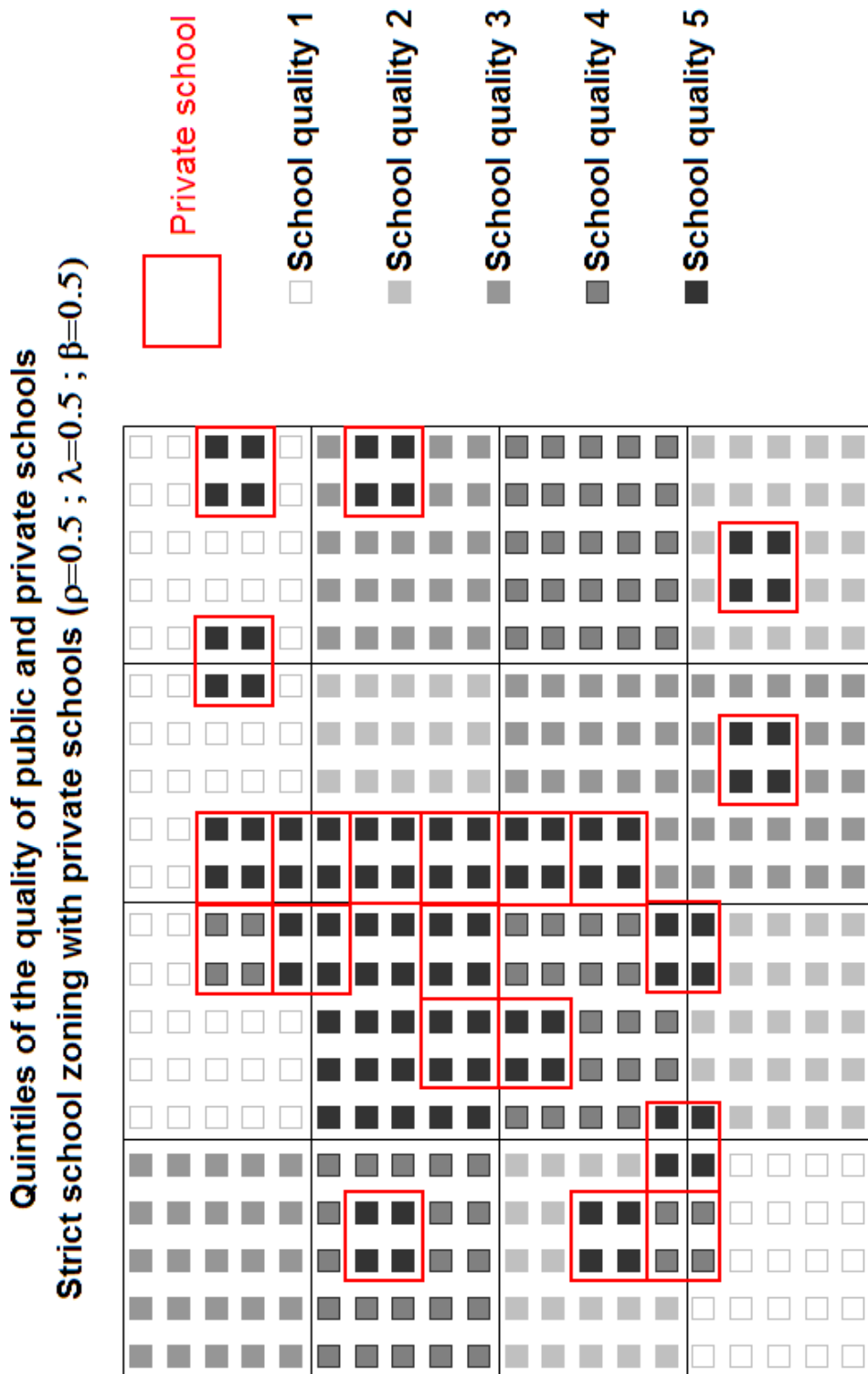


FIG. 7.11 – Comparison of the size of the private sector under strict school zoning, before and after the reassignments

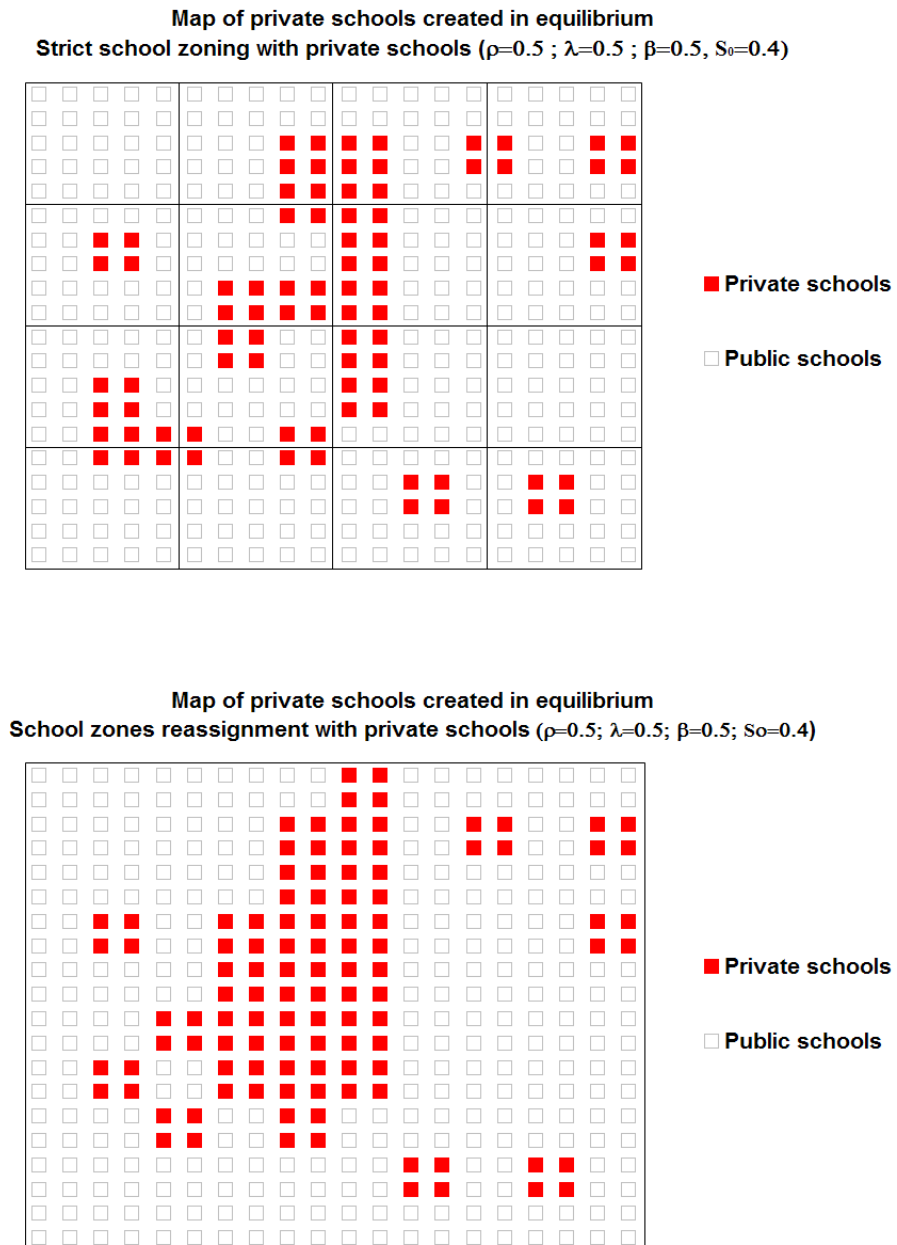
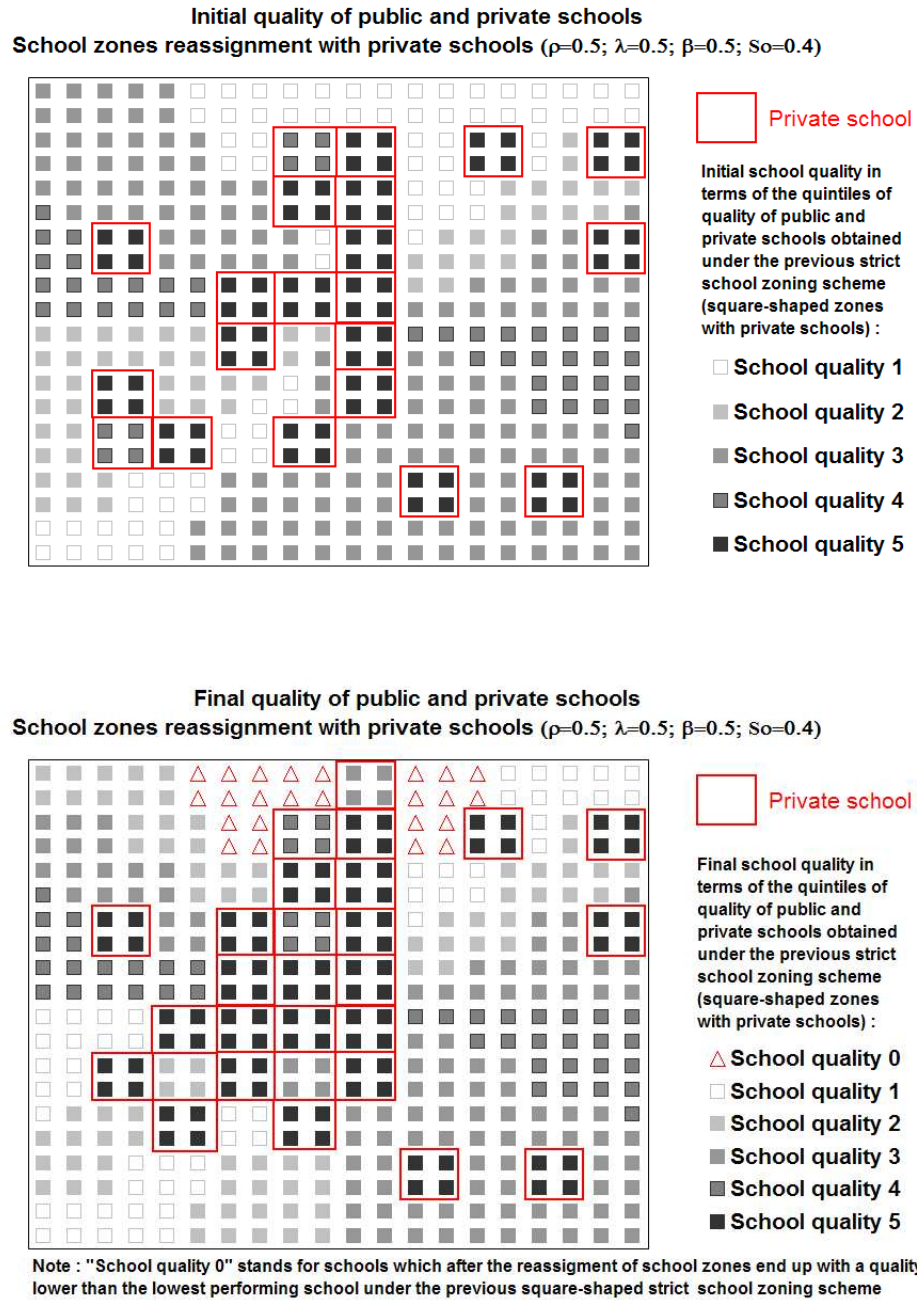


FIG. 7.12 – Comparison of the of the quality of public and private schools under strict school zoning, just after the reassignment and in the final equilibrium



TAB. 7.1 – Example of simulation : segregation outcomes

PARAMETERS : $\lambda=0,5$, $\rho=0,5$, $\beta=0,5$, $S_0=0,4$								
	<i>Without private schools</i>			<i>With private schools</i>				
	Residential segregation (log income)	Educational segregation (log ability)	Residential segregation (log income)	Educational segregation within public schools :	Educational segregation within private schools	Average log ability in public schools	Average log ability in private schools	Private Enrollment (%)
Benchmark								
equilibrium : strict school zoning (SE)	0,49 (0,04)	0,12 (0,01)	0,35 (0,05)	0,12 (0,01)	0,11 (0,02)	-0,16 (0,02)	0,61 (0,05)	0,20 (0,03)
Boundary reassignments (SRN) : initial level (SE)	0,18 (0,05)	0,045 (0,012)	0,16 (0,04)					
Boundary reassignments (SRN) : final level (SE)	0,32 (0,06)	0,08 (0,02)	0,17 (0,05)	0,11 (0,01)	0,11 (0,02)	-0,21 (0,03)	0,55 (0,03)	0,27 (0,03)
Open Enrollment (EON) (SE)	0,26 (0,03)	0,98 (0,00)	0,26 (0,03)					

NOTE : These results have been computed from 100 simulations of the initial repartition of neighborhood quality, given λ . Standard errors of the estimates are in parenthesis.

TAB. 7.2 – Example of simulation : distribution of educational gains

PARAMETERS : $\lambda=0,5$, $\rho=0,5$, $\beta=0,5$, $S_0=0,4$												
Percentage of winners												
<i>Without Private Schools</i>												
Decile	1 ^{er} dec.	2 ^e dec.	3 ^e dec.	4 ^e dec.	5 ^e dec.	6 ^e dec.	7 ^e dec.	8 ^e dec.	9 ^e dec.	10 ^e dec.	Total	
Boundary	by income	0,72	0,64	0,61	0,58	0,51	0,48	0,46	0,56	0,45	0,24	0,53
Reassignments (SRN)	by ability	0,62	0,58	0,57	0,56	0,54	0,52	0,50	0,49	0,47	0,42	0,53
Open	by income	0,32	0,42	0,42	0,46	0,46	0,51	0,53	0,59	0,60	0,67	0,50
Enrollment (EON)	by ability	0,00	0,00	0,04	0,19	0,37	0,62	0,80	0,95	1,00	1,00	0,50
<i>With Private Schools</i>												
Boundary	by income	0,37	0,51	0,52	0,51	0,47	0,45	0,52	0,55	0,38	0,11	0,44
Reassignments (SRN)	by ability	0,44	0,46	0,46	0,47	0,47	0,45	0,43	0,43	0,41	0,35	0,44
Open	by income	0,38	0,49	0,47	0,49	0,50	0,52	0,53	0,56	0,52	0,49	0,50
Enrollment (EON)	by ability	0,00	0,00	0,10	0,25	0,39	0,63	0,75	0,87	0,97	0,99	0,50
Average educational gains												
<i>Without Private Schools</i>												
Boundary	by income	0,13	0,09	0,09	0,06	0,01	-0,02	-0,06	0,00	-0,07	-0,23	
Reassignments (SRN)	by ability	0,07	0,04	0,03	0,03	0,01	0,00	-0,02	-0,03	-0,05	-0,08	
Open	by income	-0,41	-0,15	-0,19	-0,07	-0,09	0,03	0,07	0,21	0,24	0,36	
Enrollment (EON)	by ability	-1,48	-0,93	-0,58	-0,32	-0,13	0,12	0,32	0,59	0,91	1,50	
<i>With Private Schools</i>												
Boundary	by income	-0,07	0,02	0,02	0,01	-0,03	-0,04	-0,01	0,02	0,06	0,03	
Reassignments (SRN)	by ability	-0,02	-0,01	-0,01	0,00	0,00	0,00	0,00	0,01	0,01	0,02	
Open	by income	-0,24	0,01	-0,08	0,01	0,00	0,07	0,09	0,15	0,03	-0,04	
Enrollment (EON)	by ability	-1,37	-0,85	-0,52	-0,28	-0,10	0,12	0,29	0,54	0,83	1,35	

NOTE : These results have been computed from 100 simulations of the initial repartition of neighborhood quality, given λ .

TAB. 7.3 – Calibration for Paris : segregation outcomes

PARAMETERS : $\lambda=0,6$, $\rho=0,5$, $\beta=0,5$, $S_0=0,4$						
	Residential segregation (log income)	Educational segregation within public schools :	Educational segregation within private schools	Average log ability in public schools	Average log ability in private schools	Private Enrollment (%)
Benchmark						
equilibrium : strict school zoning (SE)	0,38 (0,04)	0,12 (0,01)	0,13 (0,02)	-0,23 (0,03)	0,48 (0,04)	0,30 (0,04)
Boundary reassignments (SRN) : initial level (SE)	0,14 (0,04)	0,07 (0,02)				
Boundary reassignments (SRN) : final level (SE)	0,15 (0,03)	0,11 (0,00)	0,14	-0,29	0,42	0,39
Open Enrollment (EON) (SE)	0,31 (0,03)	0,98 (0,00)				0,00

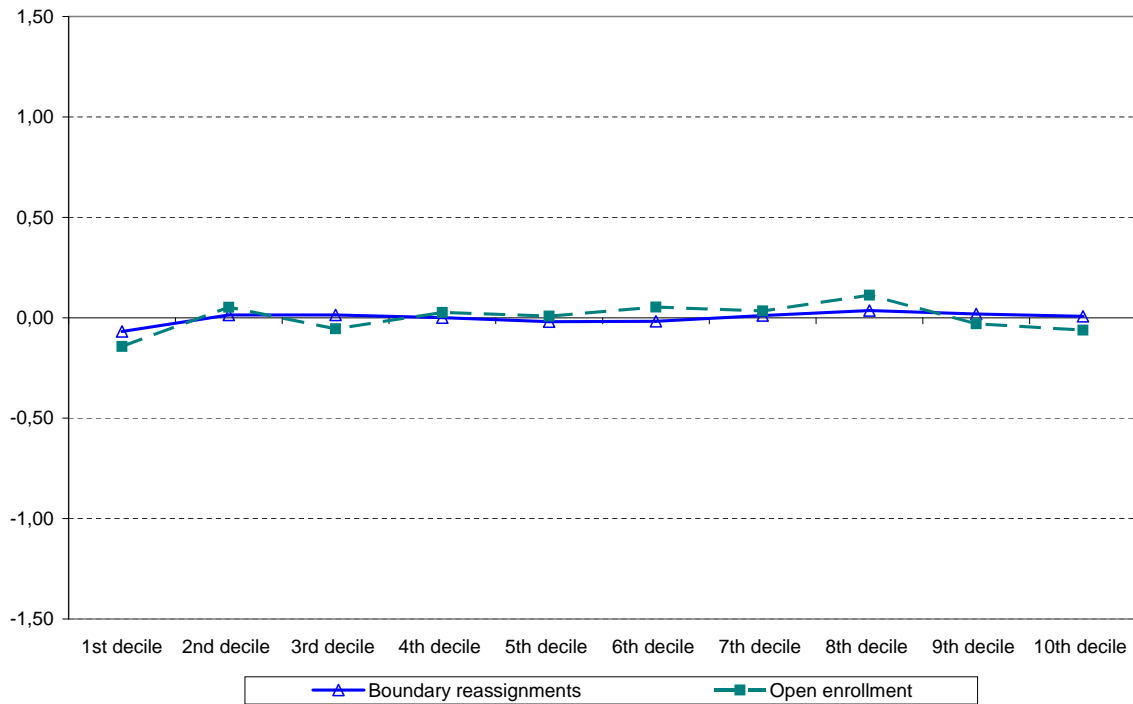
NOTE : These results have been computed from 1000 simulations of the initial repartition of neighborhood quality, given λ . Standard errors of the estimates are in parenthesis.

TAB. 7.4 – Calibration for Paris : distribution of educational gains

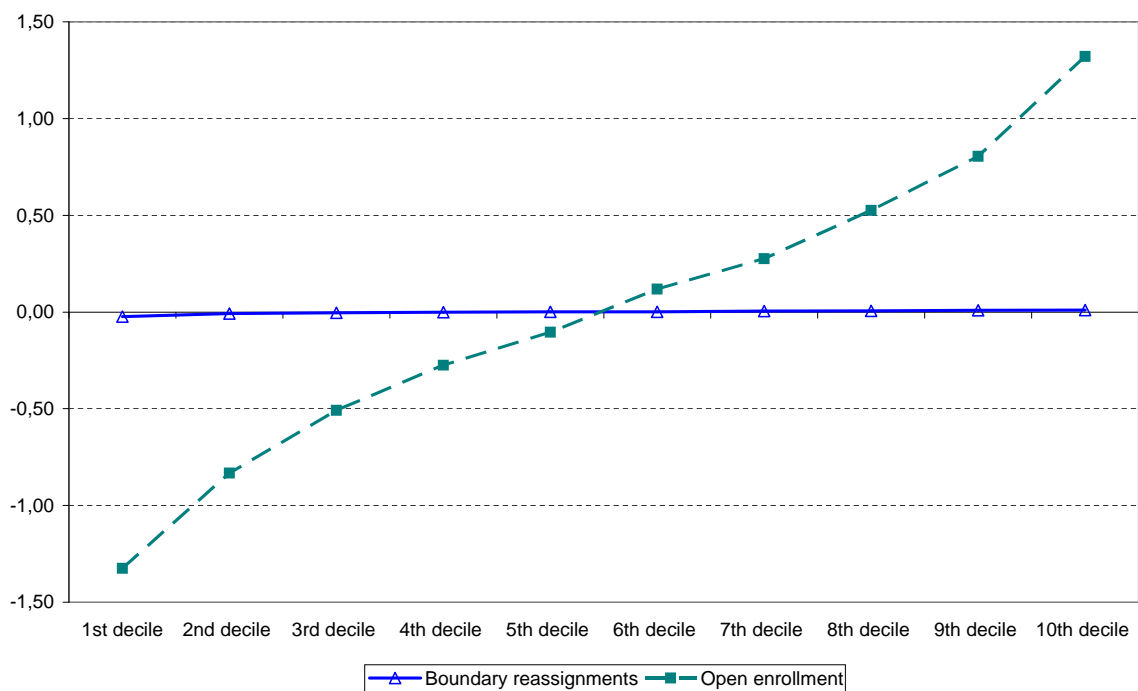
PARAMETERS : $\lambda=0,6$, $\rho=0,5$, $\beta=0,5$, $S_0=0,4$											
Percentage of winners											
Decile	1 ^{er} dec.	2 ^e dec.	3 ^e dec.	4 ^e dec.	5 ^e dec.	6 ^e dec.	7 ^e dec.	8 ^e dec.	9 ^e dec.	10 ^e dec.	Total
Boundary	by income	0,34	0,50	0,51	0,49	0,45	0,50	0,51	0,14	0,04	0,39
Reassignments (SRN)	by ability	0,42	0,44	0,43	0,44	0,43	0,38	0,37	0,34	0,28	0,39
Open	by income	0,42	0,51	0,49	0,50	0,50	0,51	0,55	0,49	0,48	0,50
Enrollment (EON)	by ability	0,00	0,01	0,12	0,26	0,40	0,74	0,86	0,96	0,99	0,50
Average gains											
Decile	1 ^{er} dec.	2 ^e dec.	3 ^e dec.	4 ^e dec.	5 ^e dec.	6 ^e dec.	7 ^e dec.	8 ^e dec.	9 ^e dec.	10 ^e dec.	
Boundary	by income	-0,07	0,01	0,01	0,00	-0,02	0,01	0,04	0,02	0,01	
Reassignments (SRN)	by ability	-0,02	-0,01	0,00	0,00	0,00	0,00	0,01	0,01	0,01	
Open	by income	-0,14	0,05	-0,05	0,03	0,01	0,03	0,11	-0,03	-0,06	
Enrollment (EON)	by ability	-1,33	-0,83	-0,51	-0,28	-0,10	0,28	0,53	0,80	1,32	

NOTE : These results have been computed from 1000 simulations of the initial repartition of neighborhood quality, given λ .

FIG. 7.13 – Calibrations for Paris



(a) Average gains of school reforms by decile of income



(b) Average gains of school reforms by decile of ability

Chapitre 8

Conclusion générale

Si cette thèse apporte des éléments nouveaux pour l'évaluation des politiques du logement et la compréhension du rôle des marchés immobiliers dans la formation des inégalités résidentielles, elle ne constitue pas un aboutissement. Les analyses proposées dans les différents chapitres invitent à prolonger la recherche entreprise afin d'améliorer les connaissances sur les marchés du logement, et de mieux définir les politiques pour ce secteur.

Nous rappellerons d'abord les principaux résultats de cette thèse, avant d'indiquer leurs limites et d'esquisser les perspectives pour prolonger ces travaux.

Des résultats importants pour l'évaluation des aides à la personne et la compréhension des mécanismes de ségrégation sociale

Politique du logement et amélioration des conditions d'habitat des ménages pauvres : une évaluation des aides à la personne. La première partie de cette thèse présente des éléments pour analyser l'efficacité des politiques du logement en France. Nous apportons d'abord un éclairage sur les évolutions des conditions et des dépenses de logement sur longue période. Nous documentons ainsi le rattrapage des loyers et des prix immobiliers à partir du niveau historiquement bas atteint au sor-

tir de la guerre, en montrant que la hausse des dépenses de logement a affecté les ménages à bas revenus plus que les autres. En particulier, ces ménages sont de plus en plus souvent locataires, avec une dépense de logement qui est devenue de plus en plus fortement subventionnée au cours du temps. Sans ces aides, que ce soient l'accès plus large au logement social, ou les aides à la personne, la part du budget que ces ménages devraient dépenser pour se loger serait encore plus élevée. Cependant, on constate que les loyers ont beaucoup plus augmenté pour les ménages locataires à bas revenu du secteur privé par rapport aux autres locataires, ce qui conduit à s'interroger sur les effets inflationnistes des aides à la personne.

Notre deuxième contribution concerne précisément ce type d'aides. Nous exploitons une réforme qui a étendu le bénéfice des allocations de logement à un certain nombre de ménages au début des années quatre-vingt dix pour estimer l'incidence des aides sur les loyers. D'après nos estimations, entre 50 % et 80 % des aides sont parties en hausses de loyer. Sur la base des mesures possibles à partir des enquêtes logement, l'effet de l'augmentation du confort semble trop faible pour expliquer cette hausse. Ces mesures sont cependant très imparfaites et ne nous permettent pas notamment d'étudier précisément les éventuelles améliorations de la qualité liées à la localisation des logements. Cette réserve étant faite, les hausses de loyer non compensées par une amélioration de la qualité des logements ont réduit d'autant l'efficacité du dispositif, et ont constitué un effet inflationniste pur. Cet effet a pu être renforcé par l'arrivée massive des étudiants sur le marché du logement suite à la réforme des aides. Ces résultats suggèrent une offre de logement peu élastique, du moins à moyen terme. Ils invitent à évaluer de manière analogue l'effet inflationniste et les autres effets des autres formes d'aide publique au logement (aides à la pierre, aides fiscales) et à s'interroger à nouveau sur les modalités de l'aide publique au logement.

Les marchés immobiliers comme sources d'inégalités : estimation, modélisation et calibration des mécanismes de ségrégation. Notre deuxième partie apporte des éléments théoriques et empiriques pour mieux comprendre les mécanismes par lesquels les marchés immobiliers contribuent à renforcer les inégalités résidentielles mais aussi scolaires. Nous étudions ensuite les possibilités offertes par différentes po-

litiques de sectorisation ou de choix scolaire pour limiter les effets néfastes de la ségrégation résidentielle sur la réussite à l'école des élèves issus des milieux les plus défavorisés.

En nous appuyant sur les modèles existants dans la littérature (Nechyba (1999), Rothstein (2006)) nous développons ainsi un modèle pour analyser le lien entre stratification résidentielle et scolaire qui prend en compte les particularités du système éducatif français, ce qui n'a jamais été fait jusqu'à présent. La complexité du modèle ne permet pas d'obtenir des solutions analytiques, et des simulations sont nécessaires pour évaluer l'impact de différentes réformes de la carte scolaire.

Cette partie présente également une contribution empirique à l'analyse de l'interaction entre marché immobiliers et inégalités scolaires, en mettant en évidence le lien entre les prix des logements et le niveau des collèges à Paris. Nous montrons ainsi que le niveau des collèges publics est capitalisé dans les prix immobiliers, à raison de 2 % supplémentaires pour une augmentation d'un écart-type des résultats du collège de secteur au brevet des collèges, ce qui corrobore des estimations déjà effectuées sur données anglo-saxonnes. De plus, nous apportons la première preuve empirique sur le rôle du secteur privé, qui, en offrant un éventail de choix supplémentaire aux parents, atténue l'effet de capitalisation du niveau du collège dans les prix immobiliers. Ces résultats démontrent l'existence d'un lien entre choix résidentiels et choix scolaires, dans le cas où la résidence détermine l'affectation de l'école. Ils montrent aussi l'importance de mieux connaître les réactions des parents aux changements de politique scolaire, pour définir des politiques plus efficaces.

La calibration de notre modèle sur données parisiennes donne enfin des pistes de réflexion pour la réforme de la carte scolaire. Nous simulons l'effet d'une suppression de la carte scolaire d'une part et d'un maintien de la sectorisation avec redécoupage de la carte d'autre part. Nos résultats suggèrent que les effets de ces différentes politiques dépendent fortement de la réaction du secteur privé. Ainsi, la politique de redécoupage de la carte scolaire peut sembler à première vue préférable pour réduire les inégalités de niveau au sein des écoles. Nous montrons cependant que lorsque les familles ont la possibilité d'échapper à l'école publique de secteur en scolarisant

leurs enfants dans le privé, le redécoupage de la carte scolaire entraîne une fuite des meilleurs élèves vers le privé et une baisse du niveau des écoles publiques, annulant la plus grande parties des effets attendus d'une telle politique. A l'inverse, en présence d'écoles privées, la suppression de la carte scolaire qui, dans notre modèle, entraîne une stratification des élèves par niveau dans les écoles publiques, n'a pas forcément des effets aussi négatifs qu'attendus pour les élèves issus de milieux défavorisés. En effet, cette politique de libre choix peut engendrer de larges gains les élèves de bon niveau au sein de ce groupe, si elle entraîne un retour dans les collèges publics des bons élèves auparavant scolarisés dans le privé.

Limites et perspectives

Ces travaux sur les inégalités face au logement et les politiques mises en œuvre pour y remédier n'étudient cependant qu'une partie de ce vaste domaine, et il convient d'en esquisser les limites afin de tracer des perspectives de recherche future.

Dresser un bilan complet de la politique du logement. Du point de vue de l'action publique en matière de logement, les aides à la personne représentent actuellement le dispositif majeur de la politique du logement, rendant leur analyse particulièrement importante, mais les autres politiques méritent elles aussi une évaluation approfondie. De plus, l'analyse des aides à la personne nous a conduit à étudier la demande de logement plus que l'offre, en utilisant des enquêtes sur les ménages. Mais notre étude nous amène logiquement à essayer de comprendre pourquoi l'offre de logement a si peu réagi suite à l'augmentation des aides. Dans ce domaine, les pistes de recherche sont donc nombreuses, pour comprendre d'une part les déterminants de l'offre de logement en France et évaluer d'autre part le rôle des politiques jouant sur ce côté du marché comme les aides à la construction de logement social, mais aussi la déduction des intérêts d'emprunt pour les ménages qui investissent dans l'immobilier. Comme nous l'avons déjà évoqué, les sources d'informations sur l'offre de logement restent encore limitées, mais nos perspectives récentes d'accès aux données de l'Union Sociale pour l'Habitat, ou à des sources fiscales permettant de repérer les avantages

fiscaux conférés au titre de la politique du logement, suggèrent des possibilités pour évaluer empiriquement les autres actions menées par l'État en faveur du logement.

Une analyse du bilan redistributif global, prenant non seulement en compte les aides à la personne, mais aussi les autres types d'aides au logement, permettrait aussi de mieux cerner le rôle de la politique du logement par rapport aux autres dispositifs redistributifs existants. Nos résultats invitent en effet à s'interroger sur le choix entre les aides au logement, qui restent attachées à la consommation d'un bien précis, et un transfert direct de revenu. Il faut cependant souligner que la méthode des doubles différences utilisée dans notre évaluation, qui permet d'obtenir une estimation précise de la réforme des aides, conduit à rester prudent quant à l'interpolation de ces résultats pour d'autres cas, comme le remplacement des aides à la personne par un transfert direct de revenu. En effet, nos estimations n'impliquent pas forcément qu'une diminution des aides puisse s'accompagner d'une baisse des loyers, car il est possible que ces derniers connaissent une certaine rigidité à la baisse et qu'une diminution des allocations n'ait donc pas l'effet symétrique de la hausse.

Enfin, les inégalités de patrimoine engendrées par les différences de statut d'occupation mériteraient d'être aussi étudiées. En particulier, les politiques du logement créent des incitations relativement différentes à accéder à la propriété pour des ménages de niveau de revenu différents : l'attrait de l'accession à la propriété par rapport à la location est d'autant moins fort pour les ménages locataires du secteur social qui bénéficient d'un loyer inférieur au marché, alors qu'il est d'autant plus fort pour les ménages ayant des revenus élevés car l'imposition des loyers fictifs des propriétaires a été supprimée en France. Une analyse détaillée de ces effets permettrait probablement de mieux comprendre pourquoi les ménages les plus aisés sont devenus de plus en plus propriétaires alors que les ménages les plus pauvres sont devenus locataires.

Apporter de nouveaux éléments empiriques pour mieux appréhender les réformes de la carte scolaire. Du côté de l'analyse du lien entre les marchés immobiliers et la stratification résidentielle, nos travaux révèlent la disponibilité à payer des familles pour une bonne école, mais la modélisation montre bien que la

connaissance de ce seul paramètre ne suffit pas à tirer des recommandations de politique scolaire. De plus, notre modèle, s'il permet de reproduire les caractéristiques saillantes du système scolaire français, propose une représentation relativement simpliste des écoles privées, qui fonctionnent comme des clubs de parents au niveau d'un quartier. Si ce modèle reproduit bien la localisation des écoles privées à Paris, il ne rend pas compte du fait que, dans la pratique, le recrutement es écoles privées est en général plus large que le quartier. Il serait intéressant d'améliorer la modélisation en permettant aux écoles privées de recruter sur l'ensemble de la ville tout en introduisant des droits d'inscription, même modestes, et des coûts de mobilité, comme dans le modèle développé par Selod et Zénou pour expliquer la ségrégation dans les écoles sud africaines (2001). Nous envisageons aussi de modéliser d'autres types de politiques, comme le redécoupage partiel de la carte scolaire, ou encore la suppression de la carte scolaire assortie de règles précises d'admission (comme par exemple la priorité donnée à un certain pourcentage d'élèves défavorisés). Enfin, une piste de recherche pour améliorer la modélisation des interactions entre choix résidentiels et choix scolaires serait d'envisager des modèles dynamiques qui permettraient de prendre en compte les évolutions des marchés immobiliers, au lieu des modèles statiques utilisés pour le moment.

Plus généralement, les connaissances empiriques sur le lien entre ségrégation résidentielle, politiques de sectorisation et inégalités scolaires restent encore très limitées, alors qu'elles sont essentielles pour évaluer l'impact des réformes de la carte scolaire. Les exemples étrangers, en particulier les expérimentations qui visent à donner plus de choix au parents, nous apportent des éléments intéressants pour mieux appréhender l'impact d'une suppression de la carte scolaire, mais l'absence de consensus sur les effets de telles politiques suggèrent que les spécificités des différents systèmes limitent les possibilités de comparaison. Ainsi, Hsieh et Urquiola (2006) analysent l'effet d'un politique de « school vouchers » mise en place au Chili et montrent qu'elle a conduit à augmenter les inégalités entre les écoles, en incitant les meilleurs élèves des écoles publiques à partir dans les écoles privées. Ils ne trouvent en outre aucun effet positif sur les résultats scolaires moyens. A l'inverse, Lavy (2005) exploite

une expérimentation qui a permis aux parents de certains quartiers de Tel-Aviv de choisir leur école, alors que les autres n'étaient pas concernés, et trouve des effets globalement positifs pour tous les élèves de ces quartiers, qu'ils aient choisi de rester ou de partir de leur école d'origine. Contrairement à l'étude de Hsieh et Urquiola, ces résultats suggèrent que les politiques de choix peuvent avoir un effet bénéfique sur l'ensemble des élèves. Rouse (1998) estime l'effet d'un programme de school vouchers mis en place dans le Milwaukee et trouve un impact légèrement positif pour les élèves qui ont pu en bénéficier. Cullen, Jacob et Levitt (2005) étudient quant à eux un programme de libre choix mis en place dans le district de Chicago et montrent que les meilleurs résultats obtenus par les élèves qui partent de leurs écoles de secteur sont essentiellement liés à des effets de sélection. Ces résultats nous enseignent d'une part que les modalités de mise en place des politiques sont très importantes. En particulier, les effets très négatifs en terme de stratification scolaire d'une politique de libre choix peuvent être largement atténués par la mise en place de lotteries qui évitent la concentration des meilleurs élèves dans certains établissements. Mais d'autre part, ils nous montrent la nécessité de raisonner sur données françaises pour avoir une idée précise des effets des différentes politiques dans notre contexte éducatif spécifique.

Si des expériences d'assouplissement de la carte scolaire ont bien été menées en France dans les années 1990, nous n'avons pas pu accéder aux données permettant de les analyser, et les simulations restent donc le seul moyen actuellement à notre portée pour évaluer l'impact probable des différentes politiques en France. Cependant, l'étude plus poussée du système actuel, et en particulier du secteur privé, pourrait être très utile pour comprendre comment les parents utilisent cette possibilité de choix. En effet, le fonctionnement du secteur privé en France, qui n'est pas si éloigné du système américain des « private school vouchers », parce qu'il offre, en quantité limitée, un choix scolaire supplémentaire à un prix largement subventionné, constitue déjà un aspect intéressant en terme de choix qui mériterait d'être étudié plus en détails. Ainsi, il serait intéressant d'estimer si le choix de scolarisation dans le secteur privé s'explique par des préférences spécifiques pour ce type d'enseignement, ou s'il est aussi fortement lié à une demande pour une certaine qualité d'école et un certain

type de pairs. En effet, dans le premier cas, une réforme de la carte scolaire aura peu d'impact sur le privé, alors que dans le second cas, les choix des parents entre secteurs public et privé auront des répercussions importantes.

D'autre part, il reste un certain nombre de paramètres nécessaires pour apprécier les conséquences globales de la stratification résidentielle qui sont mal connus et pourtant cruciaux, en particulier la forme ainsi que la force des effets de pairs, au sein du quartier, mais aussi au sein des écoles. En l'absence de consensus empirique sur le sujet, les modèles théoriques tendent à privilégier certaines hypothèses, dont les résultats en terme d'efficacité globale des différentes politiques sont particulièrement dépendants. Les problème d'endogénéité entre les différentes variables rendent l'analyse des effets de pairs complexes, mais il nous semble indispensable de continuer les études empiriques sur ce sujet, qui concernent non seulement l'économie urbaine et géographique, mais aussi l'économie de l'éducation et du travail.

ANNEXES

Annexe A

Chapitre II

Cette annexe présente l'ensemble des données sur lesquelles sont fondées les analyses du Chapitre II.

TAB. A.1: Evolution du prix du logement par rapport à l'indice des prix et du revenu disponible des ménages, 1960-2005 (base 100 en 1960)

	(I)	(II)	(III)	(IV)	(V)	(VI)
1960	100	100	100	33	14246	100
1961	115	113	103	35	14391	107
1962	134	122	108	40	14562	121
1963	166	136	114	45	14952	131
1964	203	143	117	49	15157	141
1965	246	157	120	52	15321	150
1966	271	171	124	57	15474	160
1967	287	189	127	62	15637	172
1968	309	205	133	68	15778	187
1969	341	222	141	76	16036	206
1970	355	240	149	85	16310	228
1971	376	253	157	95	16611	249
1972	410	265	167	106	16911	274
1973	454	286	179	121	17204	307
1974	521	306	203	143	17493	358
1975	583	336	227	164	17745	404
1976	676	370	249	184	17977	448
1977	778	402	273	208	18221	498
1978	869	433	297	236	18480	559
1979	983	478	329	264	18730	616
1980	1178	538	374	300	18998	691
1981	1308	608	424	348	19289	790
1982	1381	666	474	398	19589	887
1983	1452	731	520	435	19834	958

Suite page suivante

Tab. A.1 – suite de la page précédente

	(I)	(II)	(III)	(IV)	(V)	(VI)
1984	1509	788	558	465	20057	1013
1985	1558	838	591	498	20290	1073
1986	1631	885	606	525	20522	1118
1987	1747	935	625	546	20764	1149
1988	1935	995	642	580	21015	1207
1989	2169	1050	665	626	21276	1285
1990	2360	1101	688	665	21542	1349
1991	2482	1155	710	697	21794	1398
1992	2424	1213	727	726	22046	1440
1993	2389	1267	742	744	22298	1458
1994	2384	1303	755	757	22550	1467
1995	2363	1337	768	787	22802	1508
1996	2383	1367	783	803	23054	1523
1997	2425	1385	792	822	23306	1543
1998	2453	1413	798	851	23558	1579
1999	2626	1439	802	873	23810	1602
2000	2857	1436	816	923	24123	1673
2001	3081	1442	829	970	24436	1736
2002	3337	1478	845	1015	24750	1794
2003	3729	1519	863	1043	25063	1819
2004	4295	1563	881	1089	25376	1877
2005	4951	1620	897	1127	25689	1918

(I) Indice du prix des logements en France, base 100 en 1960. Source : Friggit (2006) Cet indice est calculé à partir de la base des transactions des appartements anciens des Notaires, depuis 1993. Il est possible de recalculer un indice pour les transactions plus anciennes grâce à l'indication du montant de la transaction précédente, qui renseigné dans un tiers des cas. L'indice est plus fragile pour les années les plus anciennes : il est ainsi calculé à partir de 100 transactions pour 1950, 1000 pour 1962 et 1000 pour 1978. Cependant, nos estimations à partir des années 70 sur les enquêtes logement donnent des résultats similaires, mis à part pour la bulle immobilière qui a concerné Paris à la fin des années 90 et qui n'apparaît pas de façon aussi nette avec les données d'enquêtes, étant donné le peu de ventes réalisées sur Paris.

(II) Indice des loyers, base 100 en 1960. Source : Piketty (2001), annexe F1, jusqu'en 1998, complétée par données de l'Insee pour 1999-2005 (loyers parisiens de 1960 à 1962).

(III) Indice des prix, base 100 en 1960. Source : Piketty (2001), annexe F1, jusqu'en 1998, complétée par données de l'Insee pour 1999-2005 (prix parisiens de 1960 à 1962).

(IV) Revenu disponible brut des ménages. Source : Piketty (2001), annexe G1, (2001) jusqu'en 1998, complétée par l'auteur pour 1999-2005.

(V) Nombre de ménages. Source : Piketty (2001), annexe H1, (2001) jusqu'en 1990, complétée par l'auteur pour 1990-2005 à partir de données de l'INED (VI) RDB par ménage ($\frac{(IV)}{(V)}$, base 100 en 1960).

TAB. A.2 – Evolution de la proportion de propriétaires et de locataires de la population non agricole depuis 1955

	1955	1961	1973	1978	1984	1988	1992	1996	2002
Propriétaire	35%	39,4%	45,7%	46,7%	49,9%	53,0%	53,4%	54,1%	55,7%
Logé par l'employeur	8,9%	8,2%	7,7%	6,8%	5,0%	2,1%	2,0%	1,7%	1,5%
Logé à titre gracieux	5,3%	6,2%	6,2%	6,3%	5,2%	5,3%	4,8%	4,1%	2,9%
Locataire (loué vide)	47%	41,7%	38,2%	38,3%	38,2%	38,2%	38,2%	38,5%	38,3%
Autre statut	3,8%	4,5%	2,2%	1,9%	1,8%	1,5%	1,5%	1,6%	1,6%

SOURCE : Enquête Nationale sur le Logement.

TAB. A.3 – Evolution de la proportion de propriétaires par décile de revenu total, ensemble des ménages

Statut d'occupation regroupé		1973	1978	1984	1988	1992	1996	2002
Propriétaire (accédant ou non)	1 ^{er} et 2 ^e déciles	47,9%	44,6%	40,9%	40,8%	38,6%	34,5%	35,0%
	3 ^e et 4 ^e déciles	41,7%	38,9%	41,0%	44,7%	44,9%	44,7%	46,5%
	5 ^e et 6 ^e déciles	40,9%	43,4%	47,8%	51,2%	51,9%	54,1%	55,3%
	7 ^e et 8 ^e déciles	42,5%	46,9%	56,6%	60,1%	61,5%	63,3%	65,8%
	9 ^e et 10 ^e déciles	54,8%	59,3%	67,3%	71,3%	72,3%	75,4%	77,2%

SOURCE : Calculs de l'auteur d'après les enquêtes Logement de 1973 à 2002 - INSEE.

NOTE : Les déciles sont calculés sur le revenu total des ménages.

TAB. A.4 – Probabilité d'être propriétaire : écart de points par rapport à la probabilité de référence des ménages du 5^e décile de la distribution des revenus

	1973			1978			1984			1988		
	Coef.	Std. Err.	Ecart ^a	Coef.	Std. Err.	Ecart	Coef.	Std. Err.	Ecart	Coef.	Std. Err.	Ecart
Propriétaire												
1 ^{er} décile	-0,35	0,06	-0,09	-0,53	0,08	-0,13	-0,71	0,08	-0,17	-0,83	0,08	-0,20
2 ^e décile	-0,23	0,05	-0,06	-0,37	0,08	-0,09	-0,50	0,07	-0,12	-0,59	0,07	-0,15
3 ^e décile	-0,24	0,05	-0,06	-0,37	0,08	-0,09	-0,42	0,07	-0,10	-0,38	0,07	-0,09
4 ^e décile	-0,04	0,05	-0,01	-0,25	0,07	-0,06	-0,19	0,07	-0,05	-0,14	0,07	-0,03
5 ^e décile												
6 ^e décile	0,06	0,05	0,01	0,02	0,07	0,01	0,17	0,07	0,04	0,17	0,07	0,04
7 ^e décile	0,18	0,05	0,05	0,16	0,07	0,04	0,40	0,07	0,10	0,47	0,07	0,11
8 ^e décile	0,23	0,05	0,06	0,37	0,07	0,09	0,66	0,07	0,16	0,63	0,07	0,15
9 ^e décile	0,50	0,05	0,13	0,60	0,07	0,15	0,87	0,07	0,20	0,97	0,07	0,22
10 ^e décile	0,85	0,05	0,21	0,87	0,07	0,21	1,03	0,07	0,24	1,17	0,07	0,26
Commune rurale	0,85	0,03	0,21	0,92	0,05	0,22	0,92	0,04	0,21	1,03	0,04	0,23
Ville de moins de 100.000 hab												
Ville de plus de 100.00 hab	-0,33	0,03	-0,08	-0,29	0,04	-0,07	-0,36	0,04	-0,09	-0,32	0,04	-0,08
Agglomération parisienne	-0,37	0,04	-0,09	-0,45	0,05	-0,11	-0,56	0,05	-0,14	-0,62	0,05	-0,15
Paris	-1,05	0,06	-0,23	-1,02	0,06	-0,23	-1,38	0,06	-0,30	-1,35	0,08	-0,30
Moins de 30 ans	-1,96	0,05	-0,35	-2,15	0,08	-0,39	-1,90	0,07	-0,37	-1,97	0,07	-0,39
30 à 39 ans	-0,59	0,04	-0,14	-0,71	0,05	-0,17	-0,50	0,05	-0,12	-0,62	0,05	-0,15
De 40 à 49 ans												
De 50 à 59 ans	0,29	0,04	0,07	0,25	0,05	0,06	0,58	0,05	0,14	0,65	0,06	0,16
Plus de 65 ans	0,58	0,04	0,14	0,59	0,06	0,14	0,71	0,06	0,17	0,72	0,06	0,17
Pas d'enfant												
1 enfant	0,02	0,04	0,01	0,08	0,05	0,02	-0,01	0,05	0,00	-0,05	0,05	-0,01
2 enfants	0,01	0,04	0,00	0,10	0,05	0,02	0,19	0,05	0,05	0,22	0,05	0,05
3 enfants	-0,05	0,05	-0,01	0,02	0,07	0,01	0,07	0,07	0,02	0,24	0,07	0,06
4 enfants ou plus	-0,35	0,05	-0,09	-0,22	0,08	-0,06	-0,47	0,09	-0,12	-0,41	0,09	-0,10
1 adulte	-0,46	0,03	-0,11	-0,49	0,05	-0,12	-0,46	0,04	-0,11	-0,43	0,04	-0,11
2 adultes												
3 adultes ou plus	0,07	0,04	0,02	0,18	0,06	0,04	0,02	0,06	0,00	-0,14	0,07	-0,04
Constante	-0,15	0,05		-0,04	0,07		0,01	0,07		0,09	0,07	
Probabilité de référence			46%			49%			50%			52%

SOURCE : Calculs de l'auteur d'après les enquêtes Logement de 1973 à 2002 - INSEE.

RÉFÉRENCE : Couple sans enfants du 5^e décile, entre 40 et 49 ans, habitant dans une ville de moins de 100000 habitants.

^aÉcart à la probabilité de référence en points.

TAB. A.4 – Probabilité d'être propriétaire : écart de points par rapport à la probabilité de référence des ménages du 5^e décile de la distribution des revenus - suite

	1992			1996			2002		
	Coef.	Std. Err.	Ecart ^a	Coef.	Std. Err.	Ecart	Coef.	Std. Err.	Ecart
Propriétaire									
1 ^{er} décile	-0,93	0,07	-0,22	-1,07	0,07	-0,25	-1,07	0,07	0,07
2 ^e décile	-0,65	0,06	-0,16	-0,77	0,06	-0,19	-0,85	0,06	0,06
3 ^e décile	-0,45	0,06	-0,11	-0,50	0,06	-0,12	-0,51	0,06	0,06
4 ^e décile	-0,16	0,06	-0,04	-0,27	0,06	-0,07	-0,24	0,06	0,06
5 ^e décile									
6 ^e décile	0,22	0,06	0,05	0,29	0,06	0,07	0,22	0,06	0,06
7 ^e décile	0,47	0,06	0,11	0,45	0,06	0,11	0,53	0,06	0,06
8 ^e décile	0,78	0,06	0,18	0,73	0,06	0,17	0,78	0,06	0,06
9 ^e décile	1,01	0,06	0,22	1,03	0,07	0,23	1,22	0,07	0,07
10 ^e décile	1,26	0,06	0,27	1,41	0,07	0,29	1,38	0,07	0,07
Commune rurale	1,01	0,04	0,23	0,96	0,04	0,22	0,97	0,04	0,04
Ville de moins de 100.000 hab									
Ville de plus de 100.00 hab	-0,34	0,03	-0,08	-0,27	0,04	-0,07	-0,36	0,03	0,03
Agglomération parisienne	-0,65	0,05	-0,16	-0,59	0,05	-0,15	-0,59	0,05	0,05
Paris	-1,38	0,08	-0,31	-1,24	0,09	-0,29	-1,27	0,08	0,08
Moins de 30 ans	-2,11	0,06	-0,41	-2,07	0,07	-0,41	-1,98	0,07	0,07
30 à 39 ans	-0,70	0,04	-0,17	-0,71	0,04	-0,17	-0,70	0,04	0,04
De 40 à 49 ans									
De 50 à 59 ans	0,69	0,05	0,16	0,69	0,05	0,16	0,63	0,05	0,05
Plus de 65 ans	0,86	0,05	0,20	0,95	0,05	0,21	1,16	0,05	0,05
Pas d'enfant									
1 enfant	0,04	0,04	0,01	0,00	0,05	0,00	-0,11	0,05	0,05
2 enfants	0,25	0,05	0,06	0,18	0,05	0,04	0,11	0,05	0,05
3 enfants	0,26	0,06	0,06	-0,01	0,06	0,00	-0,09	0,06	0,06
4 enfants ou plus	-0,40	0,08	-0,10	-0,67	0,09	-0,16	-0,76	0,10	0,10
1 adulte	-0,46	0,04	-0,11	-0,41	0,04	-0,10	-0,39	0,04	0,04
2 adultes									
3 adultes ou plus	-0,24	0,06	-0,06	-0,38	0,06	-0,09	-0,35	0,07	0,07
Constante	0,13	0,06		0,14	0,06		0,2181696	0,0625363	
Probabilité de référence			53%			53%			55%

RÉFÉRENCE : Couple sans enfants du 5^e décile, entre 40 et 49 ans, habitant dans une ville de moins de 100000 habitants.
SOURCE : Calculs de l'auteur d'après les enquêtes Logement de 1973 à 2002 - INSEE.

^aÉcart à la probabilité de référence en points.

TAB. A.5 – Evolution de la proportion de ménages accédants par décile de revenu total, ensemble des ménages

Statut d'occupation regroupé	1973	1978	1984	1988	1992	1996	2002
1 ^{er} et 2 ^e déciles	2,7%	3,4%	5,0%	5,1%	4,0%	3,8%	2,8%
Propriétaire 3 ^e et 4 ^e déciles	9,8%	10,7%	12,1%	14,2%	11,1%	10,9%	10,2%
(accédant 5 ^e et 6 ^e déciles	17,9%	19,6%	23,2%	25,8%	22,6%	21,5%	19,9%
ou non) 7 ^e et 8 ^e déciles	23,5%	27,2%	35,3%	38,7%	35,6%	33,9%	32,4%
9 ^e et 10 ^e déciles	33,2%	38,7%	46,4%	47,4%	44,4%	41,9%	39,7%

NOTE : Les déciles sont calculés sur le revenu total des ménages.

SOURCE : Calculs de l'auteur d'après les enquêtes Logement de 1973 à 2002 - INSEE.

TAB. A.6 – Evolution de la proportion de propriétaires non accédants par décile de revenu total, ensemble des ménages

Statut d'occupation regroupé	1973	1978	1984	1988	1992	1996	2002
1 ^{er} et 2 ^e déciles	45,2	41,2	35,9	35,7	34,6	30,7	32,2
Propriétaire 3 ^e et 4 ^e déciles	31,9	28,2	28,9	30,4	33,8	33,8	36,3
(accédant 5 ^e et 6 ^e déciles	23,0	23,9	24,6	25,4	29,3	32,6	35,4
ou non) 7 ^e et 8 ^e déciles	19,0	19,7	21,3	21,4	25,9	29,4	33,5
9 ^e et 10 ^e déciles	21,7	20,7	20,9	23,9	27,9	33,5	37,5

SOURCE : Calculs de l'auteur d'après les enquêtes Logement de 1973 à 2002 - INSEE.

TAB. A.7 – Statut d’occupation par décile de revenu total du ménage, tous les ménages, 1973-2002

Déciles de revenu	1973	1978	1984	1988	1992	1996	2002
PROPRIÉTAIRES ACCÉDANTS OU NON ACCÉDANTS							
1 ^{er} décile	46,6%	43,4%	39,9%	39,1%	35,3%	28,8%	30,9%
2 ^e décile	49,2%	45,7%	41,8%	42,5%	42,2%	39,9%	39,2%
3 ^e décile	41,4%	38,9%	39,7%	42,0%	42,7%	42,9%	44,5%
4 ^e décile	41,9%	38,9%	42,3%	47,3%	47,0%	46,4%	48,6%
5 ^e décile	41,0%	43,5%	45,9%	49,5%	50,0%	51,3%	53,4%
6 ^e décile	40,7%	43,4%	49,7%	52,8%	53,8%	56,8%	57,2%
7 ^e décile	42,0%	44,6%	53,9%	58,5%	57,9%	60,3%	62,8%
8 ^e décile	43,1%	49,1%	59,2%	61,6%	65,2%	66,2%	68,8%
9 ^e décile	49,9%	55,1%	65,6%	70,0%	70,2%	72,4%	76,0%
10 ^e décile	59,7%	63,5%	69,0%	72,6%	74,3%	78,4%	78,3%
LOCATAIRES (LOUÉ VIDE)							
1 ^{er} décile	31,9%	34,1%	38,0%	39,4%	44,8%	51,8%	53,0%
2 ^e décile	32,9%	36,0%	42,9%	44,2%	45,2%	48,3%	51,2%
3 ^e décile	39,7%	45,4%	47,4%	46,6%	47,7%	48,2%	48,4%
4 ^e décile	43,5%	49,5%	46,9%	44,7%	45,1%	45,7%	46,4%
5 ^e décile	45,4%	46,0%	45,5%	41,8%	43,4%	43,0%	40,8%
6 ^e décile	47,5%	47,4%	42,3%	38,9%	38,7%	38,0%	39,0%
7 ^e décile	46,7%	45,1%	38,3%	36,1%	35,9%	34,8%	33,2%
8 ^e décile	46,3%	42,5%	34,1%	32,5%	29,9%	30,1%	26,9%
9 ^e décile	40,3%	35,6%	28,5%	25,1%	24,4%	22,9%	21,2%
10 ^e décile	32,2%	29,3%	25,4%	23,3%	21,4%	18,3%	19,3%
AUTRES - LOC. MEUBLÉ, SOUS LOC., HOTEL, LOGÉ GRATUITEMENT, MÉTAYER							
1 ^{er} décile	21,5%	22,5%	22,1%	21,4%	19,8%	19,5%	16,1%
2 ^e décile	17,9%	18,3%	15,3%	13,3%	12,6%	11,8%	9,6%
3 ^e décile	18,9%	15,7%	12,9%	11,5%	9,6%	8,9%	7,1%
4 ^e décile	14,6%	11,7%	10,8%	8,0%	7,9%	7,9%	4,9%
5 ^e décile	13,5%	10,5%	8,6%	8,7%	6,6%	5,7%	5,8%
6 ^e décile	11,8%	9,3%	8,0%	8,3%	7,4%	5,2%	3,8%
7 ^e décile	11,3%	10,2%	7,8%	5,4%	6,2%	4,9%	4,0%
8 ^e décile	10,6%	8,4%	6,7%	5,9%	4,9%	3,7%	4,3%
9 ^e décile	9,8%	9,3%	5,8%	4,9%	5,4%	4,6%	2,8%
10 ^e décile	8,1%	7,1%	5,6%	4,1%	4,3%	3,3%	2,4%

SOURCE : Calculs de l’auteur d’après les enquêtes Logement de 1973 à 2002 - INSEE.

TAB. A.8 – Statut d'occupation par décile de revenu par unité de consommation, tous les ménages, 1973-2002

Déciles de revenu	1973	1978	1984	1988	1992	1996	2002
PROPRIÉTAIRES ACCÉDANTS OU NON ACCÉDANTS							
1 ^{er} décile	52,0%	50,6%	43,7%	44,5%	38,3%	29,1%	28,8%
2 ^e décile	46,9%	43,4%	42,8%	44,2%	44,5%	40,9%	42,5%
3 ^e décile	43,9%	43,2%	45,6%	47,6%	48,6%	47,3%	48,7%
4 ^e décile	44,7%	45,5%	48,9%	52,1%	51,1%	51,1%	51,3%
5 ^e décile	42,4%	42,6%	47,3%	50,6%	53,3%	55,3%	56,3%
6 ^e décile	42,4%	44,6%	48,3%	51,9%	54,4%	56,9%	59,3%
7 ^e décile	41,4%	42,5%	52,8%	56,7%	57,0%	60,2%	62,4%
8 ^e décile	41,3%	42,4%	54,5%	59,0%	58,7%	62,5%	65,2%
9 ^e décile	44,3%	52,1%	59,4%	63,3%	64,3%	67,6%	70,3%
10 ^e décile	56,0%	59,5%	63,7%	66,0%	68,8%	72,8%	74,8%
LOCATAIRES (LOUÉ VIDE)							
1 ^{er} décile	27,6%	29,3%	37,3%	38,4%	44,5%	54,8%	58,1%
2 ^e décile	36,2%	39,9%	43,8%	42,0%	45,9%	49,4%	48,8%
3 ^e décile	41,8%	44,7%	42,1%	41,7%	41,5%	43,6%	43,6%
4 ^e décile	43,2%	42,1%	42,1%	39,0%	39,5%	40,7%	42,4%
5 ^e décile	43,1%	45,2%	41,4%	41,0%	39,4%	37,8%	38,4%
6 ^e décile	44,1%	43,7%	42,1%	39,9%	39,2%	37,2%	35,7%
7 ^e décile	45,4%	46,9%	39,3%	36,4%	36,1%	34,2%	33,2%
8 ^e décile	46,6%	47,1%	37,9%	34,3%	34,5%	32,3%	30,2%
9 ^e décile	43,3%	38,9%	33,0%	30,3%	29,5%	27,7%	26,4%
10 ^e décile	35,5%	32,6%	30,6%	29,1%	26,2%	23,3%	22,6%
AUTRES - LOC. MEUBLÉ, SOUS LOC., HOTEL, LOGÉ GRATUITEMENT, MÉTAYER							
1 ^{er} décile	20,4%	20,1%	19,0%	17,1%	17,2%	16,1%	13,1%
2 ^e décile	16,9%	16,6%	13,5%	13,7%	9,7%	9,8%	8,7%
3 ^e décile	14,3%	12,1%	12,3%	10,6%	9,9%	9,1%	7,6%
4 ^e décile	12,1%	12,4%	9,0%	9,0%	9,4%	8,2%	6,3%
5 ^e décile	14,5%	12,1%	11,2%	8,3%	7,3%	7,0%	5,3%
6 ^e décile	13,5%	11,7%	9,6%	8,1%	6,4%	5,9%	5,0%
7 ^e décile	13,2%	10,6%	8,0%	6,9%	6,9%	5,7%	4,4%
8 ^e décile	12,1%	10,5%	7,6%	6,7%	6,8%	5,2%	4,6%
9 ^e décile	12,5%	9,0%	7,7%	6,4%	6,1%	4,7%	3,3%
10 ^e décile	8,5%	7,9%	5,7%	4,9%	4,9%	3,9%	2,6%

SOURCE : Calculs de l'auteur d'après les enquêtes Logement de 1973 à 2002 - INSEE.

TAB. A.9 – Données financières 1 - Accédants à la propriété vs. Ménages locataires (par déciles)

ACCÉDANTS À LA PROPRIÉTÉ												
Année	Décile de revenu	Charge financière brute moyenne (€ 2002)	Charge financière nette moyenne (€ 2002)	Charge financière brute moyenne au m ² (€ 2002)	Charge financière nette moyenne au m ² (€ 2002)	Revenu Actualisé (€ 2002)	Bénéficiaires d'aides à la personne du ménage	Nombre moyen d'UC	Surface habitable en m ²	Dépense brute de logement /revenu	Dépense nette de logement /revenu	
1973	1	2439,8	2322,5	30,5	29,1	5884	0,11	1,7	82,9	0,41	0,39	
1978	1	2505,3	2375,1	41,9	40,4	7664	0,14	1,8	83,5	0,33	0,31	
1984	1	3017,2	2622,7	35,6	31,0	7499	0,24	1,7	91,4	0,40	0,35	
1988	1	3321,8	2769,2	39,6	33,3	9197	0,26	1,7	94,0	0,36	0,30	
1992	1	4094,6	3354,8	52,2	43,4	9207	0,33	1,6	90,5	0,44	0,36	
1996	1	4273,7	3381,6	55,5	45,1	8873	0,44	1,5	89,8	0,48	0,38	
2002	1	4066,1	3341,9	55,1	44,9	8579	0,36	1,4	85,3	0,47	0,39	
1973	2	2472,6	2171,6	33,4	29,9	12853	0,24	1,9	80,6	0,19	0,17	
1978	2	2583,9	2287,7	33,4	30,1	14141	0,27	1,9	86,2	0,18	0,16	
1984	2	3262,3	2740,1	41,0	35,1	14720	0,30	1,8	92,3	0,22	0,19	
1988	2	4172,1	3394,2	51,3	42,7	15390	0,35	1,8	91,5	0,27	0,22	
1992	2	4423,1	3732,8	55,0	47,3	15629	0,33	1,7	90,0	0,28	0,24	
1996	2	4402,3	3708,5	55,3	47,6	15579	0,36	1,6	90,2	0,28	0,24	
2002	2	4875,1	4291,3	60,9	54,6	15710	0,33	1,6	89,7	0,31	0,27	
1973	3	3023,7	2602,3	39,6	34,9	18772	0,32	2,1	83,9	0,16	0,14	
1978	3	3103,0	2760,6	37,9	34,3	20342	0,32	2,1	90,0	0,15	0,14	
1984	3	4449,4	3737,2	51,3	43,9	21240	0,36	2,0	94,5	0,21	0,18	
1988	3	4999,7	4054,8	55,7	45,8	21770	0,38	2,0	96,7	0,23	0,19	
1992	3	5374,7	4646,5	61,7	54,1	22214	0,33	2,0	96,7	0,24	0,21	
1996	3	5234,9	4594,0	58,5	52,1	22277	0,32	1,9	98,9	0,23	0,21	
2002	3	5347,7	4846,2	61,2	56,0	22850	0,30	1,8	97,1	0,23	0,21	
1973	4	3460,7	3161,6	43,3	40,2	26150	0,23	2,2	86,6	0,13	0,12	
1978	4	3767,4	3617,4	43,1	41,6	28146	0,15	2,1	93,4	0,13	0,13	
1984	4	4754,7	4435,0	51,3	48,0	29599	0,21	2,1	98,5	0,16	0,15	
1988	4	6011,2	5478,6	64,0	58,7	29966	0,26	2,1	100,2	0,20	0,18	
1992	4	6209,0	5822,3	65,2	61,4	30917	0,19	2,1	103,6	0,20	0,19	
1996	4	6352,5	6017,4	65,8	62,5	30811	0,19	2,1	106,0	0,21	0,20	
2002	4	6240,6	6052,3	64,8	63,0	31857	0,12	2,0	104,9	0,20	0,19	

Suite page suivante.

TAB. A.9 – Données financières 1 - Accédants la propriété vs. Ménages locataires (par déciles) - Suite de la page précédente

ACCÉDANTS À LA PROPRIÉTÉ													
Année	Décile de revenu	Charge financière brute moyenne (€ 2002)	Charge financière nette moyenne (€ 2002)	Charge financière brute moyenne au m^2 (€ 2002)	Charge financière nette moyenne au m^2 (€ 2002)	Revenu Actualisé (€ 2002)	Bénéficiaires d'aides à la personne du ménage	Nombre moyen d'UC	Surface habitable en m^2	Dépense brute de logement /revenu	Dépense nette de logement /revenu		
1973	5	6025,9	5935,5	63,4	62,5	47874	0,07	2,3	99,3	0,13	0,12		
1978	5	5802,5	5754,8	56,5	56,0	50685	0,04	2,2	108,9	0,11	0,11		
1984	5	6002,2	5914,1	56,9	56,0	51744	0,06	2,2	113,3	0,12	0,11		
1988	5	7371,6	7283,2	67,1	66,3	52250	0,05	2,1	118,3	0,14	0,14		
1992	5	8294,5	8217,1	75,7	75,0	56142	0,04	2,1	119,2	0,15	0,15		
1996	5	8293,3	8240,2	74,5	74,1	52609	0,03	2,1	121,0	0,16	0,16		
2002	5	8897,0	8868,8	79,4	79,1	58019	0,02	2,1	122,6	0,15	0,15		
1973	Ensemble	4200,7	3961,1	48,7	46,1	30748	0,18	2,2	90,1	0,14	0,13		
1978	Ensemble	4260,1	4097,4	46,2	44,5	33193	0,15	2,1	97,7	0,13	0,12		
1984	Ensemble	4948,8	4618,5	51,8	48,3	33988	0,19	2,1	102,4	0,15	0,14		
1988	Ensemble	6003,2	5523,9	61,2	56,2	34061	0,22	2,0	104,9	0,18	0,16		
1992	Ensemble	6593,2	6216,7	67,1	63,2	36558	0,18	2,0	106,4	0,18	0,17		
1996	Ensemble	6605,0	6262,3	66,3	62,8	35113	0,18	2,0	108,2	0,19	0,18		
2002	Ensemble	6883,6	6643,4	69,0	66,5	37837	0,14	1,9	108,1	0,18	0,18		
1973-2002	1	67%	44%	81%	54%	46%	240%	-13%	3%	14%	-1%		
1973-2002	2	97%	98%	83%	83%	22%	38%	-14%	11%	61%	62%		
1973-2002	3	77%	86%	55%	60%	22%	-6%	-13%	16%	45%	53%		
1973-2002	4	80%	91%	49%	57%	22%	-50%	-11%	21%	48%	57%		
1973-2002	5	48%	49%	25%	27%	21%	-72%	-10%	23%	22%	23%		
1973-2002	Ensemble	64%	68%	42%	44%	23%	-23%	-11%	20%	33%	36%		

Suite page suivante.

TAB. A.9 – Données financières 1 - Accédants la propriété vs. Ménages locataires (par déciles) - Suite de la page précédente

MÉNAGES LOCATAIRES											
Année	Décile de revenu	Charge financière brute moyenne (€ 2002)	Charge financière nette moyenne (€ 2002)	Charge financière brute moyenne au m ² (€ 2002)	Charge financière nette moyenne au m ² (€ 2002)	Revenu Actualisé (€ 2002)	Bénéficiaires d'aides à la personne du ménage	Nombre moyen d'UC	Surface habitable en m ²	Dépense brute de logement /revenu	Dépense nette de logement /revenu
1973	1	1224	1082	30	26	5601	0,19	1,2	46	0,22	0,19
1978	1	1446	1061	33	24	6884	0,39	1,2	50	0,21	0,15
1984	1	2026	1292	44	29	7586	0,49	1,3	54	0,27	0,17
1988	1	2450	1595	54	37	8580	0,52	1,2	54	0,29	0,19
1992	1	2860	1691	62	39	8301	0,64	1,2	55	0,34	0,20
1996	1	3235	1829	72	42	8015	0,74	1,2	55	0,40	0,23
2002	1	3449	1898	75	43	8070	0,76	1,2	55	0,43	0,24
1973	2	1824	1624	38	35	12368	0,18	1,6	55	0,15	0,13
1978	2	1834	1534	38	33	13785	0,29	1,6	57	0,13	0,11
1984	2	2278	1736	44	35	14225	0,38	1,5	61	0,16	0,12
1988	2	2854	2228	53	43	15052	0,38	1,5	63	0,19	0,15
1992	2	3247	2485	60	48	15097	0,42	1,5	64	0,22	0,16
1996	2	3514	2707	63	50	15059	0,45	1,5	65	0,23	0,18
2002	2	3867	3014	71	57	15253	0,43	1,5	64	0,25	0,20
1973	3	2242	1957	40	36	18588	0,24	1,9	62	0,12	0,11
1978	3	2145	1835	37	33	20124	0,28	1,8	66	0,11	0,09
1984	3	2625	2126	44	38	20877	0,33	1,8	69	0,13	0,10
1988	3	3221	2692	52	45	21437	0,31	1,8	71	0,15	0,13
1992	3	3696	3133	60	52	21759	0,31	1,7	71	0,17	0,14
1996	3	4084	3423	64	56	21768	0,36	1,8	72	0,19	0,16
2002	3	4343	3779	70	62	22406	0,30	1,7	71	0,19	0,17
1973	4	2567	2335	43	40	25931	0,19	2,0	66	0,10	0,09
1978	4	2463	2249	39	36	27839	0,20	2,0	71	0,09	0,08
1984	4	3075	2856	47	44	29068	0,17	1,9	73	0,11	0,10
1988	4	3744	3455	56	52	29554	0,18	1,9	75	0,13	0,12
1992	4	4292	4035	64	61	30321	0,14	1,8	75	0,14	0,13
1996	4	4678	4357	67	63	30297	0,18	1,9	78	0,15	0,14
2002	4	4993	4701	73	69	31236	0,16	1,8	77	0,16	0,15

Suite page suivante.

TAB. A.9 – Données financières 1 - Ménages locataires vs. Accédants à la propriété (par déciles) - Suite de la page précédente

MÉNAGES LOCATAIRES													
Année	Décile de revenu	Charge financière brute moyenne (€ 2002)	Charge financière nette moyenne (€ 2002)	Charge financière brute moyenne au m ² (€ 2002)	Charge financière nette moyenne au m ² (€ 2002)	Revenu Actualisé (€ 2002)	Bénéficiaires d'aides à la personne du ménage	Nombre moyen d'UC	Surface habitable en m ²	Dépense brute de logement /revenu	Dépense nette de logement /revenu		
1973	5	3918	3816	53	52	45380	0,08	2,2	78	0,09	0,08		
1978	5	3943	3859	50	49	47725	0,08	2,1	84	0,08	0,08		
1984	5	4808	4710	60	58	50907	0,08	2,0	87	0,09	0,09		
1988	5	5788	5698	72	71	50469	0,05	1,9	86	0,11	0,11		
1992	5	6851	6781	84	83	56758	0,05	1,9	88	0,12	0,12		
1996	5	7156	7061	84	83	51965	0,05	1,9	91	0,14	0,14		
2002	5	7507	7408	90	89	58551	0,05	1,9	89	0,13	0,13		
1973	Ensemble	2366	2166	41	38	21678	0,18	1,8	62	0,11	0,10		
1978	Ensemble	2304	2039	39	34	22378	0,25	1,7	65	0,10	0,09		
1984	Ensemble	2800	2350	47	39	22161	0,31	1,7	67	0,13	0,11		
1988	Ensemble	3382	2855	56	47	22171	0,32	1,6	68	0,15	0,13		
1992	Ensemble	3872	3229	64	53	22643	0,36	1,6	68	0,17	0,14		
1996	Ensemble	4149	3370	69	55	21130	0,42	1,6	69	0,20	0,16		
2002	Ensemble	4418	3604	74	60	21926	0,41	1,5	68	0,20	0,16		
1973-2002	1	182%	76%	153%	66%	44%	293%	4%	21%	96%	22%		
1973-2002	2	112%	86%	89%	66%	23%	138%	-9%	17%	72%	51%		
1973-2002	3	94%	93%	72%	70%	21%	23%	-12%	15%	61%	60%		
1973-2002	4	95%	101%	70%	73%	20%	-19%	-11%	16%	61%	67%		
1973-2002	5	92%	94%	70%	71%	29%	-34%	-14%	15%	48%	50%		
1973-2002	Ensemble	87%	66%	81%	57%	1%	125%	-15%	10%	85%	65%		

SOURCE : Calculs de l'auteur d'après les enquêtes Logement de 1973 à 2002 - INSEE.

TAB. A.10 – Données financières 2 - Ménages locataires - HLM vs. Secteur libre (par déciles)

MÉNAGES LOCATAIRES HLM												
Année	Décile de revenu	Charge financière brute moyenne (€ 2002)	Charge financière nette moyenne (€ 2002)	Charge financière brute moyenne au m ² (€ 2002)	Charge financière nette moyenne au m ² (€ 2002)	Revenu Actualisé (€ 2002)	Bénéficiaires d'aides à la personne du ménage	Nombre moyen d'UC	Surface habitable en m ²	Dépense brute de logement /revenu	Dépense nette de logement /revenu	
1973	1	1457	1166	33	26	5811	0,37	1,2	48	0,25	0,20	
1978	1	1353	818	28	17	7199	0,56	1,3	52	0,19	0,11	
1984	1	1903	951	38	19	7802	0,62	1,3	57	0,24	0,12	
1988	1	2254	1139	43	22	8776	0,68	1,3	59	0,26	0,13	
1992	1	2620	1256	49	24	8405	0,77	1,3	60	0,31	0,15	
1996	1	2897	1290	52	24	8416	0,84	1,3	62	0,34	0,15	
2002	1	2968	1261	53	24	8429	0,82	1,3	63	0,35	0,15	
1973	2	1799	1456	31	26	12530	0,35	1,7	62	0,14	0,12	
1978	2	1640	1248	28	22	13915	0,40	1,6	62	0,12	0,09	
1984	2	2114	1376	34	23	14332	0,50	1,6	67	0,15	0,10	
1988	2	2507	1715	39	28	15056	0,48	1,6	68	0,17	0,11	
1992	2	2791	1881	44	31	15164	0,52	1,6	68	0,18	0,12	
1996	2	3057	2118	48	35	15024	0,51	1,6	68	0,20	0,14	
2002	2	3307	2288	54	38	15242	0,52	1,6	69	0,22	0,15	
1973	3	2073	1660	32	27	18659	0,40	2,1	69	0,11	0,09	
1978	3	1863	1463	27	22	20275	0,39	2,0	72	0,09	0,07	
1984	3	2324	1617	33	24	20893	0,45	2,0	73	0,11	0,08	
1988	3	2681	1918	38	28	21376	0,40	1,9	73	0,13	0,09	
1992	3	3005	2312	43	34	21780	0,38	1,9	74	0,14	0,11	
1996	3	3454	2603	48	37	21761	0,45	1,9	76	0,16	0,12	
2002	3	3613	2880	51	42	22351	0,39	1,8	75	0,16	0,13	
1973	4	2245	1930	33	29	25922	0,28	2,2	72	0,09	0,07	
1978	4	1979	1697	28	24	27764	0,27	2,1	74	0,07	0,06	
1984	4	2375	2074	32	28	28956	0,23	2,1	77	0,08	0,07	
1988	4	3003	2519	40	34	29476	0,27	2,1	78	0,10	0,09	
1992	4	3266	2917	45	41	30220	0,19	2,0	77	0,11	0,10	
1996	4	3793	3318	50	45	30054	0,25	2,1	79	0,13	0,11	
2002	4	3967	3570	54	49	30879	0,21	2,0	77	0,13	0,12	

Suite page suivante.

TAB. A.10 – Données financières 2 - Ménages Locataires - HLM vs. secteur libre (par déciles) - Suite de la page précédente

MÉNAGES LOCATAIRES HLM													
Année	Décile de revenu	Charge financière brute moyenne (€ 2002)	Charge financière nette moyenne (€ 2002)	Charge financière brute moyenne au m^2 (€ 2002)	Charge financière nette moyenne au m^2 (€ 2002)	Revenu Actualisé (€ 2002)	Bénéficiaires d'aides à la personne du ménage	Nombre moyen d'UC	Surface habitable en m^2	Dépense brute de logement /revenu	Dépense nette de logement /revenu		
1973	5	2511	2327	34	32	40222	0,15	2,5	75	0,06	0,06		
1978	5	2300	2141	31	29	42124	0,16	2,2	77	0,05	0,05		
1984	5	2892	2673	37	35	46124	0,15	2,2	80	0,06	0,06		
1988	5	3478	3325	43	41	44678	0,09	2,2	83	0,08	0,07		
1992	5	3895	3774	49	48	48891	0,08	2,1	81	0,08	0,08		
1996	5	4594	4384	59	55	44818	0,11	2,1	81	0,10	0,10		
2002	5	4786	4555	62	59	52175	0,11	2,1	81	0,09	0,09		
1973	Ensemble	2093	1771	32	28	22170	0,31	2,0	68	0,09	0,08		
1978	Ensemble	1833	1478	28	23	21860	0,35	1,9	68	0,08	0,07		
1984	Ensemble	2249	1610	34	25	20497	0,42	1,8	70	0,11	0,08		
1988	Ensemble	2652	1894	40	29	19926	0,44	1,7	70	0,13	0,10		
1992	Ensemble	2957	2137	45	33	19977	0,46	1,7	70	0,15	0,11		
1996	Ensemble	3329	2358	50	35	19269	0,51	1,7	71	0,17	0,12		
2002	Ensemble	3472	2467	54	38	19588	0,50	1,7	70	0,18	0,13		
1973-2002	1	104%	8%	63%	-6%	45%	123%	7%	30%	40%	-25%		
1973-2002	2	84%	57%	76%	48%	22%	46%	-8%	11%	51%	29%		
1973-2002	3	74%	73%	59%	56%	20%	-2%	-10%	9%	45%	45%		
1973-2002	4	77%	85%	64%	69%	19%	-25%	-8%	8%	48%	55%		
1973-2002	5	91%	96%	79%	81%	30%	-25%	-15%	8%	47%	51%		
1973-2002	Ensemble	66%	39%	65%	35%	-12%	62%	-18%	4%	88%	58%		

Suite page suivante.

TAB. A.10 – Données financières 2 - Ménages locataires - HLM vs. secteur libre (par déciles)- Suite de la page précédente

MÉNAGES LOCATAIRES DU SECTEUR LIBRE (LOUÉ VIDE)												
Année	Décile de revenu	Charge financière brute moyenne (€ 2002)	Charge financière nette moyenne (€ 2002)	Charge financière brute moyenne au m ² (€ 2002)	Charge financière nette moyenne au m ² (€ 2002)	Revenu Actualisé (€ 2002)	Bénéficiaires d'aides à la personne du ménage	Nombre moyen d'UC	Surface habitable en m ²	Dépense brute de logement /revenu	Dépense nette de logement /revenu	
1973	1	1225	1099	30	26	5535	0,15	1,2	47	0,22	0,20	
1978	1	1581	1211	36	28	6663	0,34	1,2	51	0,24	0,18	
1984	1	2219	1547	51	36	7421	0,44	1,3	52	0,30	0,21	
1988	1	2697	1992	65	50	8449	0,42	1,2	51	0,32	0,24	
1992	1	3182	2091	77	52	8146	0,56	1,2	52	0,39	0,26	
1996	1	3555	2239	89	56	7701	0,69	1,2	50	0,46	0,29	
2002	1	3867	2398	93	58	7784	0,73	1,2	50	0,50	0,31	
1973	2	1995	1809	43	40	12326	0,15	1,6	54	0,16	0,15	
1978	2	2029	1740	44	39	13737	0,26	1,5	55	0,15	0,13	
1984	2	2478	2047	52	44	14156	0,32	1,5	58	0,18	0,14	
1988	2	3267	2750	67	58	15074	0,32	1,5	60	0,22	0,18	
1992	2	3767	3098	77	65	15051	0,36	1,4	60	0,25	0,21	
1996	2	4002	3298	77	66	15115	0,41	1,4	62	0,26	0,22	
2002	2	4409	3690	88	75	15263	0,37	1,3	60	0,29	0,24	
1973	3	2475	2213	46	43	18546	0,20	1,9	61	0,13	0,12	
1978	3	2427	2157	44	40	20043	0,23	1,8	64	0,12	0,11	
1984	3	2976	2602	55	49	20896	0,26	1,7	66	0,14	0,12	
1988	3	3681	3326	64	59	21499	0,25	1,7	69	0,17	0,15	
1992	3	4303	3815	74	67	21773	0,28	1,6	68	0,20	0,18	
1996	3	4696	4182	80	73	21778	0,30	1,6	69	0,22	0,19	
2002	3	5011	4572	86	80	22447	0,23	1,5	69	0,22	0,20	
1973	4	2928	2711	51	48	25916	0,17	2,0	65	0,11	0,10	
1978	4	2888	2697	47	44	27914	0,17	1,9	70	0,10	0,10	
1984	4	3639	3462	59	56	29153	0,15	1,8	70	0,12	0,12	
1988	4	4269	4100	68	65	29636	0,13	1,7	73	0,14	0,14	
1992	4	5098	4898	79	76	30418	0,12	1,7	75	0,17	0,16	
1996	4	5390	5173	79	77	30448	0,14	1,7	77	0,18	0,17	
2002	4	5679	5452	86	83	31417	0,13	1,7	76	0,18	0,17	

Suite page suivante.

TAB. A.10 – Données financières 2 - Ménages locataires - HLM vs. secteur libre (par déciles) - Suite de la page précédente

MÉNAGES LOCATAIRES DU SECTEUR LIBRE (LOUÉ VIDE)													
Année	Décile de revenu	Charge financière brute moyenne (€ 2002)	Charge financière nette moyenne (€ 2002)	Charge financière brute moyenne au m ² (€ 2002)	Charge financière nette moyenne au m ² (€ 2002)	Revenu Actualisé (€ 2002)	Bénéficiaires d'aides à la personne du ménage	Nombre moyen d'UC	Surface habitable en m ²	Dépense brute de logement /revenu	Dépense nette de logement /revenu		
1973	5	4692	4602	63	62	46943	0,07	2,1	80	0,10	0,10		
1978	5	4739	4676	59	58	49410	0,05	2,0	88	0,10	0,09		
1984	5	5659	5603	70	69	52032	0,05	1,9	90	0,11	0,11		
1988	5	6703	6626	84	83	52395	0,04	1,9	87	0,13	0,13		
1992	5	7903	7852	97	96	59573	0,03	1,9	91	0,13	0,13		
1996	5	8111	8050	94	93	54365	0,04	1,8	94	0,15	0,15		
2002	5	8495	8440	101	100	60257	0,03	1,8	92	0,14	0,14		
1973	Ensemble	2682	2500	47	44	22020	0,15	1,8	62	0,12	0,11		
1978	Ensemble	2704	2465	46	42	23226	0,21	1,7	65	0,12	0,11		
1984	Ensemble	3290	2933	57	50	23460	0,25	1,6	66	0,14	0,13		
1988	Ensemble	4000	3616	69	62	24039	0,24	1,6	67	0,17	0,15		
1992	Ensemble	4667	4129	80	70	25000	0,29	1,5	68	0,19	0,17		
1996	Ensemble	4842	4184	84	70	22644	0,36	1,5	67	0,21	0,18		
2002	Ensemble	5164	4474	90	76	23650	0,35	1,5	66	0,22	0,19		
1973-2002	1	216%	118%	216%	121%	41%	380%	-2%	6%	124%	55%		
1973-2002	2	121%	104%	104%	88%	24%	152%	-16%	11%	78%	65%		
1973-2002	3	102%	107%	85%	86%	21%	17%	-19%	13%	67%	71%		
1973-2002	4	94%	101%	69%	73%	21%	-26%	-14%	17%	60%	66%		
1973-2002	5	81%	83%	59%	61%	28%	-51%	-14%	15%	41%	43%		
1973-2002	Ensemble 93%	79%	92%	72%	7%	134%	-18%	7%	79%	67%			

SOURCE : Calculs de l'auteur d'après les enquêtes Logement de 1973 à 2002 - INSEE.

TAB. A.11 – Loyer brut au mètre carré en fonction du décile de revenu, 1973 - 2002, locataires du secteur libre (en euros constants de 2002)

LOCATAIRES DU SECTEUR LIBRE							
	1973	1978	1984	1988	1992	1996	2002
1 ^{er} décile	27	34	51	62	81	97	100
2 ^e décile	35	40	50	65	72	86	92
3 ^e décile	42	45	48	68	75	78	84
4 ^e décile	45	44	54	67	74	79	84
5 ^e décile	46	43	52	66	78	75	88
6 ^e décile	44	43	54	66	79	76	88
7 ^e décile	47	47	54	59	69	83	89
8 ^e décile	51	44	57	68	74	79	82
9 ^e décile	55	48	61	70	83	80	87
10 ^e décile	67	60	70	84	97	94	100

SOURCE : Calculs de l'auteur d'après les enquêtes Logement de 1973 à 2002 - INSEE.

LECTURE : En 1973, le loyer moyen au mètre carré des 10 % des ménages locataires les plus pauvres (1^{er} décile) était de 27 € constants de 2002.

NOTE : Déciles de revenus calculés sur la population des locataires.

TAB. A.12 – Loyer brut au mètre carré en fonction du décile de revenu, locataires HLM (en euros constants 2002)

LOCATAIRES HLM							
	1973	1978	1984	1988	1992	1996	2002
1 ^{er} décile	34	28	39	44	50	53	51
2 ^e décile	31	28	37	42	49	51	53
3 ^e décile	30	28	34	40	44	50	55
4 ^e décile	31	28	34	38	45	47	59
5 ^e décile	32	27	35	40	43	48	49
6 ^e décile	32	27	32	38	43	47	51
7 ^e décile	31	27	33	38	42	49	52
8 ^e décile	34	27	31	40	43	49	51
9 ^e décile	34	30	33	40	46	50	56
10 ^e décile	36	32	39	44	51	60	60

SOURCE : Calculs de l'auteur d'après les enquêtes Logement de 1973 à 2002 - INSEE.

LECTURE : En 1973, le loyer moyen au mètre carré des 10 % des ménages locataires les plus pauvres (1^{er} décile) était de 34 € constants de 2002.

NOTE : Déciles de revenus calculés sur la population des locataires.

TAB. A.13 – Loyer au mètre carré en fonction du décile de revenu après correction des effets de structure de la population, 1973 - 2002 (euros constants de 2002)

LOCATAIRES DU SECTEUR LIBRE							
	1973	1978	1984	1988	1992	1996	2002
1 ^{er} décile	26,87	34,01	50,91	61,96	80,71	96,59	99,58
2 ^e décile	39,07	41,93	49,83	65,91	73,01	86,42	93,92
3 ^e décile	46,98	49,19	50,04	68,57	76,29	82,31	88,43
4 ^e décile	50,67	48,65	54,06	68,32	76,97	80,94	88,64
5 ^e décile	52,54	46,05	53,33	66,69	77,78	81,50	93,24
6 ^e décile	51,42	50,94	55,78	69,82	82,19	82,71	91,60
7 ^e décile	53,33	49,74	56,99	63,96	77,69	87,41	93,93
8 ^e décile	55,40	49,74	58,31	69,48	78,12	86,62	93,85
9 ^e décile	54,99	50,98	59,59	69,58	86,05	85,57	95,34
10 ^e décile	63,22	57,07	62,09	74,57	86,93	88,77	99,96

SOURCE : Calculs de l'auteur d'après les enquêtes Logement de 1973 à 2002 - INSEE.

LECTURE : Après correction des effets de structure de la population, le loyer moyen au mètre carré des ménages du second décile est de 12€ plus élevé que celui des ménages du premier décile en 1973.

NOTE : Déciles de revenus calculés sur la population des locataires.

TAB. A.14 – Coefficients des déciles après correction pour la structure de la population et effet qualité, 1973-2002

LOCATAIRES DU SECTEUR LIBRE							
	1973	1978	1984	1988	1992	1996	2002
1 ^{er} décile	27	34	51	62	81	97	100
2 ^e décile	37	39	48	64	72	86	93
3 ^e décile	42	45	46	65	74	82	88
4 ^e décile	44	42	50	64	75	80	88
5 ^e décile	45	39	47	61	75	80	92
6 ^e décile	43	43	49	64	79	81	90
7 ^e décile	44	41	49	58	75	86	93
8 ^e décile	44	40	49	62	75	85	92
9 ^e décile	42	40	50	63	83	84	93
10 ^e décile	48	44	51	67	83	87	97

SOURCE : Calculs de l'auteur d'après les enquêtes Logement de 1973 à 2002 - INSEE.

LECTURE : En 1973, le loyer au mètre carré du deuxième décile est supérieur de 10 euros, après correction pour la structure de la population et le confort de base.

NOTE : Déciles de revenus calculés sur la population des locataires.

TAB. A.15 – Montant annuel d'aide au mètre carré en fonction du décile de revenu, 1973 - 2002

LOCATAIRES DU SECTEUR LIBRE							
	1973	1978	1984	1988	1992	1996	2002
1 ^{er} décile	4,0	9,9	17,8	21,6	33,9	44,8	45,5
2 ^e décile	2,1	6,1	13,3	12,4	20,0	29,3	32,0
3 ^e décile	2,9	4,6	8,6	8,2	12,8	16,8	23,5
4 ^e décile	3,9	6,0	7,7	7,7	12,1	12,9	14,1
5 ^e décile	3,5	4,6	8,0	8,6	10,7	9,8	10,7
6 ^e décile	3,8	3,5	5,0	6,2	8,7	8,9	8,0
7 ^e décile	3,5	3,3	4,2	3,2	6,1	6,8	5,2
8 ^e décile	2,3	2,7	2,8	3,3	3,3	4,0	4,5
9 ^e décile	1,6	1,5	1,4	1,3	1,7	1,7	1,9
10 ^e décile	0,7	0,5	0,6	0,9	0,5	0,9	0,8

SOURCE : Calculs de l'auteur d'après les enquêtes Logement de 1973 à 2002 - INSEE.

LECTURE : En 1973, l'aide au logement moyenne au mètre carré pour les 10 % des ménages les plus pauvres (1^{er} décile) était de 4€ constants de 2002.

NOTE : Déciles de revenus calculés sur la population des locataires.

TAB. A.16 – Loyer au mètre carré par décile de revenu après déduction des aides au logement, 1973 - 2002 (en euros constants de 2002)

LOCATAIRES DU SECTEUR LIBRE							
	1973	1978	1984	1988	1992	1996	2002
1 ^{er} décile	22,9	24,5	34,7	40,9	47,3	52,1	54,4
2 ^e décile	33,2	33,6	36,8	53,2	52,2	56,7	60,1
3 ^e décile	39,4	40,4	40,1	59,5	62,5	61,8	61,1
4 ^e décile	41,3	38,3	46,4	59,2	61,9	66,3	70,5
5 ^e décile	42,5	38,4	43,9	57,2	67,5	65,0	77,4
6 ^e décile	40,3	39,6	48,7	60,1	70,0	67,3	79,9
7 ^e décile	43,0	43,5	50,2	55,8	62,8	76,1	83,7
8 ^e décile	49,1	41,7	54,2	64,9	70,9	74,9	77,2
9 ^e décile	53,1	46,5	59,5	68,8	81,3	78,1	85,6
10 ^e décile	66,2	59,8	69,0	83,2	96,9	93,1	99,4

LECTURE : En 1973, le loyer moyen au mètre carré après déduction des aides au logement des 10 % des ménages locataires les plus pauvres (1^{er} décile) était de 23€ constants de 2002.

SOURCE : Calculs de l'auteur d'après les enquêtes Logement de 1973 à 2002 - INSEE.

Annexe B

Chapitre VI

The computation of “hedonic” prices

To apply our estimation strategy, we need to compare the evolution of housing prices in adjacent zones. Unfortunately, it is not possible to compare prices of transactions directly, as two flats rarely have the exact same characteristics. We do not have enough transactions taking place in a given year and within a given zone to be able to match housing units that share the same characteristics.

This is the reason why we adopt a hedonic method to construct series of comparable housing prices, following the methodology defined by the Insee, the French statistical agency, to compute a hedonic price index. We first define large zones (18 for Paris¹) where prices are fairly homogenous, and regress the log of housing prices on observable flat characteristics, inside each zone. We then define a “typical flat” and use the coefficient estimated with the hedonic regression to compute a “typical flat equivalent price” for each sale. The hedonic model is the following :

$$\ln p_i = \ln p_0 + \sum_a \alpha_a y_{a,i} + \sum_t \beta_t t_{t,i} + \sum_k \gamma_k x_{k,i} + \epsilon_i$$

with p_i , the price per square meter of sale i , $y_{a,i}$ and $t_{t,i}$ time dummies indicating respectively the year and quarter in which the flat was sold; $x_{k,i}$ is a full set of dummies indicating sale i 's characteristics.

The regression is run separately for each zone, to allow the coefficients across the different areas of Paris. We show in table B.1 an example of the hedonic regression for zone 1 (which groups *arrondissements* 1 to 4, corresponding to the right bank center of Paris). The “typical flat” is a two-room flat located on the ground floor, with one bathroom and medium-sized rooms without a parking, a terrace, a balcony nor a maid's room, constructed between 1850 and 1914 and sold during the fourth quarter of the year. This method gives us homogenized prices that can be compared from one sale to another, as the difference in prices that are related to structural differences in observable characteristics of the properties are corrected for. As for the hedonic model usually employed in the literature, in order to use the “typical apartment equivalent prices” in the matching estimation strategy, we need to assume that school and neighborhood fixed effects are uncorrelated with the structural characteristics of the properties. We therefore suppose that the “true model” is :

$$\ln p_i = \ln p_0 + \sum_a \alpha_a y_{a,i} + \sum_t \beta_t t_{t,i} + \sum_k \gamma_k x_{k,i} + \sum_j \delta_j q_{j,i} + \lambda c_i + \epsilon_i$$

where $q_{j,i}$ is the set of neighborhood dummies and c_i is an indicator of the local school quality.

In this model, school and neighborhood characteristics might be correlated with unobservable variables, but not with the flat's structural characteristics. Under this assumption, hedonic coef-

¹We used geographic and price criteria to define the 18 zones, from the 80 administrative districts of Paris. Zones do not necessarily correspond to the 20 *arrondissements* of Paris.

ficients will not be biased and the price and neighborhood effects can be estimated later when matching sales across boundaries.

This first hedonic regression stage is necessary in our matching estimation strategy. If we wanted to control directly for the structural characteristics of the dwelling in the matching model, we would have to include the set of all the interactions between the control variables for each zone, because the matching model is estimated in differences. In addition, the coefficients would be identified only for the sample of houses close to school attendance boundaries.

TAB. B.1 – Regressions results - Example of hedonic regression for Zone 1 (*arrondissements* 1 to 4). School years 1997-2003.

Dependent variable : log of housing price ^a		
Variable	Coefficient	(Std. Err)
Intercept	8.458	(0.019)
<i>Age of Building</i>		
Unknown	0.020	(0.009)
Before 1850	0.063	(0.007)
1850-1913	ref.	
1914-1947	-0.003	(0.012)
1948-1969	0.022	(0.015)
1970-1980	0.097	(0.023)
After 1981	0.061	(0.025)
<i>Bathrooms</i>		
No bathroom	-0.167	(0.007)
1 bathroom	ref.	
2 bathrooms	0.067	(0.017)
<i>Garage</i>		
No garage	ref.	
1 garage	0.182	(0.024)
2 garages	0.205	(0.085)
<i>Floor</i>		
Ground floor	ref.	
First	0.046	(0.015)
Second	0.077	(0.014)
Third	0.085	(0.014)
Fourth or more with lift	0.081	(0.013)
Fourth or more without lift	0.054	(0.018)
<i>Number of rooms</i>		
One	-0.064	(0.008)
Two	ref.	
Three	0.029	(0.009)
Four	0.073	(0.012)
Five or more	0.032	(0.015)
<i>Room size</i>		
Small	0.016	(0.007)
Average	ref.	
Large	0.036	(0.009)
Maid's room	0.068	(0.020)
Number of sales	10,338	

^aRegressions include year and term fixed effects.

Annexe C

Législation et Barème de calcul des aides à la personne

C.1 Calcul des allocations logement en secteur locatif non conventionné

C.1.1 Historique des aides au logement avant 1984

Il existe deux types d'allocations logement : l'allocation de logement familiale (ALF) et l'allocation de logement sociale ou à caractère social (ALS)¹. Ces allocations sont destinées aux ménages locataires comme aux ménages accédant à la propriété mais nous nous limiterons ici au secteur locatif. Un troisième type d'aide, l'Aide personnalisée au logement, est créée en 1977 pour les logements conventionnés.

C.1.1.1 L'allocation de logement familiale (ALF)

L'allocation de logement à caractère familial est créée par la loi n°48-1360 du 1er septembre 1948 sur la réforme du régime des loyers et la circulaire n°119 SS du 20 mai 1949 (JO du 11 juin 1949) pour l'application.

Deux objectifs sont visés :

1. Compenser, dans une certaine mesure, les hausses de loyer autorisées dans le parc existant et la libéralisation des loyers pour les logements neufs prévues par la Loi de 1948.
2. Permettre aux familles de se loger dans des conditions satisfaisantes de peuplement et de salubrité.

Pour prétendre aux bénéfices des allocations de logement, les bénéficiaires doivent remplir différentes conditions :

1. Consacrer au loyer un pourcentage minimum de ressources.
2. Avoir un logement répondant à certaines conditions minima de salubrité et de peuplement.
3. Avoir des ressources inférieures à un plafond.

Pour bénéficier de cette allocation, il faut alors :

1. Avoir au moins deux enfants à charge (ouvrant droit aux prestations familiales),

¹Les articles du Code de la Sécurité Sociale correspondant aux allocations logement sont les articles L.831-1 à L.851-1 ainsi que R.380-1 et R.815-25 à R.852-2, D.542-3 à D.542.32, D.831-1 à D.832-1 et pour les DOM TOM aux articles L.755-10-1 et L.755-21 ainsi que D.755-12 à D.755-37. Les articles communs aux différentes prestations familiales sont les articles L.511-1 à L.553-4.

2. Etre salarié ou travailleur indépendant des professions non agricoles ou appartenir à certaines catégories de la population non actives (en cas de chômage, maladie, accident du travail, décès), ainsi que les femmes seules, les veuves et les titulaires de certaines pensions et les personnes dans l'impossibilité d'exercer une activité professionnelle.

La loi n°49-1048 (JO du 4 août 1949) étend le bénéfice de l'aide au logement à toute personne bénéficiaire de prestations familiales ou du salaire unique² (jeunes ménages sans enfants bénéficiant du salaire unique, ménages ayant un enfant et bénéficiant du salaire unique), ou des allocations prénatales.

C.1.1.2 L'allocation de logement sociale (ALS)

L'allocation de logement à caractère social est créée par la Loi n° 71-582 du 16 juillet 1971 (p. 7061, JO du 17 juillet 1971), et les décrets D. 72-526 et D. 72-527 du 29 juin 1972 (p. 6706, JO du 30 juin 1972).

L'objectif de cette loi est, pour certaines catégories de personnes de réduire à un niveau compatible avec leurs ressources la charge de loyer ou de mensualité de remboursement du logement qu'elles occupent.

Peuvent bénéficier de l'allocation de logement sous réserve de payer un loyer minimum, compte tenu de leurs ressources :

1. Les personnes âgées d'au moins 65 ans ou d'au moins 60 ans en cas d'inaptitude au travail ;
2. Les personnes atteintes d'une infirmité.
3. Les personnes âgées de moins de 25 ans exerçant une activité salariée et qui occupent un logement indépendant des logements de leurs ascendants

Le versement de l'allocation de logement est soumis à des conditions de peuplement, de salubrité et d'occupation.

C.1.2 Les bénéficiaires des aides au logement depuis 1984

C.1.2.1 Les bénéficiaires de l'ALF depuis 1984

Le champ d'application des bénéficiaires de l'ALF (étendu en dernier lieu par la loi n° 72-8 du 3 janvier 1972) comprend les ménages qui :

- perçoivent l'une des prestations familiales
- n'ont pas droit aux prestations familiales mais ont un enfant à charge, âgé au maximum de moins de 20 ans,
- sont mariés depuis moins de cinq ans (si le mariage a eu lieu avant que l'un ou l'autre des conjoints aient atteint 40 ans),
- ont à charge un ascendant âgé de plus de 65 ans ou de 60 ans en cas d'inaptitude au travail,
- ont à charge un descendant, un ascendant ou un collatéral au deuxième ou au troisième degré infirme à 80 %. Pour ces deux dernières catégories le parent ne doit pas disposer de ressources supérieures au plafond prévu pour l'attribution du Fonds Solidarité Vieillesse.

C.1.2.2 Les bénéficiaires de l'ALS depuis 1984

Le champ d'application des bénéficiaires de l'ALS en 1984 concerne :

1. les personnes âgées de plus de 65 ans ou 60 ans en cas d'inaptitude au travail,
2. les personnes infirmes
3. les jeunes travailleurs salariés âgés de moins de 25 ans.

²Allocation créée en 1945 pour les femmes restant au foyer, supprimée en 1978 (à vérifier).

La loi L. 85-1403 du 30 décembre 1985, art. 83 étend l'ALS aux chômeurs de longue durée (application Décret n° 86-558 du 14 mars 1986 relatif à l'extension à certaines catégories de chômeurs de l'allocation de logement prévue au titre III du livre VIII du code de la sécurité sociale).

La loi L. 88-1088 du 1er décembre 1988, art. 44 étend l'ALS aux bénéficiaires du revenu minimum d'insertion (RMI).

A partir de 1991 s'effectue le « bouclage des aides » : La loi de finances pour 1991 n°90-1168 du 29 décembre 1990 (art. 123) étend l'ALS aux personnes occupant un logement en Ile-de-France ou dans les DOM.

La loi de finances pour 1992 n° 91-1322 du 30 décembre 1991, art. 127 étend le bénéfice de l'allocation aux habitants des agglomérations de plus de 100000 habitants. La loi de finances pour 1993 L. 92-1376 du 30 décembre 1992, art. 125 généralise le droit à l'ALS. L'article L 831-2 du code de la sécurité sociale est ainsi modifié : « *Peuvent bénéficier de l'allocation de logement, sous réserve de payer un minimum de loyer compte tenu de leurs ressources, les personnes ne bénéficiant pas de l'allocation de logement prévue aux articles L. 542-1 et L.755-21 ou de l'aide personnalisée au logement prévue à l'article L.351-1 du code de la construction et de l'habitation* » .

C.1.3 Revenus pris en compte pour le calcul des aides

C.1.3.1 Les textes généraux

Les revenus pris en compte pour le calcul des aides sont « *les revenus nets catégoriels retenus pour l'établissement de l'impôt sur le revenu, après imputation de certaines déductions* » (article D 542-10 du Code de la Sécurité Sociale). Ce sont les revenus du ménage qui sont pris en compte, c'est-à-dire ceux du bénéficiaire et, s'il y a lieu, de son conjoint ou d'autres personnes vivant dans le même foyer.

Les revenus nets catégoriels sont les revenus propres à chaque catégorie socio-professionnelle affectés des abattements et déductions afférentes à chacune de ces catégories. Les principaux abattements et déductions sont les suivants :

- Pour les salariés, l'abattement est de 10 % (pour frais professionnels) puis 20 %, soit un abattement total de 28 %.
- Pour les retraités, l'abattement est de 20 % uniquement.
- Pour les professions libérales, la déduction est de 20 % sur les bénéfices.
- Les Minima sociaux (Revenu minimum d'insertion (RMI), Allocation de Parent Isolé (API), l'Allocation aux Adultes Handicapés (AAH), minimum vieillesse) sont exonérés donc il ne faut pas les prendre en compte pour le calcul de l'allocation.
- Les allocations chômage sont en général imposées sauf cas particuliers. Un abattement forfaitaire de 30 % est effectué.

C.1.3.2 Les abattements spécifiques pour le calcul des aides chaque année d'enquête

C.1.3.2.1 Les charges déductibles. Les charges déductibles sont limitées par les textes. Seuls peuvent être déduits :

1. Les frais de garde des enfants, dans la limite de 5000 F par enfant âgé de moins de 7 ans,
2. Les pensions alimentaires
3. L'abattement pour personne âgée ou invalide.

C.1.3.2.2 Abattements sur les ressources de certaines personnes. Il est prévu un abattement fixé chaque année par décret sur les ressources de certaines personnes vivant au foyer et qui sont :

- Les enfants de l'allocataire ou de son conjoint
- Les ascendants de l'allocataire ou de son conjoint de plus de 65 ans (ou 60 ans dans certaines circonstances)

- Les grands infirmes

Il est aussi prévu un abattement sur les ressources de l'année d'imposition lorsque les deux conjoints ont exercé une activité. Cet abattement a été fixé à 500 F depuis le 1er juillet 1992.

C.1.3.2.3 Abattement pour les personnes seules. Un abattement forfaitaire est opéré en faveur des personnes seules qui assument la charge d'un ou plusieurs enfants ou personnes.

C.1.3.2.4 Evaluation des ressources en cas d'absence des ressources. Il est procédé à une évaluation des ressources égale à 12 fois le salaire mensuel au mois de l'ouverture du droit s'il s'agit d'un salarié et sur la base de 2 028 fois le SMIC horaire s'il s'agit d'un ETI. Pour les étudiants, un décret fixe le montant de ressources minimum dont il est tenu compte pour le calcul de l'aide.

C.1.3.3 Le calcul en pratique

Deux caractéristiques sont particulièrement importantes :

- Le nombre de personnes vivant dans le ménage et leur lien avec le bénéficiaire. Pour cela, il faut combiner la variable type de ménage avec celle du nombre de personnes dans le ménage.
- Le statut d'occupation (salarié, inactif, ...) et le type de revenu pour chaque personne.

C.1.4 Le calcul des aides dans le secteur locatif de 1984 à 2001

Le montant de l'AL est obtenu par application de la formule :

$$AL = K[(L + C) - L_0]$$

K est le coefficient de prise en charge de la différence entre le loyer réel plafonné, majoré du forfait de charges, et le loyer minimum. Il est fonction du revenu et du nombre de personnes à charge.

L est le loyer réel pris en compte dans la limite d'un plafond variable en fonction de 3 zones géographiques et du nombre de personnes à charge. L_0 est le loyer minimum que la famille doit consacrer à son logement ; il est fonction du revenu et du nombre de personnes à charge.

C est une majoration forfaitaire mensuelle de charges. Elle s'ajoute systématiquement à L et ceci même quand L est égal au plafond.

C.1.4.1 Calcul du coefficient K

$$K = 0,9 \frac{\text{Ressources}}{A \times N}$$

Le coefficient A est déterminé comme mentionné dans le tableau C.1.

TAB. C.1 – Evolution de la valeur du coefficient A

01/07/1984	01/07/1985	01/07/1986	01/07/1987	01/07/1988	01/07/1989	01/07/1990
133665	139680	143032	146608	90076	92598	95654
01/07/1991	01/07/1992	01/07/1994	01/07/1997	01/07/1998	01/07/1999	01/07/2000
98524	101184	102702	104653	105804	106439	106971

Le tableau C.2 représente l'évolution du nombre de parts N .

La définition des enfants à charge des CAF n'est pas la même que la définition fiscale. En 1992, ce sont les enfants de la personne ou de son conjoint qui ont :

TAB. C.2 – Evolution du nombre de parts N

	01/07/1972	01/07/1974	01/07/1985	01/07/1988	01/07/1992
Type de famille	N	N	N	N	N
Personne seule	0,8	0,8	0,7	1,2	1,2
Ménage sans enfants	1	1	0,9	1,5	1,5
Ménage/personne avec un enfant	1,5	1,4	1,4	2,3	2,5
Ménage/personne avec 2 enfants	2	1,8	1,8	3	3
Ménage/personne avec 3 enfants	2,5	2,2	2,2	3,7	3,7
Ménage/personne avec 4 enfants	3	2,6	2,6	4,3	4,3
Par enfant ou personne supp.	0,5	0,4	0,4	0,5	0,5

- Moins de 18 ans s'ils sont inactifs³
- Moins de 20 ans s'ils sont étudiants, élèves ou apprentis sous contrat.

C.1.4.2 Détermination du montant des loyers plafonds en location

Les loyers plafond dépendent de la composition de la famille et depuis 1989 de la zone de localisation du logement. Les zones sont déterminées par arrêté⁴. Les communes en zone I sont Paris, tout le département des Hauts-de-Seine (92), de Seine-Saint-Denis (93) et du Val-de-Marne (94) et un certain nombre de communes de Seine-et-Marne (77), des Yvelines (78) et du Val d'Oise (95), qui correspondent aux communes de l'agglomération parisienne.

La zone II comprend toutes les autres communes d'Ile de France et toutes les communes qui appartiennent à une agglomération de plus de 100 000 habitants. Elle comprend aussi la Corse et les DOM⁵. La zone III comprend toutes les communes qui ne figurent ni en zone I ni en zone II.

Les coefficients sont revalorisés par arrêté (cf. liste en fin d'annexe). Un barème spécial s'applique aux personnes en résidence ou en foyer. Le loyer plafond pris en compte pour les colocataires est égal à 75 % du loyer plafond de la zone. Pour les chambres, on retient 90 % du loyer plafond⁶.

C.1.4.3 Montant du forfait pour charges C

Ce montant s'ajoute systématiquement au calcul, c'est-à-dire à la valeur L . Le forfait pour charge, qui dépend de la composition du logement est fixé par arrêté en même temps que les loyers plafond et il est indépendant de la zone. Il existe un barème spécial pour les colocataires.

³Cette définition a été modifiée au cours des années 1990. C'est en juillet 1990 qu'a débuté le relèvement progressif de la limite d'âge pour les enfants « inactifs » : de 17 à 18 ans en juillet 1990, de 18 à 19 ans en janvier 1998, 19 à 20 ans en janvier 1999, sachant que l'âge limite des enfants en poursuite d'études était toujours fixé à 20 ans. Par ailleurs, l'âge limite est passé de 20 à 21 ans en janvier 2000 pour les seules aides au logement et le complément familial.

⁴En pratique, pour calculer les aides à partir des enquêtes logement, il faut faire une approximation des zones, car les variables géographiques présentes dans les enquêtes ne sont pas aussi précises.

⁵Cf JACQUOT, A., note de la direction de la recherche, des prévisions et de statistiques de la CNAF, 11 juin 2001 : « Dérivées partielles du montant d'aide par rapport aux ressources, au loyer et au nombre d'enfants dans le nouveau barème des aides au logement dans le secteur locatif »

⁶En pratique, les enquêtes logement ne permettent pas toujours de repérer ces situations de logement.

C.1.4.4 Détermination du montant du loyer minimum mensuel

Le montant annuel que la famille doit consacrer à son logement est calculé en décomposant le montant des ressources de la famille en 5 tranches de revenus et en appliquant à chacune d'elles le taux correspondant. Les limites de chaque tranche varient en fonction de la composition du ménage. Le montant mensuel s'obtient donc comme suit :

Du 1er juillet 1983 au 30 juin 1986 :

$$L_0 = \frac{(0\% \times R1 \times N + 15\% \times R2 \times N + 26\% \times R3 \times N + 36\% \times R4 \times N)}{12}$$

Tranches	R1		R2		R3		R4
Limites en Francs	Inférieur à...	De...	à...	De...	à...	Supérieur à...	
01/07/1983	6270	6270	12540	12540	25080	25080	
01/07/1984	6675	6675	13350	13350	26700	26700	

Du 1er juillet 1986 au 30 juin 1988 :

$$L_0 = \frac{(0\% \times R1 \times N + 15\% \times R2 \times N + 26\% \times R3 \times N + 36\% \times R4 \times N + 400)}{12}$$

Tranches	R1		R2		R3		R4
Limites en Francs	Inférieur à...	De...	à...	De...	à...	Supérieur à...	
01/07/1986	9500	9500	13671	13671	27342	27342	
01/07/1987	9738	9738	14013	14013	28026	28026	

Du 1er juillet 1988 au 30 janvier 2001 :

$$L_0 = \frac{(0\% \times R1 \times N + 3\% \times R2 \times N + 26\% \times R3 \times N + 29\% \times R4 \times N + 41\% \times R5 + X)}{12}$$

La détermination des tranches de revenus se fait en fonction du nombre N de parts du ménage qui correspond à la composition de la famille. Les bornes des différentes tranches sont données pour un $N^* = 1$ théorique. Pour obtenir les bornes selon la composition familiale, il faut multiplier les bornes par le nombre de parts du ménage.

Minimum forfaitaire de dépense de logement :

Lorsque le calcul est tel que la dépense nette $L+C-AL$ est inférieure à 100 francs, l'AL est diminuée de façon à ce que la dépense nette minimale soit égale à 100 francs.

Seuil de non versement de l'AL : le seuil de non versement de l'AL est 100 francs.

C.1.5 Le calcul de l'allocation de logement depuis la réforme de 2001 (Décret n° 2000-1269 du 26 décembre 2000)

Cette réforme avait deux objectifs :

- Harmoniser les barèmes des allocations de logement avec ceux des APL, ces derniers étant en général plus « généreux » que ceux des AL.
- Rendre plus cohérente et plus juste la prise en compte des ressources en supprimant les différences entre revenus du travail et transferts sociaux. Le barème en vigueur, plus favorable aux titulaires de minima sociaux, pouvait désinciter à la reprise d'activité.

Le nouveau barème commun aux AL et à l'APL reprend la formule établie pour les APL :

$$Aide = L + C - P_P$$

L est le loyer réel, pris en compte dans la limite d'un loyer plafond, C est le forfait pour charges et P_P représente la participation personnelle à la dépense de logement.

Le paramètre P_P de participation personnelle est obtenu par la formule suivante :

$$P_P = P_0 \times R_P$$

Où :

P_0 représente la participation minimale et est égale à la plus élevée des deux valeurs suivantes : 8,5 % de la dépense de logement plafonnée ($L + C$) ou 175 francs.

$$P_0 = \text{Max}\{0,085 \times (L + C); 175\}$$

T_P représente le taux de participation personnelle exprimé en pourcentage, calculé selon la formule :

$$T_P = T_F + T_L$$

T_F est un taux fonction de la taille du ménage et T_L un taux complémentaire.

R_P est égal à la différence entre les ressources du bénéficiaire et un montant forfaitaire R_0 :

$$R_P = \text{Ressources} - R_0$$

Détermination des paramètres annexes

Valeurs de T_F au 1^{er} janvier 2001.

Modalités de calcul de T_L . T_L se calcule à partir du rapport R_L :

$$R_L = \frac{L}{\text{Loyer de référence}}$$

Où L est le montant du loyer réel, éventuellement plafonné et le Loyer de référence est égal au plafond de loyer de la zone II (en fonction de la composition de la famille).

Tranches	R1	R2	R3	R4	R5	X ^a			
Pourcentages	0	3	26	29	41				
Limites en Francs	Inférieur à	De	à	De	à	Supérieur à			
01/07/1988	5983	5983	8610	8610	11059	11059	17220	17220	400
01/07/1989	6151	6151	8851	8851	11369	11369	17702	17702	411
01/07/1990	6354	6354	9143	9143	11744	11744	18286	18286	425
01/07/1991	6545	6545	9417	9417	12096	12096	18835	18835	438
01/07/1992	6722	6722	9671	9671	12423	12423	19344	19344	450
01/07/1994	6823	6823	9816	9816	12609	12609	19634	19634	457
01/07/1997	6953	6953	10003	10003	12849	12849	20007	20007	466
01/07/1998	7029	7029	10113	10113	12990	12990	20227	20227	471
01/07/1999	7071	7071	10174	10174	13068	13068	20348	20348	474
01/07/2000	7106	7106	10225	10225	13133	13133	20450	20450	476

^aChiffre complémentaire.

Bénéficiaires	T_F (en pourcentage)
Isolé	3,08
Ménage sans enfant	3,31
Avec 1 enfant ou personne à charge	2,78
Avec 2 enfants ou personnes à charge	2,57
Avec 3 enfants ou personnes à charge	2,28
Avec 4 enfants ou personnes à charge	2,17
Par personne à charge supplémentaire	- 0,06

On obtient ensuite T_L par la formule suivante :

$$T_L = 0\% \times R_{L1} + 56\% \times R_{L2} + 85\% \times R_{L3}$$

Où

R_{L1} est la tranche de R_L inférieure à 0,45

R_{L2} est la tranche de R_L comprise entre 0,45 et 0,75

R_{L3} est la tranche de R_L supérieure à 0,75.

Modalités de calcul de R_0 et valeurs au 1^{er} janvier 2001. R_0 est calculé de la façon suivante :

$$R_0 = R_1 - R_2$$

Où R_1 représente un pourcentage du montant du RMI et R_2 représente un pourcentage de la base mensuelle de calcul des allocations familiales (BAMF).

Bénéficiaires	R_1 en % du RMI	R_2 en % de la BAMF
Isolé	88 %	-
Ménage sans enfant	126 %	-
1 enfant ou personne à charge	150,3 %	-
2 enfants ou personnes à charge	150,3 %	32 %
Majoration par personne à charge supplémentaire	40 %	41 %

Le résultat $R_1 - R_2$ est multiplié par 12 et affecté des abattements fiscaux applicables aux salariés. En pratique, les valeurs du forfait peuvent être calculées, et le tableau en fin d'annexe donne les valeurs jusqu'au premier janvier 2002.

Barème de calcul des aides à la personne

TAB. C.4: Modification des barèmes

TEXTES	Début d'application	Fin d'application
D. 72-533 du 29 juin 1972 (Calcul ALF et ALS)	1 ^{er} juillet 1972	30 juin 1974
Arr. 29 juin 1972 (loyers plafonds ALF)	1 ^{er} juillet 1972	30 juin 1974
D. 72-527 du 29 juin 1972 (loyers plafond ALS)	1 ^{er} juillet 1972	30 juin 1974
D. 74-162 du 26 février 1974 (Majoration exceptionnelle (100 F) pour ALS)	mars 1974 uniquement	
Majoration exceptionnelle (100 F) pour le mois de mars 1974 aux familles bénéficiant de l'ALF. - D. 74-161 du 26 février 1974.	mars 1974 uniquement	
D. 74-377 du 3 mai 1974 (Calcul ALF et ALS)	1 ^{er} juillet 1974	30 juin 1975
D. 74-378 du 3 mai 1974 Calcul ALS)	1 ^{er} juillet 1974	30 juin 1975
Arr. 3 mai 1974 (loyers plafond ALF et ALS)	1 ^{er} juillet 1974	30 juin 1975
D. 75-546 du 30 juin 1975 (actualisation barème ALF et ALS)	1 ^{er} juillet 1975	30 juin 1976
D. 75-547 du 30 juin 1975 (logements foyer ALS)	1 ^{er} juillet 1975	30 juin 1976
Arr. 30 juin 1975 (loyers plafond ALS et ALF)	1 ^{er} juillet 1975	30 juin 1976
D. 76-668 du 16 juillet 1976 (actualisation barème ALF et ALS)	1 ^{er} juillet 1976	30 juin 1977
D. 76-669 du 19 juillet 1976 (logements foyer ALS)	1 ^{er} juillet 1976	30 juin 1977
Arr. 19 juillet 1976 (loyers plafond ALS et ALF)	1 ^{er} juillet 1976	30 juin 1977
D. 77-702 du 30 juin 1977 (actualisation barème ALF et ALS)	1 ^{er} juillet 1977	30 juin 1978
D. 77-703 du 30 juin 1977 (logements foyer ALS)	1 ^{er} juillet 1977	30 juin 1978
Arr. 30 juin 1977 (loyers plafond ALS et ALF)	1 ^{er} juillet 1977	30 juin 1978
D. 78-751 du 13 juillet 1978 (actualisation barème ALF et ALS)	1 ^{er} juillet 1978	30 juin 1979
D. 78-752 du 13 juillet 1978 (logements foyer ALS)	1 ^{er} juillet 1978	30 juin 1979
Arr. 13 juillet 1978 (loyers plafond ALS et ALF)	1 ^{er} juillet 1978	30 juin 1979
D. 79-573 du 3 juillet 1979 (actualisation barème ALF et ALS)	1 ^{er} juillet 1979	30 juin 1980
D. 79-574 du 3 juillet 1979 (logements foyer ALS)	1 ^{er} juillet 1979	30 juin 1980
Arr. 3 juillet 1979 (loyers plafond ALS et ALF) Majoration exceptionnelle aux ménages	1 ^{er} juillet 1979	30 juin 1980

Suite page suivante

Tab. C.4 – suite de la page précédente

TEXTES	Début d'application	Fin d'application
bénéficiaire	Janvier 1980 uniquement	
d'une allocation de logement		
- D. 79-1124 du 19 décembre 1979.		
D. 80-588 du 28 juillet 1980 (actualisation barème ALF et ALS)	1 ^{er} juillet 1980	30 juin 1981
D. 80-589 du 28 juillet 1980 (logements foyer ALS)	1 ^{er} juillet 1980	30 juin 1981
Arr. 28 juillet 1980 (loyers plafond ALS et ALF)	1 ^{er} juillet 1980	30 juin 1981
D. 81-684 du 30 juin 1981 (actualisation barème ALF et ALS)	1 ^{er} juillet 1981	30 novembre 1981
D. 81-685 du 30 juin 1981 (logements foyer ALS)	1 ^{er} juillet 1981	30 novembre 1981
Arr. 30 juin 1981 (loyers plafond ALS et ALF)	1 ^{er} juillet 1981	30 novembre 1981
D. 81-1070 du 30 novembre 1981 (actualisation barème ALF et ALS)	1 ^{er} décembre 1981	30 juin 1982
D. 81-1071 du 30 novembre 1981 (logements foyer ALS)	1 ^{er} décembre 1981	30 juin 1982
Arr. 30 novembre 1981 (loyers plafond ALS et ALF)	1 ^{er} décembre 1981	30 juin 1982
D. 82-713 du 13 août 1982 (actualisation barème ALF et ALS)	1 ^{er} juillet 1982	30 juin 1983
D. 82-714 du 13 août 1982 (logements foyer ALS)	1 ^{er} juillet 1982	30 juin 1983
Arr. 13 août 1982 (loyers plafond ALS et ALF)	1 ^{er} juillet 1982	30 juin 1983
D. 83-638 du 12 juillet 1983 (actualisation barème ALF et ALS)	1 ^{er} juillet 1983	30 juin 1984
D. 83-639 du 12 juillet 1983 (logements foyer ALS)	1 ^{er} juillet 1983	30 juin 1984
Arr. 12 juillet 1983 (loyers plafond ALS et ALF)	1 ^{er} juillet 1983	30 juin 1984
D. 84-854 du 21 septembre 1984 (actualisation barème ALF et ALS)	1 ^{er} juillet 1984	30 juin 1985
D. 84-855 du 21 septembre 1984 (logements foyer ALS)	1 ^{er} juillet 1984	30 juin 1985
Arr. 21 septembre 1984 (loyers plafond ALS et ALF)	1 ^{er} juillet 1984	30 juin 1985
D. 85-960 du 11 septembre 1985 (actualisation barème ALF et ALS)	1 ^{er} juillet 1985	30 juin 1986
Arr. du 11 septembre 1985 (loyers plafond ALS et ALF)	1 ^{er} juillet 1985	30 juin 1986
D. 86-1091 du 8 octobre 1986 (actualisation barème ALF et ALS)	1 ^{er} juillet 1986	30 juin 1987
Décret n° 86-559 du 14 mars 1986 (logements foyer ALS)	1 ^{er} juillet 1986	30 juin 1987
Arr. du 8 octobre 1986 (loyers plafond ALS et ALF)	1 ^{er} juillet 1986	30 juin 1987
D. 87-611 du 31 juillet 1987 (actualisation barème ALF et ALS)	1 ^{er} juillet 1987	30 juin 1988
Arr. du 31 juillet 1987	1 ^{er} juillet 1987	30 juin 1988

Suite page suivante

Tab. C.4 – suite de la page précédente

TEXTES	Début d'application	Fin d'application
(loyers plafond ALS et ALF)		
D. 88-569 du 4 mai 1988	1 ^{er} juillet 1988	30 juin 1989
(déductions sur ressources)		
Décret n° 88-1071 du 29 novembre 1988	1 ^{er} juillet 1988	30 juin 1989
(actualisation barème ALF et ALS)		
Arr. du 29 novembre 1988	1 ^{er} juillet 1988	30 juin 1989
(loyers plafond ALS et ALF)		
D. 88-1113 du 12 décembre 1988	1 ^{er} juillet 1988	30 juin 1989
(déduction du RMI du décompte des ressources)		
D. 89-831 du 10 novembre 1989	1 ^{er} juillet 1989	30 juin 1990
(actualisation barème ALF et ALS)		
Arr. du 10 novembre 1989	1 ^{er} juillet 1989	30 juin 1990
(loyers plafond ALS et ALF)		
D. 90-499 et 90-500 du 21 juin 1990		
(conditions d'attribution et ressources)		
D. 90-945 du 24 octobre 1990	1 ^{er} juillet 1990	30 juin 1991
(actualisation barème ALF et ALS)		
Arr. du 24 octobre 1990	1 ^{er} juillet 1990	30 juin 1991
(loyers plafond ALS et ALF)		
Arr. du 12 avril 1991	1 ^{er} janvier 1991	30 juin 1991
(forfait ressources)		
Arr. du 8 novembre 1991	1 ^{er} juillet 1991	30 juin 1992
(loyers plafond ALS et ALF)		
D. 91-1159 du 8 novembre 1991	1 ^{er} juillet 1991	30 juin 1992
(actualisation barème ALF et ALS)		
D. 92-1015 du 23 septembre 1992	1 ^{er} juillet 1992	30 juin 1994
(revalorisation allocations logement)		
Arr. du 23 septembre 1992	1 ^{er} juillet 1992	30 juin 1994
(loyers plafond ALS et ALF)		
L. 93-859 du 22 juin 1993, art. 41		
(reconduction barèmes jusqu'au 30/06/1994)		
D. 94-982 du 14 novembre 1994	1 ^{er} juillet 1994	30 juin 1997
(revalorisation allocations logement)		
Arr. du 14 novembre 1994	1 ^{er} juillet 1994	30 juin 1997
(loyers plafond ALS et ALF)		
D. 97-831 du 10 septembre 1997	1 ^{er} juillet 1997	30 juin 1998
(revalorisation allocations logement)		
Arr. du 10 septembre 1997	1 ^{er} juillet 1997	30 juin 1998
(loyers plafond ALS et ALF)		
D. 98-813 du 11 septembre 1998	1 ^{er} juillet 1998	30 juin 1999
(revalorisation allocations logement)		
Arr. du 11 septembre 1998	1 ^{er} juillet 1998	30 juin 1999
(loyers plafond ALS et ALF)		
D. 99-539 du 28 juin 1999	1 ^{er} juillet 1999	30 juin 2000
(revalorisation allocations logement)		
Arr. du 28 juin 1999	1 ^{er} juillet 1999	30 juin 2000
(loyers plafond ALS et ALF)		
D. 2000-750 du 1 ^{er} août 2000	1 ^{er} juillet 2000	30 décembre 2000
(revalorisation allocations logement)		
Arr. du 1 ^{er} août 2000	1 ^{er} juillet 2000	30 décembre 2000
(loyers plafond ALS et ALF)		

Suite page suivante

Tab. C.4 – suite de la page précédente

TEXTES	Début d'application	Fin d'application
D. 2000-1269 du 26 décembre 2000 harmonisation des formules de calcul des AL et de l'APL	1 ^{er} janvier 2001	
D. 2001-698 du 31 juillet 2001	1 ^{er} juillet 2001	

TAB. C.3 – Textes législatifs sur les allocations logement

LOCATAIRES DU SECTEUR PRIVÉ	Objet	Applications
L. 90-449 du 31 mai 1990	Mise en oeuvre du droit au logement (Création d'un fonds de solidarité et extension de la procédure du tiers payant)	
ALLOCATION DE LOGEMENT À CARACTÈRE FAMILIAL		
L. 48-1360 du 1 ^{er} septembre 1948	Création de l'ALF	Circulaire n°119 SS du 20 mai 1949
L. 49-1048	Extension bénéficiaires	
L. 72-8 du 3 janvier 1972	Extension bénéficiaires	D. 72-533 du 29 juin 1972
ALLOCATION LOGEMENT SOCIAL		
L. 71-582 du 16 juillet 1971	Création de l'ALS	D. 72-526 et D. 72-527 du 29 juin 1972
L. 85-1403 du 30 décembre 1985, art. 83	Extension aux chômeurs longue durée	D. n° 86-558 du 14 mars 1986
L. 88-1088 du 1 ^{er} décembre 1988	Extension aux bénéficiaires RMI	
L. 90-1168 du 29 décembre 1990	Extension ALS	
art. 123 finances pour 1991	aux personnes occupant un logement en Île-de-France ou dans les DOM	
L. 91-1322 du 30 décembre 1991, art. 127	Extension du bénéfice de l'allocation aux habitants des agglomérations de plus de 100000 habitants	
L. 92-1376 du 30 décembre 1992, art. 125	Généralisation	

Annexe D

Le calcul des allocations théoriques

D.1 La méthode utilisée pour le calcul des allocations théoriques

Les données nécessaires au calcul des allocations théoriques sont le revenu imposable de l'année précédente, le nombre de personnes à charge ainsi que le loyer. Les enquêtes Logement nous permettent d'estimer le revenu imposable de l'année en cours mais pas celui de l'année précédente et nous utilisons le revenu imposable de l'année en cours déflaté comme approximation. Nous allons donc inclure dans les bénéficiaires d'aides des ménages qui ont subi une perte de revenu récente mais qui ne reçoivent pas encore l'aide et inversement exclure ceux qui reçoivent l'aide alors que leurs revenus actuels sont supérieurs aux valeurs d'exclusion de l'allocation. Il faut ajouter que la variable de revenu imposable calculée à partir des enquêtes Logement est très imparfaite, car elle ne prend en compte que des catégories très agrégées de revenu et qu'elle n'inclut pas les éventuels abattements pour raisons particulières qui pourraient concerner certains ménages. Le nombre de personnes à charge peut-être assez bien estimé avec les données des Enquêtes Logement, sauf pour quelques situations atypiques (par exemple les ménages s'occupant d'une personne handicapée)¹. Enfin, le loyer pris en compte est celui qui est déclaré par les ménages, qui peuvent faire des erreurs dans leurs déclarations².

De plus pour les années antérieures à la réforme de l'extension des aides, il faut reconstituer les critères ouvrant droit aux aides, ce qui n'est pas toujours entièrement possible. Par exemple, les chômeurs de longue durée deviennent bénéficiaires potentiels de l'ALS à partir de 1985. Or il n'est pas possible dans l'Enquête Logement de repérer les chômeurs de longue durée : on a choisi dans ce cas de considérer que tous les chômeurs étaient des bénéficiaires potentiels de l'ALS.

Enfin il faut ajouter que ces simulations sont faites sur la base du barème des allocations logement uniquement, sans tenir compte du barème des APL, car il n'est pas possible de savoir précisément quels sont les ménages qui ont droit à cette aide. En effet, même s'il existe dans les enquêtes logement une question sur le conventionnement du logement qui devrait nous renseigner sur le type d'aide auquel les ménages peuvent prétendre, les réponses ne sont pas fiables et la variable correspondante est en pratique inutilisable. Cependant ce problème n'est pas important ici dans la mesure où le conventionnement des logements et donc l'APL concerne essentiellement le parc social et très peu

¹Nous n'avons pas non plus pris en compte les restrictions de revenu s'appliquant aux personnes à charge (pour être considérés comme à charge, les enfants et les ascendants de plus de 65 ans ne doivent pas avoir un revenu supérieur à une certaine limite. Nous n'avons pas tenu compte de cette restriction à cause des limites des données individuelles de revenu et nous avons compté comme étant à charge tous les enfants et les ascendants dans la limite d'âge indiquée.

²Il semble par exemple que certains ménages recevant l'aide avec la procédure du tiers payant (où l'aide est directement déduite du loyer) déclarent ne pas recevoir d'aide et indiquent comme montant du loyer le montant du loyer après déduction de l'aide.

le parc privé. Comme on s'intéresse ici uniquement au secteur privé pour mesurer l'effet des aides sur les loyers, on peut appliquer uniquement les barèmes des allocations logement sans que cela n'introduise un biais.

D.2 La comparaison des allocations théoriques et déclarées

Pour avoir une première idée de la qualité des estimations, il est intéressant de comparer les bénéficiaires d'allocations théoriques et déclarées. En moyenne sur la population des ménages locataires du secteur privé, le pourcentage théorique de bénéficiaires coïncide avec le pourcentage calculé à partir des déclarations des ménages (sauf en 1984 où il y a un écart de 16%).

Dans le détail, quand on ventile le pourcentage de bénéficiaires par quartile de revenu (cf. tableau 8), on constate que le pourcentage théorique de bénéficiaires est plus élevé que le pourcentage déclaré pour les ménages pauvres mais que c'est l'inverse qui prévaut quand le revenu des ménages augmente. Cette tendance va en s'accroissant au cours de la période. Ainsi en 2002, les calculs théoriques prédisent que 94% des ménages du premier quartile du secteur privé devraient recevoir une aide au logement alors que seulement 74% déclarent en recevoir une. Ces chiffres sont respectivement de 13% et 22% pour les ménages du troisième quartile. Pour le premier quartile, cette différence entre bénéficiaires théoriques et déclarés semble s'expliquer plus par des erreurs de déclaration que par un non recours. Il existe toujours quelques ménages qui ne demandent pas l'aide alors qu'ils pourraient en bénéficier, mais ce taux de non recours est en général beaucoup plus faible que les chiffres trouvés ici. Il est donc vraisemblable qu'un certain nombre de ménages qui reçoivent l'aide selon la procédure du tiers payant aient déclaré ne pas en recevoir dans l'enquête.

TAB. D.1 – Comparaison des allocations théoriques et déclarées

RÉCEPTION D'UNE ALLOCATION		1 ^{er}	2 ^e	3 ^e	4 ^e	Total
		quartile	quartile	quartile	quartile	
1984	déclaré	0,43	0,33	0,21	0,07	0,26
	théorique	0,59	0,46	0,19	0,02	0,31
1988	déclaré	0,42	0,33	0,20	0,05	0,25
	théorique	0,58	0,32	0,10	0,01	0,26
1992	déclaré	0,54	0,35	0,22	0,05	0,29
	théorique	0,78	0,39	0,16	0,01	0,34
1996	déclaré	0,71	0,42	0,27	0,07	0,37
	théorique	0,92	0,38	0,17	0,02	0,37
2002	déclaré	0,74	0,40	0,22	0,06	0,36
	théorique	0,94	0,34	0,13	0,01	0,36

SOURCE : Calculs de l'auteur d'après les enquêtes Logement - INSEE.

Dans ce cas, il devient presque surprenant que les chiffres sur la population totale des locataires coïncident : on s'attendrait à ce que le calcul théorique donne un nombre de bénéficiaires plus élevé que celui qui apparaît d'après les déclarations de l'enquête logement. Un tel résultat serait cohérent avec les chiffres de la CNAF, qui sont plus élevés que ceux trouvés dans l'enquête logement. Ainsi, l'INSEE a calculé que les trois dernières enquêtes Logement sous estiment le nombre de bénéficiaires d'aides au logement en métropole d'environ 20%. D'après nos calculs sur les locataires uniquement,

le nombre bénéficiaires d'aides au logement en location est de 4,04 millions dans l'enquête logement 2001 – 2002 (réalisée entre le dernier trimestre 2001 et le premier trimestre 2002) alors que les statistiques CNAF en dénombrent 4,68 millions au 31 décembre 2001 (soit une sous estimation de 13% des effectifs dans les enquêtes Logement).

Cette différence est en partie liée au fait que l'enquête Logement ne couvre pas tous les logements. En particulier, elle couvre très mal les logements foyers, manquant ainsi plus de 500000 bénéficiaires. Mais cette explication ne suffit pas à expliquer l'écart entre les chiffres de la CNAF et les estimations de l'EL. Il faut donc supposer que certains ménages se trompent dans leur déclaration aux enquêteurs sur la réception d'une allocation. Pour le secteur privé uniquement, il manque encore plus de bénéficiaires, si on se réfère aux chiffres du régime général (qui exclut les ménages agricoles, pris en charge par un régime spécial). Les statistiques de la CNAF donnent ainsi 2644 milliers de bénéficiaires du secteur privé pour le régime général fin 2001 (logements foyer exclus) alors qu'on n'en trouve que 1940 milliers dans l'enquête Logement soit un manque de plus de 700000 bénéficiaires (26%). Les calculs théoriques donnent un nombre de bénéficiaires assez proche du nombre déclaré dans les enquêtes Logement (à quelques dizaines de mille près).

Si nos calculs théoriques confirment que les chiffres des enquêtes semblent sous estimer les bénéficiaires pauvres, il est cependant plus problématique de trouver moins de bénéficiaires théoriques que déclarés parmi les ménages plus riches. Il est possible que les revenus pris en compte pour le calcul des aides aient été surestimés dans nos simulations, ce qui conduirait à exclure certains ménages plus aisés du champ des bénéficiaires. Cela pourrait aussi expliquer pourquoi les montants d'allocation théoriques sont en moyenne plus faibles que les montants déclarés. Il faut aussi ajouter que la mesure des revenus dans les enquêtes Logements n'est pas aussi précise que dans les enquêtes destinées à étudier cet aspect (comme les enquêtes revenus fiscaux) et que des erreurs de mesure sont possible. Cependant, comme nous nous restreignons aux ménages des deux premiers quartiles pour les régressions, l'emploi des simulations d'aides au logement théorique se justifie. En effet, le pourcentage de ménages des premiers quartiles recevant des aides théoriques semble correspondre relativement bien aux pourcentages effectifs.

Annexe E

Chapitre IV - Statistiques descriptives

TAB. E.1 – Tableau de statistiques descriptives pour les ménages locataires tous secteurs en fonction du quartile de revenu

	Quartiles	1973	1978	1984	1988	1992	1996	2002
Loyer annuel au mètre carré (euros de 2002)	1 ^{er}	36,3	36,7	46,4	60,1	68,3	79,9	83,0
	2 ^{ème}	42,9	40,7	46,4	56,1	62,7	65,4	72,9
	3 ^{ème}	42,5	38,0	45,0	54,4	61,8	65,1	70,6
	4 ^{ème}	51,3	45,4	53,5	64,5	74,6	74,1	80,7
	Ensemble	43,3	40,2	47,8	58,8	66,8	71,1	76,8
Loyer annuel (euros de 2002)	1 ^{er}	1399	1504	2008	2477	2883	3237	3447
	2 ^{ème}	2071	1993	2353	2880	3264	3484	3806
	3 ^{ème}	2401	2253	2721	3326	3780	4079	4308
	4 ^{ème}	3585	3419	4061	4853	5611	5757	6092
	Ensemble	2364	2292	2781	3383	3872	4139	4412
Surface du logement (mètre carré)	1 ^{er}	46,4	49,3	53,2	52,8	53,4	52,0	52,3
	2 ^{ème}	57,7	59,5	61,7	62,4	63,2	63,0	63,0
	3 ^{ème}	64,8	68,7	70,5	71,8	71,0	72,0	70,3
	4 ^{ème}	75,4	81,4	82,3	82,5	82,9	84,5	82,5
	Ensemble	61,1	64,7	66,9	67,3	67,5	67,9	67,0
Aide annuelle au mètre carré (euros de 2002)	1 ^{er}	3,1	7,5	15,9	17,4	25,1	34,4	36,3
	2 ^{ème}	3,7	4,7	9,0	9,6	12,1	13,6	16,4
	3 ^{ème}	3,5	3,6	5,8	6,4	7,2	8,7	8,0
	4 ^{ème}	1,4	1,4	1,7	2,2	1,9	2,7	2,7
	Ensemble	2,94	4,33	8,11	8,90	11,60	14,86	15,90
Pourcentage de bénéficiaires d'aide au logement	1 ^{er}	16%	35%	48%	49%	62%	75%	77%
	2 ^{ème}	22%	28%	38%	37%	41%	48%	48%
	3 ^{ème}	22%	25%	28%	28%	29%	35%	30%
	4 ^{ème}	10%	10%	11%	10%	8%	12%	11%
	Ensemble	17%	25%	31%	31%	35%	43%	42%
Revenu des ménages (euros de 2002)	1 ^{er}	7319	8180	8336	8582	8217	7323	7378
	2 ^{ème}	15352	15831	15316	15408	15152	14319	14226
	3 ^{ème}	22667	23368	22920	22813	22718	21732	21902
	4 ^{ème}	40418	41029	41668	40927	44012	39705	42781
	Ensemble	21436	22094	21993	21920	22381	20766	21553
Age moyen de la personne de référence	1 ^{er}	59	57	54	52	49	45	45
	2 ^{ème}	42	42	42	42	45	46	45
	3 ^{ème}	39	39	39	40	41	42	43
	4 ^{ème}	41	41	41	41	41	42	42
	Ensemble	45	45	44	44	44	44	44
Nombre de personnes du ménage	1 ^{er}	1,6	1,6	1,7	1,6	1,5	1,5	1,5
	2 ^{ème}	2,8	2,5	2,3	2,3	2,2	2,1	2,0
	3 ^{ème}	3,5	3,2	3,0	2,9	2,7	2,8	2,5
	4 ^{ème}	3,7	3,4	3,2	3,1	3,0	3,1	3,0
	Ensemble	2,9	2,7	2,6	2,4	2,4	2,3	2,3
Part des ménages habitant en milieu rural	1 ^{er}	17%	14%	12%	12%	11%	10%	9%
	2 ^{ème}	12%	11%	10%	9%	10%	11%	10%
	3 ^{ème}	10%	10%	10%	11%	11%	11%	11%
	4 ^{ème}	6%	6%	7%	7%	9%	11%	11%
	Ensemble	11%	10%	10%	10%	10%	11%	10%
Part dont la personne de référence est étudiante	1 ^{er}	2,9%	4,2%	3,9%	7,6%	12,2%	17,1%	18,3%
	2 ^{ème}	1,2%	1,2%	0,9%	1,1%	2,0%	2,0%	2,7%
	3 ^{ème}	0,4%	0,4%	0,3%	0,8%	0,6%	0,6%	0,4%
	4 ^{ème}	0,2%	0,1%	0,1%	0,2%	0,3%	0,3%	0,5%
	Ensemble	1,2%	1,5%	1,3%	2,4%	3,8%	5,0%	5,5%

Source : calculs de l'auteur d'après les enquêtes Logement - Insee

TAB. E.2 – Tableau de statistiques descriptives pour les ménages locataires du secteur privé en fonction du quartile de revenu

	Quartiles	1973	1978	1984	1988	1992	1996	2002
Loyer annuel au mètre carré (euros de 2002)	1 ^{er}	32,3	37,1	46,8	64,1	76,0	90,2	94,0
	2 ^{ème}	45,6	44,8	52,8	67,8	77,7	79,0	88,9
	3 ^{ème}	46,6	44,5	55,7	66,4	75,2	83,2	86,3
	4 ^{ème}	59,8	53,9	67,1	78,7	93,9	90,3	95,4
	Ensemble	45,9	45,1	55,5	69,2	80,7	85,7	91,1
Loyer annuel (euros de 2002)	1 ^{er}	1407	1626	2163	2705	3254	3593	3851
	2 ^{ème}	2318	2260	2662	3489	3945	4064	4434
	3 ^{ème}	2709	2629	3276	3967	4632	4943	5151
	4 ^{ème}	4343	4301	5160	6091	7289	7261	7380
	Ensemble	2682	2704	3311	4062	4773	4964	5204
Surface du logement (mètre carré)	1 ^{er}	49,7	51,8	54,4	52,0	53,3	50,2	49,2
	2 ^{ème}	59,0	61,2	61,7	62,8	61,5	61,4	60,1
	3 ^{ème}	65,5	68,5	69,0	71,1	71,7	70,7	70,4
	4 ^{ème}	78,9	87,2	85,6	86,3	87,0	88,6	85,8
	Ensemble	63,2	67,2	67,6	68,0	68,3	67,7	66,4
Aide annuelle au mètre carré (euros de 2002)	1 ^{er}	2,9	7,3	13,9	14,3	23,2	34,9	36,6
	2 ^{ème}	3,6	4,9	7,9	7,5	11,5	12,3	14,7
	3 ^{ème}	3,4	3,1	4,1	4,1	5,4	6,3	5,9
	4 ^{ème}	1,3	1,1	1,1	1,0	1,1	1,4	1,5
	Ensemble	2,8	4,1	6,8	6,8	10,4	13,7	14,7
Pourcentage de bénéficiaires d'aide au logement	1 ^{er}	0,14	0,31	0,43	0,39	0,54	0,71	0,74
	2 ^{ème}	0,18	0,26	0,33	0,31	0,35	0,42	0,40
	3 ^{ème}	0,19	0,19	0,21	0,19	0,22	0,27	0,22
	4 ^{ème}	0,08	0,08	0,07	0,05	0,05	0,07	0,06
	Ensemble	0,15	0,21	0,26	0,24	0,29	0,37	0,36
Revenu des ménages (euros de 2002)	1 ^{er}	7237	8158	8510	8837	8714	7223	7333
	2 ^{ème}	15533	16172	15962	16375	16398	14959	14845
	3 ^{ème}	23180	24197	24278	24705	24634	23237	23597
	4 ^{ème}	42760	44410	45740	46302	49529	45131	48157
	Ensemble	22020	23226	23555	24047	24744	22620	23480
Age moyen de la personne de référence	1 ^{er}	59	56	53	49	44	41	41
	2 ^{ème}	41	41	40	40	41	43	42
	3 ^{ème}	38	38	37	38	38	39	41
	4 ^{ème}	40	40	40	40	40	41	41
	Ensemble	44	44	42	42	41	41	41
Nombre de personnes du ménage	1 ^{er}	1,7	1,7	1,7	1,5	1,5	1,4	1,4
	2 ^{ème}	2,9	2,5	2,3	2,2	2,1	2,0	1,8
	3 ^{ème}	3,4	3,0	2,7	2,6	2,5	2,4	2,3
	4 ^{ème}	3,5	3,3	3,1	2,9	2,9	2,8	2,8
	Ensemble	2,9	2,6	2,4	2,3	2,3	2,2	2,1
Part des ménages habitant en milieu rural	1 ^{er}	31%	24%	19%	17%	15%	12%	
	2 ^{ème}		20%	18%	17%	16%	16%	13%
	3 ^{ème}		16%	15%	16%	17%	17%	16%
	4 ^{ème}		10%	8%	9%	10%	13%	12%
	Ensemble		19%	16%	15%	14%	14%	15%
Part dont la personne de référence est étudiante	1 ^{er}	1,7%	3,9%	3,5%	8,6%	14,8%	22,2%	23,3%
	2 ^{ème}	1,4%	1,5%	1,2%	1,4%	2,0%	3,2%	3,6%
	3 ^{ème}	0,6%	0,5%	0,3%	0,5%	0,8%	0,7%	0,4%
	4 ^{ème}	0,1%	0,1%	0,1%	0,1%	0,3%	0,4%	0,7%
	Ensemble	0,9%	1,5%	1,3%	2,7%	4,6%	6,6%	7,0%

Source : calculs de l'auteur d'après les enquêtes Logement - Insee

TAB. E.3 – Tableau de statistiques descriptives pour les ménages locataires du secteur privé sans les étudiants en fonction du quartile de revenu

	Quartiles	1973	1978	1984	1988	1992	1996	2002
Loyer annuel au mètre carré (euros de 2002)	1 ^{er}	31,5	36,6	45,7	59,8	69,8	78,8	84,2
	2 ^{ème}	44,5	42,8	52,3	67,7	77,0	78,0	88,0
	3 ^{ème}	46,1	44,6	55,9	65,4	74,9	83,0	86,4
	4 ^{ème}	59,7	54,1	67,1	79,1	94,2	90,9	95,5
	Ensemble	45,4	44,4	55,2	68,0	79,0	82,6	88,5
Loyer annuel (euros de 2002)	1 ^{er}	1383	1636	2145	2703	3219	3542	3875
	2 ^{ème}	2294	2233	2646	3511	3998	4143	4527
	3 ^{ème}	2698	2631	3300	3957	4666	5043	5201
	4 ^{ème}	4343	4324	5182	6150	7372	7395	7516
	Ensemble	2673	2699	3317	4077	4812	5016	5279
Surface du logement (mètre carré)	1 ^{er}	49,8	52,3	55,0	54,3	56,5	55,3	54,7
	2 ^{ème}	59,3	62,4	62,0	63,2	62,4	63,3	61,7
	3 ^{ème}	65,6	68,5	69,1	71,8	72,5	71,8	71,0
	4 ^{ème}	78,9	87,5	85,9	86,5	87,7	89,6	87,1
	Ensemble	63,3	67,6	68,0	68,9	69,8	69,9	68,6
Aide annuelle au mètre carré (euros de 2002)	1 ^{er}	2,9	7,1	14,2	14,7	20,4	28,9	31,5
	2 ^{ème}	3,7	5,1	7,7	7,7	11,0	10,5	11,7
	3 ^{ème}	3,4	3,0	4,1	3,9	5,0	5,5	5,0
	4 ^{ème}	1,3	1,1	1,1	1,0	1,0	1,3	1,3
	Ensemble	2,8	4,1	6,8	6,8	9,4	11,6	12,4
Pourcentage de bénéficiaires d'aide au logement	1 ^{er}	14%	30%	44%	42%	53%	67%	69%
	2 ^{ème}	19%	27%	32%	31%	34%	38%	34%
	3 ^{ème}	19%	18%	21%	18%	21%	24%	20%
	4 ^{ème}	8%	7%	7%	5%	5%	6%	6%
	Ensemble	15%	21%	26%	24%	28%	34%	32%
Revenu des ménages (euros de 2002)	1 ^{er}	7263	8523	8575	9384	9393	8320	8482
	2 ^{ème}	15550	16504	16064	16812	17007	16170	16040
	3 ^{ème}	23183	24383	24441	25066	25285	24370	24634
	4 ^{ème}	42775	44628	45936	46726	50423	46415	49486
	Ensemble	22105	23418	23731	24467	25510	23678	24652
Age moyen de la personne de référence	1 ^{er}	59,9	56,5	53,5	50,3	47,9	46,7	46,6
	2 ^{ème}	40,7	41,5	39,8	39,8	41,4	42,6	42,4
	3 ^{ème}	37,9	38,2	37,4	38,4	38,3	39,3	40,3
	4 ^{ème}	39,8	40,4	39,8	40,6	39,7	41,1	41,2
	Ensemble	44,6	44,3	42,7	42,3	41,8	42,4	42,6
Nombre de personnes du ménage	1 ^{er}	1,7	1,7	1,7	1,6	1,6	1,5	1,5
	2 ^{ème}	2,9	2,6	2,3	2,2	2,1	2,0	1,9
	3 ^{ème}	3,4	3,0	2,7	2,6	2,6	2,5	2,3
	4 ^{ème}	3,5	3,3	3,1	2,9	2,9	2,9	2,8
	Ensemble	2,9	2,7	2,4	2,3	2,3	2,2	2,1
Part des ménages habitant en milieu rural	1 ^{er}	31%	24%	19%	18%	19%	18%	15%
	2 ^{ème}	20%	19%	17%	16%	14%	16%	14%
	3 ^{ème}	16%	16%	15%	16%	15%	18%	17%
	4 ^{ème}	10%	8%	9%	9%	10%	13%	12%
	Ensemble	19%	17%	15%	15%	14%	16%	14%

Source : calculs de l'auteur d'après les enquêtes Logement - Insee

Bibliographie

(1948). Legislation. *Population*.

Anne Laferrère, D. L. B. and Pigois, R. (2000). Les effets de l'existence du parc hlm sur le profil de consommation des ménages. *Economie et Statistique*, 328.

Bartolome, C. D. (1990). Equilibrium and inefficiency in a community model with peer groups effects. *Journal of Political Economy*, Vol.98(1).

Bayer, P., Ferreira, F., and McMillan, R. (2003). An unified framework for measuring preferences for school and neighborhoods. Yale University Economic Growth Center Discussion Paper No 872.

Bayer, P., Ferreira, F., and McMillan, R. (2004). Tiebout sorting, social multipliers and the demand for school quality. NBER Working Paper No 10871.

Bénabou, R. (1993). Workings of a city : Location, education and production. *Quarterly Journal of Economics*, Vol.108(3).

Bénabou, R. (1996a). Equity and efficiency in human capital investment : The local connection. *The Review of Economic Studies*, Vol.63(2).

Bénabou, R. (1996b). Heterogeneity, stratification and growth : Macroeconomic implications of community structure and school finance. *American Economic Review*, Vol.86(3).

Bertaud, M. (1957). Une enquête par sondage sur le logement. *Etudes Statistiques, Insee*.

- Black, S. (1999). Do better schools matter? parental valuation of elementary education. *Quarterly Journal of Economics*, Vol.114(2).
- Blackorby, C. and Donaldson, D. (1988). Cash versus kind, self-selection, and efficient transfers. *The American Economic Review*, 78.
- Currie, J. and Yelowitz, A. (2000). Are public housing projects good for kids? *Journal of Public Economics*, 75.
- Cutler, D. and Glaeser, E. (1997). Are ghettos good or bad. *Quarterly Journal of Economics*, 112.
- de l'Équipement, S. M. (2004). La rentabilité de l'accèsion à la propriété. Rapport pour la Commission des Comptes du Logement.
- Edou, E. (1996). *Le logement en France : Economie, Politique et Société*. Economica.
- Epple, D. and Romano, R. (1998). Competition between private and public schools, vouchers, and peer-group effects. *American Economic Review*, Vol.88(1).
- Epple, D. and Romano, R. (2003). "Neighborhood Schools, Choice, and the distribution of Education Benefits". In Hoxby, C., editor, *The Economics of School Choice*. University of Chicago Press.
- Fack, G. (2002). Pourquoi les ménages pauvres payent-ils des loyers de plus en plus élevés? *Mémoire de DEA sous la direction de Thomas Piketty*.
- Fernández, R. (2001). *Sorting, Education and Inequality*. Cambridge university Press.
- Fernandez, R. and Rogerson, R. (1996). "Income Distribution, Communities and the Quality of Public Education". *Quarterly Journal of Economics*, Vol.111(1).
- Fernández, R. and Rogerson, R. (1998). Income distribution and public education : A dynamic quantitative analysis of school finance reform. *American Economic Review*, Vol.88(4).

- Ferreira, M. M. (2007). Estimating the effects of private school vouchers in multi-district economies. *American Economic Review*, Vol.97 (3).
- Figlio, D. N. and Lucas, M. (2004). What's in a grade? school report cards and house prices. *American Economic Review*, Vol.93(3).
- Friggit, J. (2006). Long term (1800-2005) investment in gold, bonds, stocks and housing in france with insights into the usa and the uk : a few regularities. Document de travail.
- Galster, G. (1997). Comparing demand-side and supply-side housing policies : Sub-market and spacial perspectives. *Housing Studies*, 12.
- Gibbons, S. and Machin, S. (2003). Valuing english primary schools. *Journal of Urban Economics*, 53.
- Gibbons, S. and Machin, S. (2006). Paying for primary schools : Supply constraints, school popularity or congestion. *The Economic Journal*, Vol.116(510).
- Gibbons, S. and Manning, A. (2003). The incidence of UK housing benefits : Evidence from the 1990s reforms. *CEP Discussion Paper*.
- Glaeser, E., Gyourko, J., and Saks, R. (2005). Why have housing prices gone up? *American Economic Review Papers and Proceedings*, 95.
- Goux, D. and Maurin, E. (2005a). Composition sociale du voisinage et échec scolaire : une évaluation sur données françaises. *Revue Economique*, 56.
- Goux, D. and Maurin, E. (2005b). The effect of overcrowded housing on children's performance at school. *Journal of Public Economics*, 79.
- Granelle, J.-J. (1998). *Economie Immobilière*. Economica, Paris.
- Hoxby, C. (2000). Does competition among public schools benefit students and taxpayers? *American Economic Review*, 90.5.

- Hoxby, C. (2001). Peer effects in the classroom : Learning from gender and race variation. NBER Working Paper No 7867.
- Hoxby, C. and Weingarth, G. (2005). School reassignment and the structure of peer effects. Working Paper.
- Hsieh, C.-T. and Urquiola, M. (2006). The effet of generalized school choice on achievement and stratification : Evidence from chile's voucher program. *Journal of Public Economics*, 90.
- Jacob, B. (2004). Public housing, housing vouchers and student achievement : Evidence from public housing demolitions in chicago. *American Economic Review*, 94.
- Jacquot, A. (2006). Cinquante ans d'évolution des conditions de logement des ménages. *Données Sociales, Insee*.
- Julie Berry Cullen, B. J. . S. L. (2005). The impact of school choice on student outcomes : an analysis of the chicago public schools. *Journal of Public Economics*, 89.
- Kane, T. J., Staiger, D. O., and Riegg, S. K. (2005). School quality, neighborhoods and housing prices : The impact of school desegregation. NBER Working Paper No 11347.
- Kane, T. J., Staiger, D. O., and Samms, G. (2003). School accountability ratings and housing values. *Brookings-Wharton Papers on Urban Affairs*.
- Laferrère, A. and Blanc, D. L. (2001). The effect of social housing on households' consumption in france. *Journal of Housing Economics*, 10.
- Laferrère, A. and Blanc, D. L. (2002). Comment les aides au logement affectent-elles les loyers ? *Economie et Statistique*.
- Laferrère, A. and Blanc, D. L. (2004). Gone with the windfall : How do housing subsidies affect student co-residence ? *CESifo Economic Studies*, 50.

- Lavy, V. (2005). From forced busing to free choice in public schools : Individual and general equilibrium effects. Draft.
- Lefranc, A. and Trannoy, A. (2004). Intergenerational earnings mobility in france : is france more mobile than the us? IDEP Working Paper n° 0401.
- Lorraine Dearden, S. M. and Reed, H. (1997). Intergenerational mobility in britain. *Economic Journal*, 107(440).
- Malignac, G. (1957). “Le Logement des Faibles : Evincement progressif et Formation d’un Sous-prolétariat”. *Population*, 12 (2).
- Marianne Bertrand, E. D. and Mullainathan, S. (2004). How much should we trust differences-in-differences estimates. *Quarterly Journal of Economics*, 119.
- Marie Cordier, C. H. and Rougerie, C. (2006). Les inégalités de patrimoine des ménages entre 1992 et 2004. *Données Sociales*.
- Mazumder, B. (2003). Revised estimates of intergenerational income mobility in the united states. Federal Reserve Bank of Chicago, WP 2003-16.
- Mengin, C. (1997). *H.B.M. et Siedlungen : étude comparative du logement social en France et en Allemagne (des débuts à la crise de 1929)*. Fraunhofer IRB Verlag.
- Mora, F. M. (2006). The existence of non-elite private schools. *Journal of Public economics*, Vol.90.
- Nechyba, T. (1997). Existence of equilibrium and stratification in local and hierarchical tiebout economies with property taxes and voting. *Economic Theory*, Vol.10.
- Nechyba, T. (1999). “School Finance Induced Migration and Stratification Patterns : The Impact of Private School Vouchers”. *Journal of Public Economic Theory*, Vol.1(1).
- Nechyba, T. (2000). “Mobility, Targeting and Private School Vouchers”. *American Economic Review*, Vol.90(1).

- Nechyba, T. (2003). "Introducing School Choice into Multi-District School Systems". In Hoxby, C., editor, *The Economics of School Choice*. University of Chicago Press.
- Nichols, A. L. and Zeckhauser, R. J. (1982). Targeting transfers through restrictions on recipients. *The American Economic Review*, 72.
- Nicolas Gravel, A. M. and Trannoy, A. (2006). Measuring the social value of local public goods : an empirical analysis within paris metropolitan area. *Applied Economics*, 90.5.
- Olsen, E. (2001). Housing programs for low-income households. *NBER Working Paper*.
- Pasquale, D. D. and Glaeser, E. (1999). Incentives and social capital : Are homeowners better citizens ? *Journal of Urban Economics*, 45.
- Piketty, T. (2001). *Les Hauts revenus en France au 20e siècle : inégalités et redistribution, 1901-1998*. B. Grasset.
- Poterba, J. (1984). Tax subsidies to owner-occupied housing : An asset-market approach. *The Quarterly Journal of Economics*, 99.
- Rosen, H. (1985). *Housing Subsidies : Effects on housing decisions, efficiency, and Equity*. Elsevier Science Publishers B.V. (North-Holland).
- Rothstein, J. M. (2006). Good principals or good peers : Parental valuation of school characteristics, tiebout equilibrium, and the incentive effects of competition among jurisdictions. *American Economic Review*, Vol.96 (4).
- Rouse, C. E. (1998). Private school vouchers and student achievement : An evaluation of the milwaukee parental choice program. *Quarterly Journal of Economics*, 113.
- Sauvy, A. (1957). "Le Logement des Faibles : Nouvelles Données sur l'Elimination du Proletariat". *Population*, 12 (4).
- Selod, H. and Zénou, Y. (2001). Location and education in south african cities under and after apartheid. *Journal of Urban Economics*, 49.

- Solon, G. (1992). Intergenerational income mobility in the united-states. *American Economic Review*, 82(3).
- Steck, P. (1995). La logique des aides à la personne et ses limites. *Revue Française des Finances Publiques*, 49.
- Susin, S. (2002). Rent vouchers and the price of low-income housing. *Journal of Public Economics*, 83.
- Taffin, C. (1993). Un siècle de politique du logement : l'état doit-il être acteur ou simple arbitre ? *Données Sociales, Insee*.
- Thierry Paquot, M. L. and (dir.), S. B.-G. (2000). *La Ville et l'Urbain : l'état des savoirs*. La Découverte - Textes à l'appui.
- Tiebout, C. (1956). A pure theory of local public expenditures. *Journal of Political Economy*, Vol.64(5).
- Tsur Sommeville, L. Q. and Teller, P. (2007). Are renters left behind ? homeownership and wealth accumulation in canadian cities. Sauder School of Business Centre for Urban Economics and Real Estate, Discussion Paper 2007-01.
- Wasmer, E. (2004). Housing market discrimination, housing regulations and intermediaries. Working Paper.

Liste des tableaux

2.1	Évolution du confort sanitaire des résidences principales, 1954-2004 . . .	21
2.2	Évolution des conditions d'occupation des logements, 1954-2004	21
2.3	Évolution du statut des ménages, 1973-2002	24
2.4	Evolution de la part des différents déciles de revenu au sein des accédants récents (4 ans)	35
2.5	Evolution de la part des différents déciles de revenu au sein des locataires HLM	40
4.1	Une première estimation de l'effet des aides avec l'estimateur en doubles différences	78
4.2	L'effet des aides sur les loyers pour les ménages du secteur privé . . .	80
4.3	L'effet des aides sur les loyers pour les ménages du secteur privé sans les étudiants	83
4.4	Evolution de la proportion de ménages étudiants parmi les locataires du secteur privé en fonction des zones de concentration d'étudiants .	85
4.5	Mesure de « l'effet étudiant » : estimation par zones de présence étudiante	86
4.6	Evolution du confort du logement selon les quartiles	89
4.7	L'effet des aides sur les loyers après correction pour le confort	90
4.8	L'effet des aides sur les loyers pour les ménages du secteur privé, avec différents contrôles	93
4.9	Test de robustesse : estimations avec un autre groupe de contrôle et une autre source de données	95
4.10	Comparaison des régressions avec aides théoriques et déclarées	99

6.1	Summary statistics : characteristics of flats. School years 1997-2003. .	160
6.2	Summary statistics : census characteristics at the district level and school characteristics. School years 1997-2003.	169
6.3	Regressions results - naive estimates and estimates using boundary fixed effects. The school quality index is the average middle school exam score in 2004. School years 1997-2003.	170
6.4	Regressions results - naive estimates and estimates using matching across boundaries. Housing prices (in 2004 euros) are “hedonic”, <i>i.e.</i> they have been homogenized in terms of a reference flat. Period 1997-2003. The school quality index is the average middle school exam score in 2004. School years 1997-2003.	171
6.5	Sensitivity analysis - naive estimates and estimates using boundary fixed effects. Period 1997-2003. The school quality index is the fraction of 9 th -graders admitted into <i>Seconde générale</i> averaged over the school years 1997-2003.	172
6.6	Sensitivity analysis - naive estimates and estimates using matching across boundaries. Housing prices (in 2004 euros) are “hedonic”, <i>i.e.</i> they have been homogenized in terms of a reference flat. Period 1997-2003. The school quality index is the fraction of 9 th -graders admitted into <i>Seconde générale</i> averaged over the school years 1997-2003.	173
6.7	Comparison of the characteristics of the “good” and “bad” side (in terms of public middle school quality) of school attendance boundaries. School years 1997-2003.	174
6.8	Regressions results - Differential Estimates for private middle school density using Matching across boundaries. Quality index : <i>DNB</i> exam score. School years 1997-2003.	175
6.9	Regressions results - Differential Estimates for private middle school density using Matching across boundaries. Quality index : Percent going into <i>2^{nde} générale</i> . School years 1997-2003.	176
7.1	Example of simulation : segregation outcomes	212

7.2	Example of simulation : distribution of educational gains	213
7.3	Calibration for Paris : segregation outcomes	214
7.4	Calibration for Paris : distribution of educational gains	215
A.1	Evolution du prix du logement par rapport à l'indice des prix et du revenu disponible des ménages, 1960-2005 (base 100 en 1960)	227
A.2	Evolution de la proportion de propriétaires et de locataires de la po- pulation non agricole depuis 1955	229
A.3	Evolution de la proportion de propriétaires par décile de revenu total, ensemble des ménages	229
A.4	Probabilité d'être propriétaire : écart de points par rapport à la pro- babilité de référence des ménages du 5 ^e décile de la distribution des revenus	230
A.4	Probabilité d'être propriétaire : écart de points par rapport à la pro- babilité de référence des ménages du 5 ^e décile de la distribution des revenus - suite	231
A.5	Evolution de la proportion de ménages accédants par décile de revenu total, ensemble des ménages	232
A.6	Evolution de la proportion de propriétaires non accédants par décile de revenu total, ensemble des ménages	232
A.7	Statut d'occupation par décile de revenu total du ménage, tous les ménages, 1973-2002	233
A.8	Statut d'occupation par décile de revenu par unité de consommation, tous les ménages, 1973-2002	234
A.9	Données financières 1 - Accédants à la propriété vs. Ménages locataires (par déciles)	235
A.9	Données financières 1 - Accédants la propriété vs. Ménages locataires (par déciles) - Suite de la page précédente	236
A.9	Données financières 1 - Accédants la propriété vs. Ménages locataires (par déciles) - Suite de la page précédente	237

A.9	Données financières 1 - Ménages locataires vs. Accédants à la propriété (par déciles) - Suite de la page précédente	238
A.10	Données financières 2 - Ménages locataires - HLM vs. Secteur libre (par déciles)	239
A.10	Données financières 2 - Ménages locataires - HLM vs. secteur libre (par déciles) - Suite de la page précédente	240
A.10	Données financières 2 - Ménages locataires - HLM vs. secteur libre (par déciles)- Suite de la page précédente	241
A.10	Données financières 2 - Ménages locataires - HLM vs. secteur libre (par déciles)- Suite de la page précédente	242
A.11	Loyer brut au mètre carré en fonction du décile de revenu, 1973 - 2002, locataires du secteur libre (en euros constants de 2002)	243
A.12	Loyer brut au mètre carré en fonction du décile de revenu, locataires HLM (en euros constants 2002)	243
A.13	Loyer au mètre carré en fonction du décile de revenu après correction des effets de structure de la population, 1973 - 2002 (euros constants de 2002)	244
A.14	Coefficients des déciles après correction pour la structure de la population et effet qualité, 1973-2002	244
A.15	Montant annuel d'aide au mètre carré en fonction du décile de revenu, 1973 - 2002	245
A.16	Loyer au mètre carré par décile de revenu après déduction des aides au logement, 1973 - 2002 (en euros constants de 2002	245
B.1	Regressions results - Example of hedonic regression for Zone 1 (<i>arrondissements</i> 1 to 4). School years 1997-2003.	249
C.1	Evolution de la valeur du coefficient A	254
C.2	Evolution du nombre de parts N	255
C.4	Modification des barèmes	260
C.3	Textes législatifs sur les allocations logement	264

D.1	Comparaison des allocations théoriques et déclarées	266
E.1	Tableau de statistiques descriptives pour les ménages locataires tous secteurs en fonction du quartile de revenu	270
E.2	Tableau de statistiques descriptives pour les ménages locataires du secteur privé en fonction du quartile de revenu	271
E.3	Tableau de statistiques descriptives pour les ménages locataires du secteur privé sans les étudiants en fonction du quartile de revenu . . .	272

Table des figures

2.1	Evolution du prix du logement par rapport à l'indice des prix et du revenu disponible des ménages, 1960-2005 (base 100 en 1960)	22
2.2	Evolution de la proportion de propriétaires et de locataires de la population non agricole, 1955-2003 (en %)	23
2.3	Evolution de la proportion de propriétaires par décile de revenu total, ensemble des ménages, 1973-2002 (en %)	33
2.4	Probabilité d'être propriétaire : écart de points par rapport à la probabilité de référence des ménages du 5 ^e décile de la distribution des revenus	34
2.5	Evolution de la proportion de ménages accédants par décile de revenu total, ensemble des ménages, 1973-2002 (en %)	36
2.6	Evolution de la proportion de ménages non accédants par décile de revenu total, ensemble des ménages, 1973-2002 (en %)	36
2.7	Evolution de la charge financière brute et nette pour les locataires en fonction du décile de revenu	39
2.8	Loyer brut au mètre carré en fonction du décile de revenu, locataires du secteur libre, 1973 - 2002 (en euros constants de 2002)	42
2.9	Loyer au mètre carré en fonction du décile de revenu après correction des effets de structure de la population, locataire du secteur libre, 1973 - 2002 (en euros constants de 2002)	43
2.10	Coefficients des déciles après correction pour la structure de la population et effet qualité, locataire du secteur libre	44

2.11	Aide au logement par mètre carré en fonction du décile de revenu, locataires du secteur libre, 1973-2002 (en euros constants de 2002) . . .	45
2.12	Loyer au mètre carré après déduction des aides au logement en fonction du décile de revenu, locataires du secteur libre, 1973 - 2002	46
3.1	Montant d'aide théoriques en fonction du revenu des ménages avant et après la réforme pour des catégories de familles représentatives	61
3.2	Montant d'aides théoriques pour des catégories spécifiques de ménages, avant et après la réforme	63
4.1	Pourcentage de bénéficiaires d'aides au logement avant et après la réforme du bouclage, ménages locataires du secteur privé	74
4.2	Différentiels d'aide et de loyer moyens au mètre carré entre le premier et le deuxième quartile avant et après la réforme, ménages locataires du secteur privé	75
4.3	Différentiels d'aide et de loyer moyens au mètre carré entre le deuxième et le troisième quartile avant et après la réforme, ménages locataires du secteur privé	76
4.4	Différentiels d'aide et de loyer au mètre carré entre le premier et le deuxième quartile avant et après la réforme, ménages locataires du secteur privé sans les étudiants	82
4.5	Différentiels d'aide et de loyer moyens au mètre carré entre le premier et le deuxième quartile avant et après la réforme, ménages locataires du secteur privé	96
4.6	Différentiels d'aide et de loyer moyens au mètre carré entre le deuxième et le troisième quartile avant et après la réforme, ménages locataires du secteur privé	97
5.1	Single crossing condition : Indifference curves in the (q,p) space . . .	107
6.1	Quality of public middle schools as measured by the average <i>Diplôme National du Brevet</i> exam score in 2004.	161

6.2	Average price per square meter in the 80 administrative districts of the city of Paris (in 2004 euros). Period 1997-2004	161
6.3	Sales located within 0.15 mile of a boundary. School years 1997-2003.	162
6.4	Matching sales across boundaries : an example	163
6.5	The discontinuity in housing prices at school boundaries	164
6.6	The evolution of the proportion of public housing in the neighborhood near school boundaries	164
6.7	The evolution of the proportion of high-skilled households at school boundaries	165
6.8	The evolution of the proportion of low-skilled households at school boundaries	166
6.9	Distribution of DNB exam scores at the school level for public and private middle schools in 2004.	167
6.10	Density of private middle schools in Paris.	168
7.1	Definition of School zones, neighborhoods, blocks and cells	178
7.2	Repartition of quintiles of neighborhood quality in Paris	198
7.3	Checkerboard used in simulations : 100 neighborhoods, 16 school zones	202
7.4	Distribution of the log neighborhood qualities, children abilities and income	203
7.5	Exemple of simulation : geographical repartition of neighborhood quality	204
7.6	Exemple of simulation : equilibrium repartition of school quality and final desirability of cells	205
7.7	Exemple of simulation : Relationship between income and cell desirability, intrinsic neighborhood quality and mean ability in the school. .	206
7.8	School zone reassignments : the new boundaries	207
7.9	Exemple of simulation : quality of schools when school zones are initially redrawn and quality in equilibrium	208
7.10	Strict school zoning with private schools : quality of public and private schools	209

7.11 Comparison of the size of the private sector under strict school zoning, before and after the reassignments	210
7.12 Comparison of the of the quality of public and private schools under strict school zoning, just after the reassignment and in the final equilibrium	211
7.13 Calibrations for Paris	216

Résumé

Cette thèse s'intéresse à la formation des inégalités dans l'espace, en étudiant l'action des pouvoirs publics pour y remédier (en particulier à travers les aides au logement) mais aussi en analysant comment certaines politiques (notamment éducatives) peuvent dans certains cas contribuer à les renforcer.

Cette thèse s'organise donc en deux grandes parties. La première partie se concentre sur l'évaluation des politiques du logement au regard de leur objectif de maîtrise des dépenses des ménages modestes pour ce bien. Nous étudions d'abord l'évolution des inégalités face au coût du logement depuis les années 1950 (chapitre 2), avant d'analyser l'efficacité des aides à la personne, qui représentent aujourd'hui près de la moitié des sommes consacrées par l'État pour le logement. Un modèle théorique simple (chapitre 3) permet d'étudier l'incidence des aides au logement sur les loyers et une estimation des effets des aides à la personne est menée (chapitre 4) à partir de la réforme de l'extension des allocations de logement au début des années 1990. Cette réforme constitue une expérience naturelle qui permet d'isoler les effets des allocations logement, car elle n'a concerné que certains types de ménages. Ainsi, la comparaison en double différence de l'évolution des loyers des ménages à bas revenus bénéficiaires de la réforme et de celle des ménages qui n'ont pas été touchés permet d'identifier les effets de la réforme pour les ménages concernés. À partir de données des enquêtes Logement de l'Insee, nous montrons que les aides sont largement responsables de la hausse du loyer au mètre carré des ménages à bas revenus. D'après les estimations obtenues, entre 50 % et 80 % des allocations logement perçues par ces ménages auraient été absorbées par les augmentations de leurs loyers. Si ces allocations ont pu entraîner une certaine amélioration du confort de l'habitat, cet effet semble trop faible pour suffire à expliquer la hausse des loyers, du moins à partir des mesures possibles avec les enquêtes logement. La hausse de la demande des locataires provoquée par les aides semble s'être heurtée à une offre de logement trop inélastique de la part des bailleurs, entraînant ainsi une forte hausse des loyers. Cet effet a pu être renforcé par l'arrivée massive des étudiants sur le marché du logement à la suite de la réforme de ces aides. Ces résultats conduisent à s'interroger à nouveau sur l'efficacité des aides à la personne par rapport à d'autres types d'aides au logement d'une part, et par rapport à des transferts directs de revenu d'autre part.

La deuxième partie est consacrée à l'analyse du lien entre marchés immobiliers, stratification résidentielle et réussite scolaire. Nous apportons d'abord des éléments théoriques pour comprendre comment les marchés immobiliers, en interaction avec les politiques de sectorisation scolaire, contribuent à créer et à renforcer les inégalités résidentielles, mais aussi scolaires. À partir des modèles de Nechyba ([1999], [2000], [2003]) et Rothstein [2006], nous développons un modèle théorique (chapitre 5) adapté au système français, qui prend en compte la coexistence d'un secteur public financé au niveau national et d'un secteur privé largement subventionné. Ce modèle est calibré par la suite sur données parisiennes (chapitre 7), pour simuler l'effet de différentes politiques de sectorisation scolaire sur la stratification résidentielle et scolaire, ainsi que sur la réussite des élèves. Nous apportons aussi des éléments empiriques sur le

lien entre marchés immobiliers et niveau des collèges à Paris (chapitre 5). Nous estimons la disponibilité à payer des ménages pour une meilleure école, qui est un paramètre crucial pour la calibration de modèles de politiques de sectorisation scolaire. L'estimation de ce paramètre est compliquée par le problème d'endogénéité du choix de l'école, les bons établissements étant en général situés dans les quartiers les plus recherchés. Pour résoudre ce problème, nous utilisons une méthode de matching. Nous améliorons ainsi la technique de Black [1999], qui consiste à se restreindre aux transactions situées près des limites de secteur, pour comparer les ventes de part et d'autre des frontières de sectorisation. Nous trouvons ainsi qu'une augmentation d'un écart-type du niveau d'un collègue (mesuré par la moyenne des résultats aux examens terminaux du diplôme national du brevet) entraîne une augmentation des prix immobiliers d'environ 2%. Les différences de niveaux entre les collèges pourraient ainsi expliquer 7% du différentiel de prix entre les secteurs scolaires à Paris. Ces résultats sont du même ordre de grandeur que les estimations réalisées sur données américaines et anglaises pour les écoles primaires (Black [1999], Figlio et Lucas [2004], Gibbons et Machin [2003]). Nous testons ainsi la prédiction que le secteur privé devrait contribuer à atténuer l'impact de la qualité des écoles publiques sur le prix immobiliers. Nos résultats empiriques confirment ces prédictions : il apparaît que la présence d'écoles privées dans le quartier, qui élargit l'offre éducative, entraîne une diminution de la capitalisation du niveau des écoles publiques dans les prix immobiliers.

Discipline : Sciences économiques (05)

Mots-clés : Politiques du logement ; Marchés immobiliers ; ségrégation résidentielle.

Intitulé et adresse du laboratoire :

Paris-Jourdan Sciences Économiques (PSE)

48, boulevard Jourdan

75014 Paris