

Table des matières

Table des figures	vii
Liste des tableaux	ix
Introduction générale	1
I Discrimination sur le Marché du Logement	29
Chapitre 1 : The Neighbor is King. Customer Discrimination in the Housing Market	31
1.1 Introduction	32
1.2 Customer discrimination in the rental market : theory	38
1.2.1 The model	38
1.2.2 Understanding customer discrimination	43
1.2.3 From the theory to the empirical strategy	45
1.2.4 Comparative statics	46
1.2.5 Discussion	49
1.3 Customer discrimination in the rental market : test	54
1.3.1 Data	55
1.3.2 Test of the main prediction	57
1.3.3 Discussion	60
1.4 Discrimination and ethnic composition of public housing	65
1.4.1 The French public housing market : magnet or buffer stock ?	65
1.4.2 Public housing as a mirror of discrimination	67
1.4.3 Empirical Strategy	69
1.4.4 Results	70
1.5 Conclusion	72
Appendix	74

1.A	Expected profits	74
1.B	Proofs	76
1.B.1	Proof of Proposition 1.2.1	76
1.B.2	Proof of Proposition 1.2.2	76
1.C	Ethnic matching between different buildings	78
1.D	Descriptive Statistics	81
1.E	African immigrants vs non-European immigrants	83
1.F	A model for Prediction 2.1	84
1.G	Robustness checks for Section 1.4	87

II Logement Social et Ségrégation 89

Chapitre 2 : Does Public Housing Reduce Segregation ? A Partial Sorting Model with Endogenous Prices and Rationing 93

2.1	Introduction	94
2.2	The framework	97
2.2.1	The private city	97
2.2.2	Public housing policy	104
2.3	Public housing when neighborhood quality is exogenous	108
2.3.1	Random allocation of public housing	108
2.3.2	Screening	112
2.3.3	The planner's choice	119
2.4	Endogenous neighborhood quality	123
2.4.1	Set-up	123
2.4.2	The impact of public housing under peer effects	126
2.5	Conclusion	130
	Appendix	132
2.A	The neighborhood sorting index	132
2.B	Analytical expressions from Section 2.3	135
2.B.1	Covered-market condition	135
2.B.2	Welfare in the private city	135
2.B.3	Optimality	137
2.B.4	Allocation process	138
2.B.5	Prices and segregation under random allocation	138
2.B.6	The effects of screening public housing applicants	140

2.B.7	The planner's decision	143
2.C	Analytical expressions from Section 2.4	145
2.C.1	Private market Equilibrium	145
2.C.2	Equilibrium with no screening of applicants	145
2.C.3	The snowball effects of screening	145
2.C.4	Neighborhood choice	148
2.D	Additional figures	149
2.D.1	Trade-off with public housing in neighborhood 1	149
2.D.2	Segregation with public housing in neighborhood 1	149
2.D.3	Welfare of the two groups of consumers under screening	150
2.D.4	Relative welfare gains with and without externalities	152
Chapitre 3 : Ethnic Sorting in French Public Housing		153
3.1	Introduction	154
3.2	The HLM program	159
3.2.1	The HLM population	160
3.2.2	Location of the HLMs	161
3.2.3	Pricing in the HLM market	162
3.3	Ethnic sorting in the HLMs	165
3.3.1	Definition	165
3.3.2	Controlled correlations	166
3.3.3	Propensity score matching	169
3.3.4	Stratified Mahalanobis matching	172
3.3.5	Robustness of the results	174
3.4	Is it supply or demand ?	176
3.4.1	Potential explanations	176
3.4.2	Are African immigrants happier in poorer neighborhoods ?	178
3.4.3	What can previous refusals tell ?	180
3.4.4	Does HLM governance matter ?	184
3.5	Conclusion	186
Appendix		188
3.A	Additional descriptive Statistics	188
3.B	Additional tables and Figures	191
3.C	To be or not to be in ZUS	195
3.D	A Paris effect ?	199

3.E	Wait and see, you will end up in better company	203
3.E.1	Applicant behavior under income uncertainty	204
3.E.2	The determinants of a rejection	207

III Logement, Mobilité Résidentielle et Emploi 211

Chapitre 4 : Mobilité Résidentielle et Emploi des Immigrés Africains en France :

Une Approche par Calibration	215
4.1	Introduction 216
4.2	Faits stylisés 221
4.3	Cadre théorique 225
4.3.1	Le modèle 225
4.3.2	Mobilités prédites 228
4.4	Calibration du modèle 229
4.4.1	Taux de transition 229
4.4.2	Distribution des préférences géographiques 230
4.4.3	Calibration des niveaux d'utilité 234
4.4.4	Probabilités d'obtenir une offre d'emploi et de logement 236
4.5	Impact des paramètres structurels du modèle 241
4.5.1	Court terme 241
4.5.2	Long terme 246
4.6	Extensions 249
4.6.1	Paris vs Province 249
4.6.2	L'effet du statut résidentiel 251
4.6.3	Impact du paramètre de recherche d'emploi 254
4.7	Conclusion 256
	Annexes 258
4.A	Différentiel de mobilité : l'approche par régression 258
4.B	Biais mémoriel 259
4.C	Distribution empirique des préférences géographiques 260
4.D	Calibration des préférences : tests de robustesse 261
4.E	Calibration des préférences : méthode alternative 263
4.F	Paris vs Province 264
4.G	Prise en compte du statut résidentiel antérieur 268
4.H	Sans la population de propriétaires 272

4.I	Modèle à trois zones	277
	Conclusion générale	280
	Bibliographie	287



Table des figures

1.1	Triplets (p, α, η) for which discrimination is a dominant strategy	48
2.1	Optimal relative size of the public housing program $s_0(\phi_0^H)/n$ as a function of ϕ_0^H , the level of acceptance of type-H applicants	116
2.2	Optimal level of segregation $D^*(\phi_0^H, G)$ when public housing is built in neighborhood 0 as a function of ϕ_0^H the level of acceptance of type-H applicants	117
2.3	Relative welfare gain $(W(\phi_0^H, G) - W(0))/W(0)$ when public housing is built in neighborhood 0 as a function of ϕ_0^H the level of acceptance of type-H applicants	118
2.4	Relative welfare gain $(W(\phi_1^L, G) - W(0))/W(0)$ when public housing is built in neighborhood 1 as a function of ϕ_1^L the level of acceptance of type-L applicants	118
2.5	Difference in the relative welfare gains $(W(\phi, G) - W(0))/W(0)$ when public housing is funded in neighborhood 0 or in neighborhood 1, as a function of ϕ , the level of acceptance of applicants whose type is over-represented in the neighborhood before public housing is introduced	123
2.6	Optimal relative size of the public housing program $s_0^{PE}(\phi, \eta)/n$ as a function of $\phi = \phi_0^H$, for $\eta = 0$ (regular) and $\eta = \eta_\alpha$ (with crosses)	128
2.7	Comparison of $\delta = \delta^*(\phi, G, 0)$ and $\delta^{PE} = \delta^*(\phi, G, \eta_\alpha)$ in the (ϕ, G) plane	129
2.8	Optimal relative size of the public housing program $s_1(\phi_1^L)/(1-n)$ as a function of ϕ_1^L , the level of acceptance of type-L applicants	149
2.9	Optimal level of segregation $D^*(\phi_1^L, G)$ as a function of ϕ_1^L the level of acceptance of type-L applicants	149
2.10	Relative welfare gain of the group of type-H consumers when public housing is built in neighborhood 0 as a function of ϕ_0^H the level of acceptance of type-H applicants	150
2.11	Relative welfare gain of the group of type-L consumers when public housing is built in neighborhood 0 as a function of ϕ_0^H the level of acceptance of type-H applicants	150
2.12	Relative welfare gain of the group of type-H consumers when public housing is built in neighborhood 1 as a function of ϕ_1^L the level of acceptance of type-L applicants	151
2.13	Relative welfare gain of the group of type-L consumers when public housing is built in neighborhood 1 as a function of ϕ_1^L the level of screening against type-L applicants	151
2.14	Comparison of $\Delta W^{PE}(s_0)/W^{PE}(0)$ and $\Delta W(s_0)/W(0)$ in the (ϕ, G) plane	152

3.1	Income distribution by origin for private and HLM tenants	161
3.2	Distributions of the NQI for HLMs and private rentals	163
3.3	Distribution of the share of HLM by département (Source : Census 1999 and 2007)	189
3.4	Share of HLM and overall population by département (Source : Census 1999 and 2007)	189
3.5	Proportion of previous refusals among current HLM applicants and of HLMs in total housing stock, by city size	193
4.1	Distributions de ϕ^A et ϕ^{NA}	232
4.2	Valeurs calibrées pour la population employée en $t - 1$ en fonction du paramètre α d'efficacité de recherche d'emploi hors de la zone.	237
4.3	Valeurs calibrées pour la population au chômage en $t - 1$ en fonction du paramètre α d'efficacité de recherche d'emploi hors de la zone.	237
4.4	Probabilités relatives d'accès au logement des non-immigrés et des Africains en fonction du paramètre α d'efficacité de recherche d'emploi hors de la zone.	240
4.5	Taux de chômage de long terme en fonction de α	255
4.6	Taux de localisation en zone 1 de long terme en fonction de α	255
4.7	Densités de la distribution empirique de d_k^A	260
4.8	Densités de la distribution empirique de d_k^{NA}	260
4.9	Emergence d'une courbe en cloche de l'écart de taux de chômage entre immigrés africains et non-immigrés en fonction de la taille de la ville, 1968-1990	277

Liste des tableaux

1.1	Probability to have a landlord who owns the entire building	59
1.2	Determinants of the rent	62
1.3	Replication of column (5) of Table 1.1 by building size	63
1.4	Replication of column (5) of Table 1.1 controlling for the information channel	65
1.5	Transition matrix of residential mobility for households who have recently moved out	68
1.6	Probability to declare to be willing to move out of one's HLM	69
1.7	Probability to be living in HLM : The role of the local share of multiple-dwelling landlords	71
1.8	Tenure status by immigration status	81
1.9	Tenant characteristics by immigration status	81
1.10	Characteristics of the apartment, the building and the location, by landlord's type	82
1.11	Probability to have a landlord who owns the entire building, distinguishing between African immigrants and non-European, non-African immigrants	83
1.12	Transition matrix of residential mobility : kernel matching of non-immigrants on the characteristics of non-European immigrants	87
1.13	Variants for the effect of the share of multiple-dwelling landlord	88
2.1	Parameter values	115
3.1	Rents as a function of neighborhood quality, dwelling characteristics and location	164
3.2	Neighborhood quality as a function of location and household characteristics	167
3.3	Neighborhood quality as a function of location, household characteristics and dwelling characteristics	168
3.4	Residual log(NQI) : kernel matching on household characteristics	171
3.5	Residual log(NQI) : kernel matching on household and dwelling characteristics	172
3.6	Log(NQI) : stratified Mahalanobis matching on household characteristics and location	174
3.7	Log(NQI) : stratified Mahalanobis matching on household and dwelling characteristics and location	175
3.8	Grade given to the neighborhood as a function of neighborhood quality, dwelling characteristics, household characteristics, location and the grade given to the dwelling itself	179

3.9	Comparison of the within-location variation of the log of the NQI between HLM tenants who have refused a first proposal and HLM tenants who have not.	181
3.10	Comparison of the residual log(NQI) between HLM tenants who have refused a first proposal and HLM tenants who have not, distinguishing between African immigrants and non-immigrants	183
3.11	Neighborhood quality as a function of location, household and dwelling characteristics and past refusals	184
3.12	Neighborhood quality as a function of location, household and dwelling characteristics and the institutional nature of the HLM agency	186
3.13	The probability of living in HLM for households who were renters four years before the survey and are still renters at the time of the survey	188
3.14	Dwelling characteristics, comparison between HLM and private tenants	190
3.15	Neighborhood quality as a function of location and household characteristics for HLM tenants, additional estimates	191
3.16	Propensity score estimates of being an African immigrant for HLM and private tenants	192
3.17	Part of the grade given to the neighborhood not explained by the grade given to the dwelling as a function of neighborhood quality, dwelling characteristics and location	193
3.18	Neighborhood quality as a function of location, household and dwelling characteristics, past refusals and the institutional nature of the HLM agency	194
3.19	Probability to live in ZUS as a function of location and household characteristics	195
3.20	Probability to live in ZUS as a function of location, dwelling characteristics and household characteristics	195
3.21	Residual probability to live in ZUS : kernel matching on household characteristics	196
3.22	Residual probability to live in ZUS : kernel matching on household and dwelling characteristics	197
3.23	Probability to live in ZUS : Stratified Mahalanobis matching on household characteristics and location	198
3.24	Probability to live in ZUS : Stratified Mahalanobis matching on household and dwelling characteristics and location	198
3.25	Neighborhood quality as a function of location and household characteristics (excluding Paris urban area)	199
3.26	Neighborhood quality as a function of location, household and dwelling characteristics (excluding Paris urban area)	199
3.27	Residual log(NQI) : kernel matching on household characteristics (excluding Paris urban area)	200
3.28	Residual log(NQI) : kernel matching on household and dwelling characteristics (excluding Paris urban area)	201
3.29	Log(NQI) : stratified Mahalanobis matching on household characteristics and location (excluding Paris urban area)	202

3.30	Log(NQI) : stratified Mahalanobis matching on household and dwelling characteristics and location (excluding Paris urban area)	202
3.31	The determinants of a refusal by past applicants	209
3.32	The determinants of a refusal by past and current applicants	209
4.1	Distribution des caractéristiques sur lesquelles on effectue la pondération pour les ménages immigrés et les ménages non-immigrés	222
4.2	Impact nul de la pondération sur le taux de chômage et la localisation des Africains	223
4.3	Matrice de transition entre chômage et emploi et entre zone 1 et zone 2	225
4.4	Notes qualifiant le niveau de satisfaction liée au logement pour la population de locataires du privé, par ethnie et zone de résidence	231
4.5	Revenu moyen et loyer moyen par mètre carré	235
4.6	Probabilité de préférer la situation en colonne à la situation en ligne	236
4.7	Taux de chômage contrefactuels	243
4.8	Taux de zone 1 contrefactuels	245
4.9	Taux de chômage de long terme contrefactuels	248
4.10	Taux de zone 1 de long terme contrefactuels	248
4.11	Matrice de mobilité entre emploi et chômage et entre la région parisienne et le reste de la France	249
4.12	Déterminants de la mobilité résidentielle entre des unités urbaines de tailles différentes conditionnellement au fait d'avoir déménagé	258
4.13	Biais mémoriel sur les épisodes de chômage	259
4.14	Estimation par moindres carrés ordinaires du coefficient β^i sur l'échantillon de locataires du privé	261
4.15	Distributions par zone de résidence des résidus issus des estimations précédentes	262
4.16	Probit ordonné sur le niveau de satisfaction liée au logement en fonction du revenu réel et de la zone de résidence	262
4.17	Mobilité résidentielle lors du passage à la retraite	263
4.18	Revenu par unité de consommation en fonction de l'ethnie, de l'activité de la PR et de la zone de résidence, partition Paris-Province	264
4.19	Valeurs des paramètres pour $\alpha = 0.5$. Comparaison de la partition initiale et de la partition région parisienne - Province	265
4.20	Taux de chômage contrefactuels, partition Paris-Province	265
4.21	Taux de zone 1 contrefactuels, partition Paris-Province	266
4.22	Taux de chômage de long terme contrefactuels, partition Paris-Province	266
4.23	Taux de zone 1 de long terme contrefactuels, partition Paris-Province	267
4.24	Matrice de mobilité entre zone 1 et zone 2 après appariement en fonction du statut résidentiel	268
4.25	Valeurs des paramètres pour $\alpha = 0.5$. Comparaison de la calibration initiale et de la calibration avec pondération en fonction du statut résidentiel	269
4.26	Taux de chômage contrefactuels	269

4.27	Taux de zone 1 contrefactuels, pondération en fonction du statut résidentiel	270
4.28	Taux de chômage de long terme contrefactuels, pondération en fonction du statut résidentiel	270
4.29	Taux de zone 1 de long terme contrefactuels, pondération en fonction du statut résidentiel	271
4.30	Matrice de mobilité entre emploi et chômage et entre la zone 1 et la zone 2, population de locataires	272
4.31	Revenu par unité de consommation en fonction de l'ethnie, de l'activité de la PR et de la zone de résidence, population de locataires	273
4.32	Valeurs des paramètres pour $\alpha = 0.5$. Comparaison de la calibration avec pondération des Africains en fonction du statut résidentiel des non-immigrés et de la calibration sur la population de locataires	273
4.33	Taux de chômage de court terme contrefactuels, population de locataires .	274
4.34	Taux de zone 1 de court terme contrefactuels, population de locataires . .	275
4.35	Taux de chômage de long terme contrefactuels, population de locataires . .	275
4.36	Taux de zone 1 de long terme contrefactuels, population de locataires . . .	276
4.37	Taux de chômage de court terme contrefactuels, en région parisienne . . .	279
4.38	Taux de chômage de long terme contrefactuels, en région parisienne	279

Introduction générale

"Le territoire s'est imposé ces dernières années comme le révélateur des nouvelles inégalités. Il leur a donné un langage pour ainsi dire physique : celui des quartiers et des "cités" où se matérialise brutalement ce que la statistique peine parfois à décrire. Un langage plus complet aussi, car la ségrégation urbaine articule et concentre presque toutes les formes d'inégalités. [...] En cloîtrant le présent dans des territoires, c'est aussi l'avenir que l'on enferme ou que l'on sécurise" ([Maurin \(2004\)](#)) : pp. 1 et 8).

Si les grandes vagues de migrations des années 1960 et 1970 ont initié la transition de la société française vers une société multiculturelle, cette transition n'est toujours pas achevée cinq décennies plus tard. Enjeu politique majeur, l'intégration sociale des immigrés et descendants d'immigrés, notamment d'origine africaine, passe par leur intégration spatiale et le rôle joué par le marché du logement est à cet égard essentiel. Désormais, la question centrale n'est plus tant celle de l'accès de cette population à des conditions de logement respectueuses de la dignité humaine, que celle de son accès à l'espace urbain et à l'ensemble des opportunités qu'il représente : paradoxe résumé par [Blanc-Chaléard \(2006\)](#), "c'est au moment où il connaît une amélioration inédite que le logement des immigrés devient un problème de société". Etudiant conjointement le marché du logement privé et celui du logement social, le présent travail vise à évaluer à quel point les immigrés africains y sont traités différemment des autres consommateurs, à décrire les mécanismes au travers desquels cette inégalité de traitement se manifeste et à documenter ses conséquences sur la localisation,

la mobilité résidentielle et la "géographie du chômage" de cette population.

Eléments de cadrage

Les immigrés africains en France

Définitions et controverses Les analyses empiriques présentées dans ce travail se concentrent exclusivement sur la situation des ménages dont la personne de référence¹ est un immigré (ou un étranger) d'origine africaine (ou, plus généralement, non-européenne) en France. Les immigrés sont parfois improprement désignés par l'expression "immigrés de première génération", qui est un pléonasme. En effet, selon la définition adoptée par le Haut Conseil à l'Intégration (HCI), un immigré est une "personne née étrangère à l'étranger et entrée en France en cette qualité en vue de s'établir sur le territoire français de façon durable". A ce titre, les personnes nées françaises à l'étranger et vivant en France ne sont pas comptabilisées. La qualité d'immigré est permanente. A l'inverse, les étrangers sont définis par le fait de ne pas avoir la nationalité française. Les deux groupes ne se superposent donc pas : certains immigrés ont pu devenir français, tandis que certains étrangers sont nés en France. Cependant, en pratique, ce dernier groupe se compose essentiellement de mineurs, qui ne sont pas, sauf rares exceptions, les personnes de référence du ménage. L'assignation d'un ménage à tel ou tel groupe en fonction des seules caractéristiques de sa personne de référence autorise donc le raccourci, pratiqué tout au long de ce travail, consistant à désigner l'ensemble de ce groupe par le terme "d'immigrés". En revanche, le fait de se concentrer sur cette population des immigrés africains pose une double question : d'une part, pourquoi se focaliser sur les immigrés "africains" ? Quelle pertinence y a-t-il à définir un groupe

¹La personne de référence du ménage est déterminée par l'INSEE à partir de la structure familiale du ménage et des caractéristiques des individus qui le composent. Il s'agit le plus souvent de la personne de référence de la famille quand il y en a une, ou de l'homme le plus âgé, en donnant priorité à l'actif le plus âgé. Quant à la personne de référence de la famille, il s'agit de l'homme du couple, si la famille comprend un couple, ou le parent de la famille monoparentale.

aussi hétérogène, dont le seul critère est une origine à l'échelle continentale ? D'autre part, symétriquement, pourquoi se focaliser sur les "immigrés" africains ? Les thèmes abordés justifient-ils que l'on exclue de l'analyse d'autres "groupes ethniques" africains ?

La question de l'hétérogénéité de cette population se pose d'autant plus que, comme l'écrit² Ryszard Kapuściński, "La pensée européenne [...] fourre volontiers ce qui est africain dans un même sac et se satisfait de stéréotypes faciles".³ Il n'est évidemment pas question de nier ici la diversité des individus et des parcours, mais seulement de savoir si de grands traits communs aux immigrés africains, tels qu'un rapport particulier à l'Histoire coloniale française (à la racine d'une relation complexe avec le reste de la population), combinés à une situation économique relativement fragile, justifient d'entreprendre une modélisation unifiée de l'expérience du marché du logement de cette population. Si l'argument est d'ordre épistémologique, il est aussi, plus prosaïquement, d'ordre statistique, car en étudiant une petite minorité de la population, le chercheur s'expose aux problèmes posés par la petite taille des échantillons qui les représentent. Les résultats exposés dans ce travail tendent à montrer qu'il existe bel et bien une expérience du marché du logement spécifique aux immigrés africains : à charge d'études futures, sous réserve de disposer d'échantillons suffisamment importants, de démontrer que telle conclusion énoncée est clairement invalidée pour tel sous-groupe d'immigrés africains -ou, au contraire, qu'elle pourrait s'étendre à d'autres groupes de la population. Par exemple, on notera que la modélisation proposée dans le premier chapitre de ce travail s'applique aussi aux autres immigrés non-européens, ce qui n'est pas le cas du quatrième chapitre.

La deuxième interrogation appelle une réponse plus circonstanciée. En effet, les thèmes abordés dans ce travail ne relèvent pas, à proprement parler, de l'économie de la migration, dont les problématiques canoniques sont notamment la migration comme choix

²Dans *Ebène. Aventures Africaines*, Plon, 2000

³Ainsi chacun sait-il, par exemple, que "l'Homme Africain n'est pas assez entré dans l'Histoire" (Nicolas Sarkozy, discours de Dakar, 26/07/2007).

optimal de localisation, la structuration des réseaux migratoires (à différentes échelles), ou encore l'impact macroéconomique de la migration (via, par exemple, les transferts ou le *brain drain*). A contrario, l'économie urbaine, qui s'est largement construite à partir de référentiels anglo-saxons, aborde le sujet de la diversité de la population urbaine sous l'angle des minorités ethniques, particulièrement déconnecté de la problématique migratoire dans le cas américain du fait des populations afro-américaine et amérindienne. Or, pour diverses raisons liées à l'Histoire et la philosophie politique françaises, la formulation et l'étude d'une problématique spécifiquement ethnique sont difficiles en France⁴. Manifestation directe de cette difficulté, la principale source statistique utilisée ici, l'Enquête Nationale Logement de l'INSEE, qui fournit de l'information sur le pays de naissance et la nationalité à la naissance des individus interrogés, permet uniquement d'identifier les populations immigrées⁵. La restriction aux seuls immigrés africains, en excluant à la fois la population ultramarine et les descendants d'immigrés, hypothèque la formulation d'une conclusion générale sur "la condition noire" et maghrébine en France⁶. On peut le regretter, dans la mesure où, d'une part, cela rend plus difficile la comparaison des résultats présentés aux résultats des études

⁴Comme le démontre le dernier rapport du HCI, en date du 16 juillet 2011, qui rappelle l'opposition officielle française à la classification ethnique de la population ("car la France n'est pas une société raciale. Les métissages sont nombreux et valorisés. Les effets délétères d'un tel classement, qui fige les identités ethniques, semblent bien supérieurs à l'éventuel bénéfice"), cette question relève de la vision que la société française a d'elle-même et d'un débat sur caractère performatif des classifications opérées par les sciences sociales, dont la complexité dépasse le cadre de cette Introduction. A l'occasion du recensement de 1999, elle a suscité une vive controverse, parfois appelée "controverse des démographes", ou "controverse des statistiques ethniques", qui n'est toujours pas retombée. Bien que la collecte de statistiques ethniques soit toujours interdite en France, l'émergence de la thématique des discriminations au cours des années 2000 s'est accompagnée d'une modification progressive des pratiques permettant peu à peu d'identifier les descendants d'immigrés dans la statistique publique. On pourra se rapporter aux différents travaux de Patrick Simon, de l'INED, pour un éclairage des enjeux autour de ces questions.

⁵On utilise les trois dernières vagues (1996, 2002 et 2006) de cette enquête. Seule la vague la plus récente indique la nationalité à la naissance des parents, selon une formulation binaire (française ou non). En cela, l'ENL est légèrement en retard sur d'autres grandes enquêtes publiques (voir [Rathelot \(2010\)](#) pour un état des lieux), mais pas sur le Recensement.

⁶Pour reprendre le titre d'un ouvrage récent visant à inaugurer le champ des *black studies* à la française ([Ndiaye \(2008\)](#)).

utilisant des données basées sur une classification ethnique de la population et où, d'autre part, les immigrés, indépendamment de leur origine, ont potentiellement un ensemble de caractéristiques spécifiques, qui ne sont pas toutes observées par le statisticien, et susceptibles de donner lieu à des explications alternatives des phénomènes mis en évidence. Les différents travaux présentés prennent toutefois partiellement cela en compte, par exemple en comparant les immigrés africains, non seulement aux non-immigrés, mais aussi aux immigrés européens et aux autres immigrés non-européens, ou en se restreignant aux ménages dont la personne de référence était déjà occupante en titre d'un logement en France métropolitaine quatre ans avant la date de l'enquête. Par ailleurs, la ségrégation spatiale étant un phénomène, non seulement durable, mais également transmissible, l'étude des processus de la localisation des immigrés demeure un pré-requis à la compréhension de la localisation de leurs descendants.

Quelques chiffres En dépit des restrictions que l'on vient de mentionner, les immigrés africains constituent une fraction importante de la population du pays, et ce, malgré une présence relativement récente et les nombreuses politiques de limitations des flux migratoires initiées depuis 1974. Référencée dès le XVIII^{ème} siècle mais ne se chiffrant encore qu'en milliers dans les années 1920 (entre 5 et 8000 immigrés originaires d'Afrique subsaharienne, selon [Ndiaye \(2008\)](#)), la présence des immigrés africains en France n'est plus un phénomène anecdotique à compter des années 1950. La taille de cette population augmente ensuite régulièrement, jusqu'à la fin du XX^{ème} siècle, alors même que la part de la population immigrée dans la population française totale demeure très stable (autour de 7%) tout au long de cette période. Dans le dernier recensement général de la population, en 1999, elle fait désormais jeu égal avec l'immigration européenne, avec 1,7 millions d'invidus comptant pour 39% de la population immigrée totale, quand ces chiffres étaient respectivement de 0,4 million et 15% au recensement de 1962. La composition de cette population, elle aussi, évolue : si les immigrés originaires du Maghreb, à la présence plus ancienne, en constituent encore les

trois quarts, leur part dans la population immigrée totale est désormais relativement stable, à l'inverse de celle de la population d'origine sub-saharienne, qui continue à augmenter.

Le marché du logement

L'économie du logement D'abord un objet et un bien matériel, le logement fixe de nombreuses valeurs individuelles et sociales qui en font également un enjeu politique et une catégorie statistique. Son étude transcende largement les frontières des différentes sciences humaines, de la géographie, la sociologie et l'anthropologie à la philosophie ou la science politique. Lévy et Lussault (2003) dressent la liste des principales thématiques des travaux qui s'y rapportent : il s'agit des politiques publiques de l'habitat, des stratégies résidentielles des différents groupes sociaux, des représentations de l'espace habité, des mécanismes de la ségrégation socio-spatiale et des liens entre logement et mobilités.

A des degrés divers, tous ces thèmes apparaissent dans le présent travail. Paradoxalement, les thèmes dont la science économique a le quasi-monopole, comme la modélisation du logement comme actif ou l'étude de l'impact du marché du logement sur les grands équilibres macroéconomiques, n'y sont évoqués que de façon très marginale. Quant à la question des déterminants microéconomiques des prix, autre thème phare de l'économie du logement⁷, celle-ci y est abordée à plusieurs reprises, mais de façon connexe, notamment pour insister sur la variabilité géographique des prix du logement privé. En toute généralité, l'analyse économique considère le logement comme un bien doté de multiples attributs, que l'on peut regrouper en trois catégories : les attributs du logement lui-même (sa taille, et plus généralement, son niveau de confort), la localisation du logement et le statut du ménage qui l'occupe. Elle insiste sur le fait que la consommation de logement s'ajuste de façon onéreuse,

⁷Une fraction importante des travaux utilisant la méthodologie des prix hédoniques ([Rosen \(1974\)](#)) s'appliquent, de fait, au marché du logement. Les techniques d'estimation se sont beaucoup perfectionnées au cours des années et permettent aujourd'hui de prendre en compte l'endogénéité de certaines caractéristiques, notamment de localisation, au moyen d'analyse de discontinuités géographiques, par exemple.

moyennant des coûts de déménagement et de transaction, et qu'elle implique souvent un accès au crédit . Dans un environnement où les conditions économiques futures sont incertaines, le choix optimal de consommation de logement est donc d'autant plus déterminant qu'il n'est pas toujours aisément réversible (Gobillon (2008)). Enfin, le logement est un bien durable : outre ses implications en termes de décision d'investissement des ménages, cette caractéristique est essentielle pour comprendre les dynamiques urbaines⁸.

Le logement, acteur social Du fait du rôle essentiel du logement dans la vie des ménages, l'impact social de chacun de ces trois grands ensembles d'attributs a fait l'objet de travaux spécifiques, à la frontière avec d'autres champs de l'économie, notamment l'économie du travail et de l'éducation⁹. L'impact des attributs propres au logement a notamment fait l'objet d'évaluations en économie de l'éducation¹⁰. Toutefois, ce sujet n'est pas évoqué dans cette thèse, à la différence de l'impact des deux autres ensembles d'attributs.

L'impact de la localisation du logement sur différentes dimensions de la vie des ménages fait ainsi l'objet d'une littérature abondante, dont on ne peut se borner ici qu'à esquisser les grands traits. Deux grands thèmes se dégagent : d'une part, le rôle délétère de la distance du logement au reste des activités sociales et économiques, formalisé sous le nom de *spatial mismatch* (ou "mésallocation spatiale") par Kain (1968) à propos du marché du travail. Différents mécanismes impliquant l'accès à l'information, les coûts de migration pendulaire ou encore la discrimination géographique (ou *redlining*) aboutissent ainsi à ce que les ménages habitant des lieux isolés éprouvent plus de difficultés à s'intégrer au marché du travail. Ces mécanismes, qui ont été mis en évidence à maintes reprises à

⁸A l'aide d'un modèle très simple, Glaeser et Gyourko (2005) expliquent ainsi en quoi la durabilité du logement permet d'expliquer que les chocs positifs affectant une ville augmentent davantage sa population qu'ils n'augmentent les prix de l'immobilier, alors que les chocs négatifs ont d'abord des conséquences sur les prix, avant que la taille de la population ne s'en ressente.

⁹Mais aussi, entre autres, l'économie du crime, l'économie de la santé ou l'économie politique.

¹⁰Par exemple, Goux et Maurin (2005) démontrent l'impact du surpeuplement des logements sur les résultats scolaires des élèves des écoles primaires et des collégiens en France.

l'intérieur des agglomérations, peuvent également advenir à une échelle régionale, ainsi que l'argumentent [Combes *et al.* \(2011\)](#), [Bouvard *et al.* \(2009\)](#) et le quatrième chapitre de cette thèse. L'autre grand canal d'impact social de la localisation du logement passe par le biais de la composition du quartier de résidence, encore appelé "externalités de voisinage". Ces externalités, qui peuvent être positives ou négatives, sont de deux grands types, évoqués dans le troisième chapitre : les effets des réseaux socio-spatiaux, et les effets de pairs. Les effets de réseaux signifient que la diversité et la profondeur des réseaux dans lesquels sont insérés les individus peuvent avoir un fort impact sur la qualité des emplois qu'ils occupent et/ou sur leur durée de chômage ([Borjas \(1998\)](#)). Quant aux effets de pairs, ils signifient que les performances des individus sont influencées par la moyenne des performances de leurs voisins, ce dont de nombreuses études attestent¹¹.

Pour finir, l'impact social du statut résidentiel des occupants fait lui aussi l'objet d'une littérature en plein essor. A la source des mécanismes invoqués est le constat que le marché du logement, à l'instar du marché du travail, se caractérise par de nombreuses frictions. Par conséquent, c'est la combinaison de ces deux types de marchés frictionnels qu'il s'agit d'étudier ([Rupert et Wamser \(2009\)](#)), dans la mesure où les frictions sur le marché du logement empêchent potentiellement les ménages de saisir les opportunités d'emploi quand celles-ci se manifestent. Or, ces frictions varieront beaucoup en fonction du statut résidentiel des ménages. Celui-ci est, grossièrement, divisé en trois catégories : la propriété privée, la location privée et la location à caractère social. On considère en général que propriété privée et location sociale, pour des raisons différentes (coûts de transaction d'un côté, rationnement de l'offre de l'autre), sont des segments du marché du logement où les frictions sont plus importantes que sur le segment de la location privée, auquel ils seront donc comparés. L'hypothèse la plus célèbre, baptisée "hypothèse d'Oswald" ([Oswald \(1999\)](#)) et qui concerne le segment de la propriété privée, postule ainsi l'existence d'une relation

¹¹Par exemple, [Goux et Maurin \(2007\)](#) montrent que les performances scolaires des lycéens sont influencées par celles de leurs voisins du même âge, qui résident dans le même immeuble.

fonctionnelle positive, au niveau macro-économique, entre le taux de propriétaires dans une zone et le taux de chômage dans cette même zone. De la même façon, on peut penser que le secteur locatif social en ce que son fonctionnement décourage la mobilité de ses occupants, génère le même type d'inefficacités. Ces raisonnements font désormais l'objet de modélisations théoriques et de tests empiriques poussés, qui confirment l'importance du rôle du statut résidentiel dans l'intégration au marché du travail, tout en conduisant à des conclusions plus affinées¹². Ils sont également discutés dans le quatrième chapitre.

Le logement en France Tous les mécanismes esquissés ci-dessus peuvent s'appliquer à la situation française, qu'on présente maintenant brièvement. Le marché français du logement, qui compte aujourd'hui environ 28 millions de résidences principales, a connu sa principale période d'extension au cours des Trente Glorieuses, à la suite d'un important mouvement de construction, encouragé par l'Etat, pour faire face aux démolitions de la guerre, à la vétusté du parc existant et à l'afflux massif de nouveaux citoyens. Ce mouvement s'est soldé par l'implantation de grands immeubles en périphérie urbaine, implantation dont (du fait de la durabilité du bien logement) les conséquences se ressentent jusqu'à aujourd'hui, notamment, mais, bien sûr, non exclusivement, sur la population des immigrés africains. L'histoire récente du marché français du logement est faite, comme souvent, d'une combinaison d'évolutions lentes et d'évolutions rapides. Au registre des évolutions rapides, la plus notable est celle du décrochage des prix des logements par rapport au revenu des ménages et au montant des loyers au cours des années 2000¹³. Au registre des évolutions lentes,

¹²Munch *et al.* (2005) montrent, en étudiant le secteur locatif contrôlé danois, que la probabilité de trouver un emploi localement augmente avec l'intensité du contrôle dont le ménage bénéficie, à l'inverse de la probabilité de trouver un emploi hors du marché du travail local. De manière similaire, Munch *et al.* (2006) montrent que les propriétaires déménagent effectivement moins que les locataires pour des raisons professionnelles, mais que leurs chances de trouver un emploi localement sont plus grandes. Des études du cas français existent également : elles sont en partie recensées dans le quatrième chapitre.

¹³Tandis que, de 2000 à 2010, en moyenne sur l'ensemble de la France, l'indice du prix des logements a augmenté de 107%, l'indice des loyers et le revenu par ménage n'ont augmenté respectivement que de 27% et 25%, si bien qu'aujourd'hui le prix des logements relativement au revenu

on note surtout l'effritement du marché locatif privé au profit du secteur social et de la propriété privée.

En 2007, 57,5 % des ménages sont propriétaires, un taux qui demeure bas en comparaison des 65% de l'Union européenne. Le parc locatif privé, sur lequel porte plus spécifiquement le premier chapitre de cette thèse, abrite 6,5 millions de ménages. A l'instar de la plupart des autres pays européens, il se caractérise par une réglementation qui protège les locataires en place¹⁴ et encadre l'évolution des loyers. Si l'on peut comprendre les raisons de cette réglementation, on doit également se demander à quel point cette dernière n'a pas des effets négatifs sur l'offre locative, à la fois au niveau global (si elle augmente le nombre de logements gardés vacants par leurs propriétaires) et au niveau individuel (si elle entraîne une complexification des procédures d'accès au bien, mises en place par des propriétaires cherchant à se prémunir contre le risque d'impayés). De ce point de vue, la question principale du marché locatif privé est peut-être celle du rationnement par les quantités, mécanisme au cœur du premier chapitre.

Quant au parc locatif social, celui-ci abrite plus de 4 millions de ménages. Il forme une constellation très diverse d'un point de vue institutionnel mais cette diversité n'est pas prise en considération dans le présent travail, qui le désignera uniformément comme parc social, ou parc HLM. Ce parc, qui compte pour environ 16 % du parc immobilier total (soit une densité de 70,1 logements pour 1 000 habitants en 2007, en augmentation de 2,2 points depuis 1999), se caractérise par des loyers moyens inférieurs de moitié à ceux pratiqués dans le parc privé. Il forme une des plus anciennes et des plus vastes politiques publiques françaises. Deux grands phénomènes contradictoires le caractérisent : d'un côté, les seuils d'éligibilité à la politique étant très hauts, la fraction de la population française potentiellement concernée

des Français est à son plus haut niveau depuis 70 ans.

¹⁴Basé sur les difficultés associées à l'expulsion d'un locataire en situation d'impayé, l'indice construit par [Djankov et al. \(2003\)](#) place la France dans la moyenne européenne (avec 3,2 contre 2,2 pour le Royaume-Uni et 4,8 pour l'Espagne).

par les HLM est très élevée¹⁵, ce qui conduit à un rationnement important¹⁶; d'autre part, du fait de son ancienneté et de sa diversité, il est très hétérogène en termes de qualité. Cette hétérogénéité qualitative, qui repose avant tout sur les caractéristiques de localisation des logements, en fait un marché quasi-dual, où l'intensité du rationnement est très variable d'un lieu à l'autre. Le troisième chapitre revient sur cette question.

Enjeux géographiques et sociaux du croisement des deux thèmes

Logement social et ségrégation La participation des immigrés au logement social est un phénomène relativement récent. Bien que les premières phases de construction massive de HLM coïncident avec les premières grandes vagues d'immigration, jusqu'à la fin des années 1960, les immigrants occupent essentiellement un parc privé dégradé formé d'hôtels meublés et de foyers, quand ils ne vivent pas dans des bidonvilles. La destruction de ce parc, décidée par l'Etat français en 1971, initie le relogement progressif des immigrés dans le parc HLM. Au début des années 1980, ces derniers sont encore sous-représentés en HLM (Pinçon (1981)), mais leur participation au programme s'amplifie par la suite, parallèlement à une paupérisation relative du parc HLM et à une diminution drastique du taux de rotation de ses locataires. Cependant, le rôle joué par le parc HLM dans les parcours résidentiels suivis par les immigrés après leur installation en France varie en fonction de leur origine. Simon (1995) distingue deux grands modèles : le premier, qui concerne surtout les immigrés originaires de la péninsule ibérique et d'Asie du Sud-Est, se caractérise par une stratégie d'accession à la propriété dynamique, permettant aux groupes concernés de s'extraire rapidement des circuits d'attribution du logement social ; dans le second modèle, en revanche, qui concerne

¹⁵Selon les estimations, cette proportion varie de 65% (Laferrère et LeBlanc (2006)) à 80% (Wasmer, dans Mistral et Plagnol (2009)).

¹⁶D'après Algan et Cahuc (2007), le programme HLM est même "[l']exemple phare [...] [d'] un rationnement résultant de ressources insuffisantes par rapport à la population éligible aux services publics concernés", les auteurs ajoutant que "de telles situations ne peuvent que contribuer à entretenir la corruption, la défiance et l'incivisme."

les "groupes aux ressources les plus faibles et les plus stigmatisés", notamment les immigrés africains et turcs, l'amélioration de l'habitat repose encore sur l'obtention d'un logement social. Depuis le courant des années 1990, les immigrés, en particulier d'origine africaine, sont incontestablement surreprésentés dans le parc HLM ([Fougère et al. \(2011\)](#)).

Certes, ce fait saillant ne permet pas, à lui seul, d'expliquer la répartition des immigrés africains sur le territoire français à l'échelle régionale : largement déterminée par la localisation des personnes à leur arrivée sur le territoire national, celle-ci est relativement stable dans le temps¹⁷ et marquée par la prédominance des portes d'entrée sur le territoire que constituent les grandes agglomérations (en particulier la région parisienne, qui compte plus de la moitié des immigrés africains du pays, et, secondairement, les agglomérations de Marseille, Lyon et Lille). Cependant, le recours massif au parc HLM, dont les logiques d'attribution ne laissent qu'une faible marge de manœuvre aux acteurs, permet sans doute d'expliquer une partie de la faible mobilité interrégionale de cette population, qui ne s'est pas nécessairement bien adaptée aux déplacements régionaux des opportunités d'emploi des trois dernières décennies, et notamment à la relocalisation des activités consommatrices d'espace dans les zones peu denses ([Bouvard et al. \(2009\)](#)). Par ailleurs, la localisation des immigrés africains à l'intérieur des agglomérations est quant à elle largement déterminée par l'offre locale de logement sociaux, et plus particulièrement, par l'offre de logements sociaux de qualité inférieure ([Simon \(1995\)](#)), pour lesquels cette population forme une clientèle captive, du fait de son manque d'opportunités sur le marché du logement privé et de la concurrence existant sur les segments supérieurs du marché du logement social. Cette situation, sur laquelle on revient en détail dans le troisième chapitre de ce travail, se traduit par une concentration des immigrés africains dans des quartiers de relégation qui, à elle seule, permet de rendre compte d'une grande partie de la ségrégation rencontrée par cette population.

¹⁷Notamment pour les immigrés originaires d'Afrique du Nord, qui sont généralement arrivés en France plus tôt que les immigrés originaires d'Afrique subsaharienne ([Fougère et al. \(2011\)](#)).

Immigré et ségrégué : une double peine Il est probablement hâtif de comparer sans précaution les cités des banlieues françaises au ghetto noir américain¹⁸, et les termes de "ghettos ethniques" ou "ghettos de logement social", parfois utilisés dans les différents chapitres de ce travail, doivent être entendus de façon métaphorique. Cependant, il n'en demeure pas moins que ces quartiers, de par leur localisation et leur réputation, constituent des éléments forts de marquage social, par l'intermédiaire d'effets additifs, voire multiplicatifs.

Par "effets additifs" de l'espace, on signifie que la localisation spécifique des immigrés a un impact sur leurs perspectives, sans que, pour autant, cet impact soit propre aux immigrés. Qu'il s'agisse de l'impact de l'isolement physique du lieu de résidence ou de celui de la composition de la population qui l'habite, ces effets, déjà évoqués précédemment, ont fait l'objet de nombreux travaux au cours de ces dernières décennies. En revanche, l'impact spécifique de l'espace sur le destin des minorités urbaines est un sujet apparu récemment. Ainsi, en arguant de l'existence de marchés du travail segmentés, [Hellerstein et al. \(2008\)](#) proposent-ils de substituer au *spatial mismatch* la notion de *racial mismatch*, basée non plus sur la densité locale des emplois, mais sur la densité locale des emplois effectivement occupés par les minorités.

Une autre direction de la recherche consiste à envisager que des mécanismes de discrimination liée à la stigmatisation du quartier de résidence des individus se combinent aux phénomènes de discrimination ethnique. Si la théorie expliquant ces effets combinés, ou "multiplicatifs" reste encore en partie à écrire, la mesure de l'effet joint de la localisation résidentielle et de l'origine géographique des individus sur leur accès au marché du travail commence à être étudiée dans le cas français. Dans un contexte expérimental portant sur un

¹⁸[Wacquant \(2007\)](#) invoque trois raisons d'être prudent : d'une part, les conséquences cumulées de la ségrégation, de la pauvreté, de l'isolement et de la violence qu'on trouve dans le ghetto américain demeurent sans commune mesure avec la situation française ; d'autre part, ghetto et cités sont le résultat de trajectoires urbaines fondamentalement différentes : car si la provenance ou l'apparence ethnique peuvent influencer sur la définition et la classification des cités françaises, celles-ci ont avant tout une base sociale ; enfin, l'émergence d'une gestion politique de ces espaces dans les années 1980 et 1990 a fait de chacun d'eux une construction institutionnelle très spécifique.

segment de main d'œuvre très qualifiée, pour lequel on s'attendrait à ce que la discrimination ethnique à l'embauche soit réduite, [Duguet et al. \(2010\)](#) montrent que l'effet de l'origine du candidat (marocaine ou française, dans ce cas) sur sa probabilité d'être retenu pour un entretien dépend largement de sa commune de résidence (Sarcelles et Villiers-le-Bel d'un côté, Enghien-les-Bains de l'autre). Dans leur analyse des parcours des enfants d'immigrés maghrébins résidant en Ile-de-France, Solignac et Tô (2011) montrent également que l'effet de leur origine sur leur probabilité d'emploi varie de façon importante selon qu'ils résident dans des zones à fort taux de chômage et/ou éloignées du centre de Paris. Ce nouveau champ de recherche, l'étude quantitative de l'espace comme marqueur social spécifique des immigrés et descendants d'immigrés, apparaît comme un champ très prometteur, en ce qu'il permet de cibler au plus juste les populations les plus désavantagées suite à l'application de cette "double peine".

Présentation des travaux

Logique de la thèse

Deux conditions initiales sont, dans cette thèse, considérées comme "exogènes", dans la mesure où l'on ne cherche pas à les expliquer -quand bien même l'analyse économique pourrait s'y prêter : d'une part, la présence d'immigrés africains sur le territoire français, ici simple conséquence de l'Histoire et des grands déséquilibres mondiaux ; d'autre part, l'existence de préjugés à leur encontre au sein du reste de la population française, réaction que l'on attribuera pudiquement au fait que "l'imaginaire social, dans les sociétés fortement territorialisées, aux logiques classificatoires strictes, attribue souvent à la migration une valeur inférieure à celle de la sédentarité" (Levy et Lussault (2003)), p. 617).

Une fois ces deux conditions posées, on commence par établir l'existence de pratiques discriminatoires à l'encontre des immigrés africains sur le marché du logement privé. Le

mécanisme central à l'origine de la discrimination dans cette première partie suppose que les immigrés auront d'autant moins de difficultés à accéder au marché du logement privé qu'ils forment une part importante de la clientèle locale potentielle : la forme de discrimination que l'on met à jour a donc pour conséquence directe de renforcer la ségrégation de ceux qui la subissent. On suggère par ailleurs que la surreprésentation des immigrés africains en HLM vient en partie compenser ces phénomènes de discrimination.

Comme l'un des objectifs affichés de la politique HLM est de lutter contre la ségrégation urbaine, on s'interroge alors, dans une seconde partie, sur la capacité effective d'une politique de logement social à réduire celle-ci. Le deuxième chapitre cherche à répondre à cette question d'un point de vue purement théorique, en prenant en compte, d'une part, l'impact d'une politique de logement social sur les prix du marché privé dans un contexte d'offre totale fixe et d'autre part, le rôle des seuils d'éligibilité à la politique. L'enseignement principal du modèle est que la politique HLM ne peut avoir d'impact sur la ségrégation que si elle cible strictement les groupes de population sous-représentés suite au fonctionnement du marché du logement privé. A contrario, le troisième chapitre met en évidence l'existence d'un tri spatial au sein du parc HLM, manifesté par la concentration des immigrés africains au sein des quartiers les plus pauvres des agglomérations, où ils sont déjà en surnombre indépendamment de la politique HLM. A la lumière de ces résultats, il semble qu'il faille être relativement pessimiste quant à la capacité de la politique HLM à réduire le niveau de ségrégation de l'habitat des immigrés africains.

Enfin, partant du constat désormais reconnu que l'accès au marché du logement est un déterminant crucial de la mobilité professionnelle¹⁹, la troisième partie se propose d'établir un lien entre les difficultés d'accès au marché du logement des immigrés africains, les caractéristiques de leur mobilité résidentielle et leur performance relative sur le marché

¹⁹D'après les résultats de l'Enquête "Conditions de vie et Aspirations" menée par le CREDOC au début de l'année 2011, 70% des actifs français interrogés refuseraient une opportunité professionnelle si cela les obligeait à accroître leurs dépenses de logement

du travail. L'accès au marché du logement est ici résumé par des probabilités de recevoir une offre de logement hors de la zone de résidence du ménage. Comme ces probabilités dépendent également du fait que le ménage ait reçu, en parallèle, une offre d'emploi, elles permettent de distinguer implicitement les offres issues du marché privé et celles provenant du parc HLM : les valeurs obtenues par calibration du modèle sont alors susceptibles d'être interprétés en regard des résultats établis au cours des chapitres précédents.

Première partie : discrimination sur le marché du logement

Dans le premier chapitre, intitulé *The Neighbor is King : Customer Discrimination in the Housing Market*, on cherche à établir un test de la présence de discrimination à l'entrée des populations immigrées d'origine africaine et plus généralement, extra-européenne, sur le marché locatif privé en France.

On se concentre sur le marché locatif car les immigrés non-européens, du moins en France, ont rarement assez de capital pour accéder au statut de propriétaire. Il y a trois raisons principales pour lesquelles les agents immobiliers (ou les propriétaires, qu'on ne distingue pas ici) discriminent les candidats issus des minorités : premièrement, ils peuvent ne pas les aimer ; deuxièmement, s'ils manquent d'information sur les candidats en général, ils peuvent utiliser l'appartenance ethnique comme une variable proxy de caractéristiques inobservables négatives ; enfin, sans préjugés personnels, ils peuvent prendre en compte le fait que certains consommateurs ont eux-mêmes des préjugés contre les minorités et ne veulent pas interagir avec elles. Si ces consommateurs forment une part importante du marché ciblé, cela devient dès lors trop coûteux de ne pas discriminer. Ce troisième type de discrimination, appelé discrimination par les goûts des consommateurs (*customer discrimination*) a été formalisée par [Becker \(1957\)](#) sur le marché du travail et a été testée récemment avec succès dans le cas américain (Charles et Guryan (2008)). Si l'on admet que les locataires potentiels prennent en considération le type de leurs futurs voisins quand

ils cherchent un logement, ce cadre d'analyse s'applique particulièrement bien au marché du logement (Ondrich *et al.* (1999)). Ces trois explications se concurrencent l'une l'autre pour expliquer les difficultés d'accès des minorités au marché du logement. Comme les politiques de lutte contre la discrimination dépendent en partie du type de discrimination dont il est question, il est important de trouver une stratégie qui permette de distinguer la *customer discrimination* de ses homologues, la discrimination statistique, et la discrimination liée aux préférences des agents.

Dans le modèle de Becker, les firmes n'embauchent pas de candidats "noirs" pour des emplois en contact avec les consommateurs car le préjugé de certains consommateurs "blancs" diminue la productivité des employés noirs. Transposé sur le marché locatif, ce raisonnement signifie que le degré d'appréciation d'une unité de logement dépend de la composition ethnique du voisinage. Cette caractéristique est au centre du modèle de comportement du propriétaire que l'on propose ici. On considère un modèle d'appariement en temps continu, dont on étudie les propriétés à l'état stationnaire. On s'intéresse au calcul effectué par des propriétaires (absents) d'appartements situés dans des immeubles de deux logements, qui cherchent à maximiser leur espérance de profit et sont confrontés à deux types de locataires : les "noirs" et les "blancs", dont une partie éprouve des préjugés ethniques et refuse d'emménager dans le voisinage d'un noir. Les propriétaires doivent prendre en compte le fait qu'une fois leur locataire parti, ils ne savent pas combien de temps ils devront attendre avant d'en retrouver un autre : c'est ici qu'interviennent les frictions du marché. En moyenne, la longueur de cette période d'attente augmente si d'autres locataires noirs vivent déjà dans le quartier, car les propriétaires ne pourront alors plus compter sur l'arrivée de locataires blancs avec préjugés. Sachant cela, et sachant aussi que, à cause de l'auto-sélection des candidats blancs avec préjugés, s'ils acceptent un candidat noir aujourd'hui, cette décision augmente la probabilité que d'autres locataires noirs vivent dans le quartier dans le futur, les propriétaires peuvent décider de refuser les candidats noirs qu'ils

rencontrent : c'est-à-dire, de les discriminer. Inversement, refuser un candidat reporte le moment où leur logement sera à nouveau occupé. Par conséquent, il existe un arbitrage entre l'attente aujourd'hui et l'attente demain, dont la résolution dépend des différents paramètres du modèle.

Cependant, cette analyse ne permet pas encore de distinguer entre *customer discrimination* et discrimination liée aux préférences du propriétaire, puisque le préjugé peut être le même au sein de la population de candidats et de la population de propriétaires. On utilise alors une autre particularité du marché du logement : dans un quartier donné, tous les logements n'appartiennent pas au même propriétaire. Les propriétaires qui possèdent plusieurs logements voisins auront ainsi davantage tendance à internaliser le niveau de préjugé des consommateurs. On fait l'hypothèse, fondée par de nombreuses études (par exemple, Goux et Maurin (2007)), que les externalités de voisinage ont d'abord lieu au niveau de l'immeuble. On considère alors deux types de propriétaires : ceux qui possèdent les deux appartements de l'immeuble et ceux qui n'en possèdent qu'un seul. On montre que les premiers (propriétaires "multiples") seront plus susceptibles de discriminer en réaction au préjugé des consommateurs. En effet, alors que les autres ne prennent en compte que l'impact de leur décision d'acceptation sur leur capacité à relouer ce même logement plus tard, les propriétaires multiples doivent aussi prendre en compte l'impact de leur décision sur leur capacité (présente et future) à louer leur autre appartement. Cela conduit à la prédiction suivante selon laquelle, s'il existe de la *customer discrimination* contre les candidats noirs, ces derniers seront sous-représentés dans le parc locatif possédé par des propriétaires possédant plusieurs logements dans le même immeuble.

On utilise l'Enquête Nationale Logement de l'INSEE pour tester cette prédiction. Le test repose sur l'hypothèse que, conditionnellement aux autres caractéristiques observables du logement (taille, prix, ancienneté, qualité, localisation, etc.), les candidats n'observent pas, ou ne cherchent pas à savoir que le propriétaire est de type multiple ou non. Sous

cette hypothèse, l'allocation conditionnelle des locataires entre les types de propriétaires peut être interprétée comme le résultat d'une expérience naturelle, qui reflète seulement le côté offre du marché et ne pose pas les problèmes habituels de sélection concernant le choix du lieu de résidence. On montre que les immigrés de première génération d'origine extra-européenne qui vivent dans des appartements loués sur le marché privé ont environ 5% moins de chances, toutes choses égales par ailleurs, d'avoir un propriétaire qui possède l'ensemble de l'immeuble dans lequel il réside. En outre, pour différentes raisons, on considère que ce résultat doit être interprété comme une borne inférieure de l'intervalle dans lequel se situerait l'effet réel. En l'absence d'explication alternative, on conclut que ce résultat signifie que les propriétaires multiples s'opposent plus souvent à l'entrée des candidats immigrés sur le marché locatif privé. Dans un second temps, on étend l'analyse aux conséquences macroscopiques de la *customer discrimination* sur les modes de consommation de logement des immigrés extra-européens. C'est un fait établi que ces derniers sont surreprésentés dans le parc HLM. Or, les principales explications de ce phénomène insistent sur des effets de réseau (et autres préférences spécifiques au groupe ethnique) ainsi que sur l'histoire de l'immigration. Parallèlement à ces théories, on propose ici une explication complémentaire. Sur différents échantillons de la population, on étudie les déterminants de la probabilité qu'un ménage donné réside en HLM. On montre que la fraction du parc locatif privé représenté, au niveau départemental, par les propriétaires multiples, est corrélée positivement avec cette probabilité de vivre en HLM pour la population d'immigrés d'origine extra-européenne, tandis que la corrélation est nulle pour les immigrés d'origine européenne ainsi que pour les populations non-immigrées. Si la probabilité de vivre en HLM reflète, du moins en partie, une difficulté d'accès au marché locatif privé, ce résultat donne une information intéressante sur l'impact de la *customer discrimination* sur la localisation résidentielle de certains groupes de la population. En cela, ce travail se rattache à la théorie du *collective action racism*, selon laquelle les ghettos ethniques résultent partiellement d'actions collectives entreprises par le

groupe majoritaire afin de s'assurer de l'éloignement des minorités ([Cutler et al. \(1999\)](#)).

Deuxième partie : logement social et ségrégation

Logement social et ségrégation : éléments théoriques Le deuxième chapitre, intitulé *Does public housing reduce segregation? A partial sorting model with endogenous prices and rationing* propose un modèle d'économie fermée visant à montrer sous quelles conditions un programme de logement social est susceptible de diminuer le niveau de ségrégation économique au sein d'une agglomération, c'est-à-dire l'asymétrie de la répartition des différents niveaux de revenu entre les différents quartiers. Notons que dans ce chapitre, on considère deux groupes de consommateurs qui se distinguent uniquement par leur niveau de revenu : la problématique de la ségrégation basée sur l'origine des habitants y est donc seulement abordée implicitement, sous l'hypothèse que l'on peut assimiler les immigrés à un groupe de revenu et les non-immigrés, à l'autre. La question à laquelle on cherche à répondre est la suivante : est-il suffisant de promouvoir une meilleure répartition des logements sociaux dans les différents quartiers d'une agglomération pour diminuer le niveau de ségrégation économique dans cette agglomération ? Certes, la provision d'unités de logement à prix contrôlé, indépendant de la localisation, rend accessibles à certaines catégories de la population des quartiers (ou des communes) qui ne l'auraient jamais été dans un cadre de marché privé. Cependant, cet effet direct de la politique est contrebalancé par deux autres mécanismes : d'une part, situé dans un quartier attractif, un logement social peut attirer de nouveaux candidats, qui n'étaient pas suffisamment contraints financièrement pour être intéressés par un logement mal situé : cette situation a des chances de se produire si les seuils d'éligibilités à la politique sont élevés ; d'autre part, si le parc social ne vient pas s'ajouter au parc existant, mais s'y substitue, car l'offre totale de logements, pour des raisons géographiques ou démographiques par exemple, est peu modifiable, la mise en place de logements sociaux risque d'entraîner à la hausse les prix des logements environnants, de telle sorte que

l'accessibilité moyenne du quartier dans lequel le programme aura été mis en place ne sera pas forcément améliorée.

Afin de prendre en compte ces différents effets, on construit une ville formée par deux quartiers et occupée par deux groupes de consommateurs. L'offre et la demande de logement sont égales. Chaque quartier est caractérisé par sa taille et par un indicateur de qualité. Chaque groupe de consommateurs est caractérisé par sa taille et par un niveau de revenu qui se manifeste de façon indirecte par le fait que les consommateurs les plus riches sont moins sensibles au prix de leur logement. Dans la version principale du modèle, tous ces paramètres sont fixés de façon exogène. Enfin, il existe également de l'hétérogénéité individuelle au sein de chacun des deux groupes. Cette hétérogénéité concerne une dimension du modèle qui peut s'interpréter comme le degré de préférence intrinsèque de chaque consommateur pour l'un ou l'autre des deux quartiers. Elle est distribuée de façon uniforme dans les deux groupes, sur un segment qui apparente le modèle à un modèle de Hotelling, à ceci près que les quartiers sont localisés de façon exogène aux deux extrémités de ce segment. L'équilibre du marché conduit à une situation de ville partiellement ségrégée : les consommateurs les plus riches sont surreprésentés dans le quartier de meilleur qualité, qui sera également plus cher, mais, du fait de l'hétérogénéité individuelle, on observera certains membres des deux groupes dans chacun des quartiers.

Dans un deuxième temps, on suppose que le gouvernement de la ville décide d'acquérir une fraction de l'un des deux quartiers et de transformer les logements qui s'y trouvent en logements sociaux, qui seront proposés à un prix contrôlé, indépendant de la localisation du logement et fixé de façon à ce qu'il soit inférieur au prix pratiqué dans le parc privé du moins bon quartier. Les logements sociaux, qui attirent alors plus de candidats que les logements privés situés dans le même quartier, sont rationnés. Le gouvernement décide donc d'une règle d'allocation de ces logements, assimilable à une loterie. Conséquence indirecte de la politique, comme l'offre de logements privés est réduite d'autant dans le quartier où

sont implantés les logements sociaux, le prix de ces logements s'ajuste à la hausse, ce qui conduit au premier enseignement important du modèle : si tous les consommateurs, riches ou pauvres, ont autant de chances d'obtenir un logement social, l'impact de la politique sur le niveau de ségrégation sera nul car l'effet direct sera parfaitement contrebalancé par l'effet sur les prix du marché privé.

On modifie alors la règle d'allocation des logements, qui dépend désormais du type du candidat. Cette nouvelle règle permet de diminuer le niveau de ségrégation et sera d'autant plus efficace que le groupe de consommateurs sous-représentés dans le quartier où les logements sociaux sont implantés est favorisé aux dépens de l'autre groupe. A contrario, si, pour des raisons externes (par exemple, politiques) le gouvernement ne peut pas se permettre de traiter de façon trop inégale les deux groupes, il devra compenser cette inclination à l'universalisme par un programme de logements dont la taille augmentera de façon exponentielle (jusqu'à atteindre les limites physiques du quartier). Pour un même objectif en termes de réduction du niveau de ségrégation, le choix du quartier dans lequel implanter les logements sociaux sera déterminé par le coût total du programme et dépendra d'une condition simple portant sur la taille relative des deux quartiers et des deux groupes de consommateurs. Finalement, on considère une extension du modèle qui prend en compte la possibilité d'externalités de voisinage, définies par le fait que les consommateurs préfèrent avoir des voisins riches. Cette extension ne modifie pas le message du modèle. Au contraire, la politique de logement social, si elle s'accompagne d'une sélection des candidats, réduit le niveau de ségrégation de façon encore plus efficace, car elle a également un impact indirect sur l'attractivité relative des deux quartiers.

Tri spatial des locataires HLM d'origine africaine Le troisième chapitre, intitulé *Ethnic sorting in French public housing*, présente une analyse statistique des différences de localisation, au sein de la population des locataires en HLM, entre les immigrants africains

et les non-immigrés²⁰. Il montre que, à caractéristiques observables identiques du ménage, les immigrés africains locataires en HLM ont tendance à résider dans des quartiers plus pauvres que leurs homologues non-immigrés. Ce tri spatial, également robuste au contrôle des caractéristiques observables (de prix, de taille, de confort et de bâti) du logement, revient à dire que les locataires HLM non-immigrés sont en quelque sorte subventionnés par les autres (car ils ne paient que marginalement plus cher) pour vivre dans de meilleurs quartiers, ce qui pose d'importantes questions en termes d'équité.

Par tri spatial, on entend le fait que, conditionnellement à leur localisation à plus grande échelle (par exemple, au sein d'une même municipalité), les immigrés africains en HLM vivraient dans des quartiers différents de ceux dans lesquels vivent les locataires HLM non-immigrés. L'analyse statistique est menée sur la vague 2002 de l'Enquête Nationale Logement. Pour mesurer le niveau social des quartiers, on utilise une variable jointe à l'Enquête Logement, issue d'une étude de Martin-Houssart et Tabard (2002) sur la répartition des Professions et Catégories Socio-professionnelles (PCS) des hommes de 7500 quartiers de France métropolitaine, mesurée à l'aide du Recensement de 1999.²¹ Alternativement, on utilise l'appartenance du quartier en question à une Zone Urbaine Sensible.

La méthodologie utilisée est celle de l'appariement sur les caractéristiques observables des ménages. On compare le niveau social moyen du quartier des immigrés africains à celui d'un groupe de non-immigrés pondéré de façon à ce que ses caractéristiques soient très similaires à celles du groupe des immigrés africains. En parallèle, on reproduit cette analyse sur l'échantillon des locataires du secteur privé, afin de "comparer les comparaisons" entre les deux secteurs du marché locatif. Le secteur privé se caractérise par une beaucoup plus grande sensibilité des loyers à la localisation des logements. Par ailleurs, l'existence de pratiques discriminatoires à l'encontre des immigrés africains y est établie. Alors que l'on s'attendrait

²⁰Pourvu que le chef de ménage soit autorisé à vivre en France, les immigrés peuvent prétendre à un logement en HLM au même titre que les non-immigrés.

²¹Rappelons que, le Recensement ne donnant pas d'informations sur les revenus des ménages, ce type d'indices socioéconomiques très localisés est difficile à obtenir en France.

à ce que le tri spatial des immigrés y soit plus important, nos résultats indiquent que ce dernier est de magnitude très comparable à ce qui est observé dans le parc HLM.

Afin de prendre en compte le fait que ces comparaisons n'ont de sens qu'à l'intérieur d'une même zone de résidence, on propose deux méthodes différentes. La première consiste à ne pas comparer les indicateurs bruts de niveau social des quartiers, mais des indicateurs purgés de l'impact propre à chaque zone, et d'effectuer ensuite l'appariement des non-immigrés sur les seules variables individuelles. Le seconde consiste à effectuer l'appariement sur les variables individuelles et sur les variables de localisation, en surpondérant ces dernières de façon à ce que les ménages non-immigrés soient comparés en priorité avec un ménage africain résidant dans la même zone.

Toutes les estimations utilisées concourent à établir l'existence d'un tri spatial des immigrés africains au sein du parc HLM. Cependant, elles ne permettent pas d'établir si cette situation est réellement subie par cette population ou si elle correspond à la manifestation de préférences inobservables pour un certain type de quartiers. Dans un dernier temps de ce chapitre, on réunit un faisceau concordant d'indices permettant de privilégier la première interprétation. Tout d'abord, on utilise des informations sur le niveau de satisfaction déclarée des ménages vis-à-vis de leur quartier de résidence et on montre que les immigrés africains ne semblent pas moins sensibles aux écarts de niveau social du quartier que les autres ménages. Ensuite, on montre que le fait, pour les immigrés africains, d'avoir refusé une première proposition de logement HLM, avant d'accepter le logement dans lequel ils résident aujourd'hui, réduit substantiellement le différentiel de niveau social de quartier entre les deux groupes. Enfin, on établit que ce différentiel semble également en partie déterminé par la nature institutionnelle de l'organisme chargé de l'attribution et de la gestion des logements.

Troisième partie : logement, mobilité résidentielle et emploi

Dans le quatrième chapitre, intitulé *Mobilité résidentielle et emploi des immigrés africains en France : une approche par calibration*, on cherche à quantifier l'impact des obstacles à la mobilité résidentielle interrégionale des immigrés africains en France sur leur probabilité de chômage. L'hypothèse sous-jacente est que dans le marché du travail français, marqué par un sous-emploi chronique, les offres d'emploi sont peu nombreuses et toute opportunité d'emploi perdue est donc très coûteuse en termes de risque de chômage additionnel. Or, dans ce contexte particulier, les immigrés africains ont deux particularités : d'une part, ils sont affectés par un taux de chômage largement supérieur à celui du reste de la population active ; d'autre part, ils sont aussi beaucoup moins mobiles que le reste de la population : ainsi, d'après l'Enquête Nationale Logement, parmi les ménages ayant déménagé au moins une fois lors des quatre ans précédents, la probabilité que le ménage ait déménagé vers une agglomération de taille différente est-elle 16 % plus petite pour les immigrés d'origine africaine. Dans quelle mesure cette moindre mobilité affecte-t-elle les opportunités d'emploi des immigrés africains ? En retour, comment les difficultés des immigrés africains sur le marché du travail conditionnent-elles leurs opportunités résidentielles ? On développe dans ce travail une méthode permettant de répondre simultanément à ces deux questions et de quantifier les rôles respectifs des contraintes pesant sur l'accès des immigrés africains au marché du travail et au marché du logement, ainsi que le rôle joué par les préférences géographiques propres à cette population.

Afin de relier ces résultats à l'écart observé de taux de chômage entre les deux populations, on calibre un modèle structurel de recherche d'emploi où se mêlent les préférences géographiques, les opportunités économiques, et les possibilités de logement. Le modèle repose sur l'hypothèse que les demandeurs d'emploi prospectent simultanément plusieurs bassins d'emplois, situés dans des zones géographiques différentes, et donc y compris hors de leur zone de résidence (Burda et Profit (1996)). La probabilité de recevoir une offre

d'emploi émanant d'un bassin d'emploi donné dépend des caractéristiques locales du marché du travail. Elle est cependant plus faible pour un individu qui ne réside pas dans le bassin d'emploi. La probabilité d'embauche dépend des probabilités de recevoir une offre d'emploi sur chaque bassin d'emploi, mais également, dans le cas où l'offre est située hors de la zone de résidence du demandeur, de la capacité du demandeur à obtenir un logement dans cette nouvelle zone ainsi que de son désir de s'installer dans cette nouvelle zone. Le moindre accès des immigrés africains au marché du logement, qui peut, entre autres, être dû à des phénomènes de discrimination sur le marché privé, peut alors expliquer pourquoi les immigrés africains ont peu tendance à "suivre" les emplois.

On construit un modèle statique de recherche simultanée d'emploi et de logement, basée sur le calcul d'espérances d'utilité. Ce modèle compte deux périodes et distingue deux groupes ethniques, les immigrés africains et les non-immigrés, deux états, l'emploi et le chômage et deux zones de résidence. A la différence du modèle dynamique présenté dans le premier chapitre, ce modèle est destiné en priorité à expliquer des phénomènes de transition et non pas à déterminer les propriétés de l'équilibre stationnaire du modèle. On considère une fonction d'utilité instantanée très simple, de type aléatoire, où seuls comptent le niveau de revenu et un paramètre aléatoire de "confort géographique" dont la distribution dépend de la zone de résidence et du groupe ethnique. Afin de séparer la population française en deux groupes de taille similaire, on considère une partition du territoire national entre les agglomérations de plus de cent mille habitants et les autres. Le modèle prédit des transitions entre les différents états et les différentes zones pour les deux groupes ethniques, transitions qui dépendent d'un paramètre mesurant l'efficacité de la recherche d'emploi hors de la zone de résidence. Ces transitions théoriques sont ensuite confrontées aux transitions effectivement observées à partir de données du Recensement et de l'Enquête Nationale Logement. On considère à cette fin un groupe d'immigrés africains repondéré afin de reproduire la distribution des caractéristiques individuelles observables des non-immigrés. Ces données

permettent de calibrer les paramètres structurels du modèle, qui dépendent de l'ethnie, du statut d'emploi initial et de la zone de résidence à chaque période. Ces paramètres sont : la probabilité de recevoir une offre d'emploi, la probabilité d'obtenir un logement sachant que l'on a aussi reçu une offre d'emploi et la probabilité d'obtenir un logement sans avoir reçu simultanément d'offre d'emploi. Ils permettent de distinguer les imperfections sur le marché du logement des imperfections sur le marché du travail. Le paramètre d'intensité de la recherche d'emploi hors de la zone de résidence demeure libre et fait donc l'objet de variantes pour apprécier la robustesse des résultats.

On obtient deux séries de résultats. La première concerne les différences les plus notables entre immigrés africains et non-immigrés. Les non-immigrés ont des préférences plus marquées pour les petites agglomérations que les immigrés africains. Compte tenu des revenus accessibles dans les différentes options pour les deux groupes, 47 % des immigrés africains "préfèrent" être au chômage (avec un logement) dans les grandes villes plutôt que de travailler dans une petite agglomération, alors que 40 % des non-immigrés sont dans ce cas de figure. La probabilité de rester dans l'emploi est nettement plus faible pour les immigrés africains et ce pour les deux zones. Ces probabilités diffèrent de plus de 10 points de pourcentage. En revanche les probabilités d'accéder à l'emploi à partir du chômage sont proches. Les immigrés africains semblent donc confrontés à un problème important d'instabilité des relations d'emploi. Enfin, la probabilité d'accès au logement lorsqu'on dispose d'une offre d'emploi est beaucoup plus faible pour les immigrés africains que pour les non-immigrés.

La seconde série de résultats concerne l'explication quantitative du différentiel de taux de chômage et de localisation géographique entre les deux zones. D'une part, le différentiel résiduel de taux de chômage dépend d'abord des difficultés spécifiques rencontrées par les immigrés africains sur le marché du travail et en particulier de l'instabilité de leur situation d'emploi. Le marché du logement joue pour environ 10 % de l'écart, les préférences géographiques pour 2 % et les effets d'hystérèse liés à localisation initiale pour 2 %

également. L'espace au sens large représente ainsi 15 % de l'écart. Ce chiffre peut sembler relativement faible ; il faut cependant garder à l'esprit que nous tentons d'expliquer les disparités résiduelles de chômage. Deuxièmement, les différences ethniques de mobilité géographique sont bien davantage liées aux préférences géographiques intrinsèques et au fonctionnement du marché du logement qu'au fonctionnement du marché du travail. Le différentiel d'accès au marché du logement représente ainsi plus de 70 % de l'écart de long terme de localisation entre les deux populations, alors que les préférences géographiques représentent environ 20 % de cet écart.

Première partie

Discrimination sur le Marché du Logement

1

The Neighbor is King. Customer Discrimination in the Housing Market¹

¹This chapter updates work registered as IDEP working paper n°1003. It is co-written with Pierre-Philippe Combes, Bruno Decreuse and Alain Trannoy. It has benefited from the comments of Pierre Cahuc, Jan Eeckhout, Cecilia Garcia-Peñalosa, and Morgane Laouénan. We also thank seminar participants at GREQAM, CREST, Insee, Sciences-Po, Paris School of Economics, Rennes University and University of Aix-Marseille, as well as conference participants in Dijon, Aix-en-Provence, Glasgow, London, Shanghai, Uppsala and Ghent. Data was made available by the Centre Maurice Halbwachs. This research was partly funded by the Direction de l'Animation de la Recherche, des Etudes et des Statistiques (Dares).

"Je crois que ça ne va pas être possible."

Zebda, *Essence Ordinaire*

1.1 Introduction

If discrimination in the housing market happens to be the main driving force behind urban patterns, this could dramatically affect the design of any public policy geared towards improving the life of urban minorities ([Zénou \(2009\)](#)). For example, fair housing legislation could then become a useful tool against spatial mismatch on the labor market. That said, providing conclusive evidence of housing market discrimination remains a challenging empirical enterprise ([Dymski \(2002\)](#)). It either requires very detailed datasets (to estimate credible hedonic prices) or the conduct of randomized experiments ([Yinger \(1986\)](#)). Moreover, most research on housing market discrimination has not yet benefited as much as it could have from [Becker \(1957\)](#)'s theoretical insights on the rationale for customer discrimination, even though the housing market is the quintessential customer market ([Lang \(2007\)](#)) and it is now agreed that "most discriminatory behavior in the housing market is founded upon either the personal prejudices of agents or their belief that it is in their financial interest to cater to the presumed prejudices of their Anglo customers" (quoted in [Farley et al. \(1994\)](#)). In particular, the respective roles played by landlords' and tenants' prejudice in the discrimination process are seldom clearly disentangled, even though the parallel is easily drawn between landlords and employers and between customers and tenants. This chapter addresses both the theoretical and empirical challenges : to our knowledge, it provides the first theoretical model of customer discrimination in the housing market, which then paves the way to a simple test for customer discrimination.

Becker's model of customer discrimination focuses on the good market. In [Becker](#)

(1957), firms do not hire black applicants for jobs in contact with customers because white customers' racial prejudice reduces the productivity of black employees. Transposed to the housing market, Becker's reasoning means that tenants' utility depends on the ethnic composition of the neighborhood. Prejudiced applicants care about the racial makeup of the neighborhood and they refuse to move in next to a neighbor whose ethnic type they dislike. Landlords know that and it may affect their decision to accept a minority tenant regardless of their own prejudice. However, and unlike the clients of a particular firm, the flats and houses in a given neighborhood do not necessarily belong to the same owner. Accepting a minority tenant creates a negative externality at the neighborhood level. How landlords react to prejudiced whites depends on their ability to internalize the externality, which in turn depends on the number of apartments they own within the same neighborhood. Namely, the more apartments they own, the more sensitive to applicants' prejudice and the more often they discriminate.

In this chapter, the negative externality created by a minority tenant takes place at the building level. We focus on the rental market and model landlords' decision-making process in a dynamic framework with ethnic heterogeneity and matching frictions (Section 1.2). Rents are fixed and some Whites are prejudiced against black tenants. Landlords have to choose whether they accept an applicant or not. We demonstrate that they may gain from refusing some types of applicants, even if this increases the mean delay to fill the dwelling. Our model gives a rationale for customer discrimination by showing that, provided enough applicants are prejudiced against another group of applicants, any landlord can find himself in a situation where she would gain from refusing access to the members of this group. This result cannot be directly tested since both tenants and landlords may be prejudiced against the same group of applicants. To come up with an identification strategy between tenants' and landlords' prejudice, we go one step further and consider the situation where landlords are in fact heterogeneous with respect to the number of housing units they own

within the same building. Our model predicts that landlords who own several contiguous apartments discriminate more often than those who only own one apartment : indeed, the latter only care about the impact of their selection decision on their ability to rent out the same apartment again in the future, while the former also care about the impact of their decision on their current ability to rent out their other vacant lots. This leads to the prediction that black tenants should less often have landlords who own several housing units within the same neighborhood only in the event of customer-based discrimination against black applicants. This prediction is testable on regular survey data and constitutes a direct test for the presence of customer-based discriminatory practices in the housing market.

We then provide an empirical application on French data (Sections [1.3](#) and [1.4](#)). The French case is relevant for two reasons. First, the difficult integration of ethnic minorities is a major public policy concern. The urban riots of Fall 2005, where more than nine thousand vehicles were burned down in three weeks (with a climax of almost four thousand in three nights), showed the world that France also had race-relation issues, even though the mere possibility of a specifically racial problem had long been denied by French political philosophy, intentionally color-blind. We argue that some of the difficulties experienced by ethnic minorities in France may be attributed to housing market discrimination and its consequences, segregation and unemployment. The second reason for picking France is that there is little legal room for price discrimination in the French rental market, which fits well our fixed-price model. Contrary to what happens on the home-sale market, the asked rent is generally posted on the adds and landlords are not allowed to increase it unilaterally before signing the lease. Moreover, a set of laws and regulatory practices prevents them from fixing prices at their will on many segments of the private rental market. Price discrimination must be covert : it may involve the amount of the security deposit, or temporary discounts in exchange for improving the quality of the dwelling, but this cannot be the sole force behind the differential treatment of undesired ethnic groups and most discrimination, if any, has to

come through quantity rationing.

Our empirical analysis proceeds in two stages. Section 1.3 conducts a direct empirical test of the theory. This test lays on the assumption that, conditional on all other observable characteristics of the dwelling, applicants do not observe or do not care about their future landlord's type (whether she owns several contiguous apartments or not). In other words, search is random. Under this assumption, the conditional allocation of tenants across landlords' types can be interpreted as the result of a natural experiment, which only reflects the supply side of the market and does not raise any of the usual selection issues regarding the choice of residence. Using data from the French National Housing Survey, we show that first-generation immigrants of non-European origin who live in privately-rented apartments are less likely to have a landlord who owns the entire building. In the absence of any conclusive alternative explanation, this result is interpreted as the expression of a supply constraint exerted by multiple-dwelling landlords upon minority applicants and constitutes a strong indication of customer-based discriminatory practices in the French private rental market.

Section 1.4 makes advantage of the fact that, unlike audit data, the National Housing Survey makes it possible to extend the analysis to the macroscopic consequences of customer discrimination on the housing consumption patterns of ethnic minorities. In particular, besides income differences, their over-representation in public housing has generally been accounted for, either by ethnic-specific preferences, or by the history of immigration. We here provide an alternative explanation of such a "social housing magnet" (Verdugo (2011c)) where customer discrimination plays a key role. In that purpose, since housing consumption stems from a complex nexus of decisions about many possible outcomes, we restrict ourselves to a very simplified dual rental market where some segments are privately-rented by potentially discriminating landlords and the rest is administered by a supposedly color-blind public authority. Then, using a methodology derived from the empirical litera-

ture on spatial mismatch on the labor market, we construct a zone variable which defines the relative weight of multiple-dwelling landlords in each local housing market. We finally show that the probability of tenants of non-European origin to be living in public housing is positively correlated with this zone variable, whereas the correlation does not stand for any other ethnic group. Provided this probability partly reflects the difficulty to access the private rental market, this second result gives valuable information regarding the impact of customer discrimination on the residential location of ethnic minorities.

The direct test is a new way to provide empirical evidence on housing market discrimination. So far, two interesting methodologies have been developed in order to detect discrimination in consumer markets but both are subject to criticism (Yinger (1998)). The first is to make use of available survey data and to look for the effect of the ethnic status of consumers on the characteristics of the goods which they have access to. This is done to answer the following question : everything else equal, do minorities have to resort to lower quality goods and/or pay higher prices than other consumers ? In the US, price discrimination in the housing market has been studied since the 1960s, when the growing expansion of the Afro-American and Hispanic middle class was starting to modify the racial makeup of Suburbia (Rapkin (1966), King and Mieszkowski (1973)). Numerous studies based on hedonic methodology and geographical discontinuities show that Blacks often have to pay a premium to enter formerly all-white neighborhoods (Yinger (1997)). The use of large-scale representative surveys is very interesting from a policy-oriented viewpoint since it gives an idea of the aggregate impact of discrimination. However, this methodology requires to dispose of very detailed information in order to minimize the risk that the observed pattern might be due to a third factor, either from the consumers' side or from the suppliers' side. This condition is even harder to meet when one thinks that tastes, which are largely unobservable, are likely to be partially ethnic-specific. Moreover, this methodology does not provide evidence on discrimination in the making : how and why agents discriminate remains unknown and

the phenomenon of discrimination, if attested, remains a black box. For all these reasons, most empirical evidence have come from pair-based audits, which highlight the role played by realtors. Many such audits have been conducted in the US since the late 1970s. For instance, using the results from an audit conducted in 1981 in Boston, [Yinger \(1986\)](#) shows that black applicants are offered up to 30% fewer opportunities to visit housing units : two decades later, this gap has narrowed but has not closed and by far ([Zhao et al. \(2006\)](#)). Another example could be found in the Housing Discrimination Study of 1989, where a series of audits on 25 US metropolitan areas leads to another wave of evaluations. In one of them, [Ondrich et al. \(1999\)](#) explicitly distinguish between three possible causes of discrimination : agents' prejudice, customers' prejudice and agents' misperception of Blacks' preferences. As for the customer prejudice hypothesis, it is tested through three different channels. First, the authors look at the impact of the individual characteristics of black applicants that prejudiced neighbors are most likely to care about. Second, they identify the characteristics of the neighborhood which should in theory impact customer discrimination as well. Finally, they argue that a larger agency, which benefits from a broader client base, may discriminate less. Although the research strategy is plausible, those three different channels can be criticized on the basis that one may come up with many alternative interpretations for each variable. In order to capture the sole effect of customer discrimination, we argue that one needs a variable which specifically takes into account the impact of the neighborhood externality on realtors' decision-making process. In addition, while similar audits could be conducted in France,² they are costly³ and their partial equilibrium framework makes their results difficult

²To our knowledge, the first audit of the French housing market has been conducted in 2010 by the municipality of Villeurbanne (in the suburbs of Lyon), in collaboration with a network of private landlords. It has shown that applicants with Maghrebien origin were more than 50% less likely to have their application accepted ([ISM-CORUM \(2011\)](#)).

³Recently, field experiments using newly available matching techniques, such as the Internet, have been conducted. [Ahmed and Hammarstedt \(2008\)](#) have provided strong evidence for gender and ethnic discrimination in the Swedish rental market, by looking at the reaction of landlords who had posted an ad on the Web and were contacted by fictitious applicants with distinctively ethnic and gender names. Even more recently, [Hanson and Hawley \(2011\)](#) have conducted a similar study

to interpret. To paraphrase [Yinger \(1998\)](#), an audit study only indicates the discrimination that occurs during certain phases of a market transaction when minority customers visit a random sample of firms and are qualified to buy what the firm is offering, not the average discrimination faced by an average minority customer. In other words, audits give causes, but not results. Our methodology borrows from both kinds of studies. We go back to the theory of discrimination and we extract one specific rationale for discrimination out of the black box. We then derive an identification strategy which relies on fairly weak assumptions regarding consumers' and suppliers' tastes. Thanks to the use of an original variable on the geography of landlords' real estate portfolios, we are able to isolate more precisely the impact of customer discrimination. Then, we make use of large-scale, easily available survey data, which allows us to pursue analyses at the aggregate level as well.

1.2 Customer discrimination in the rental market : theory

1.2.1 The model

We describe the rental pattern of a two-dwelling building in a context where some of the majority renters are prejudiced against minority people. We distinguish two cases, whether the building is owned by a unique landlord or by two separate landlords who act non-cooperatively. We shall refer to single-dwelling landlords as of type-1 landlords and to multiple-dwelling landlords as of type-2 landlords.

Set-up.—Time is continuous. The building is composed of two apartments. Each apartment is occupied by a white tenant (w), a black tenant (b), or is vacant (v). The state space for each building is $\{w, b, v\} \times \{w, b, v\}$. Owners with a vacant dwelling meet applicants at constant rate η . The applicant may be white with probability $p_w = p$ or black with complementary probability $p_b = 1 - p$. Prejudice is one-sided : nobody is prejudiced on U.S. cities.

against Whites ; Blacks are not prejudiced against Blacks ; a fixed fraction α of the population of Whites is prejudiced against Blacks.⁴ Prejudiced Whites refuse to enter in a dwelling when the neighbor is Black. However, they do not move out if a black tenant moves in next to them.⁵

When the applicant is willing to enter the dwelling, the landlord accepts with some probability. In all generality, such a probability may depend on many different factors like building state history (including the contemporaneous state) and time. We here assume that such a probability depends only on contemporaneous building state. Let $\beta = (\beta_{kl}) \in [0, 1]^6$ denote the vector of stationary probabilities of entering state $k = w, b$ when the other dwelling is in state $l = w, b, v$. Similarly, $\bar{\beta} = (\bar{\beta}_{kl}) \in [0, 1]^6$ denote the vector of stationary probabilities for the other dwelling.

Landlords receive a *fixed* rent R that does not depend on tenant race. However, to account for the event of statistical discrimination, the “net” rent is ethnic-specific with $R_w \geq R_b$. This assumption accounts for cases where Blacks would be more likely to default on the rent or cause higher maintenance costs. The differential rent may also result from arbitrary beliefs that landlords may have vis-à-vis Blacks.

At each date, landlords cannot expulse a tenant, but tenants leave the apartment they rent with flow probability q .

Dwellings' values.—Landlords, whatever their type, are risk neutral and discount time at rate r . Let $\Pi : [0, 1]^6 \times [0, 1]^6 \rightarrow \mathbb{R}^9$ denote the function of gains associated with the

⁴US studies show that more than 70% of Whites are not willing to move into a neighborhood which is more than 50% Afro-American, whereas more than 80% of Afro-Americans are willing to move into a neighborhood with only a few black neighbors (Farley *et al.* (1994)).

⁵We implicitly assume that there are moving costs, and that such costs override the negative externality. From her observation of current trends in American neighborhoods, Ellen (2000) draws a two-sided conclusion. On the one hand, Whites' willingness to move into a neighborhood really seems to be affected by the presence of African Americans ; on the other hand, Whites' willingness to remain in their current neighborhood is not clearly affected by African Americans moving in. According to Ellen, this means that Whites use racial composition to stereotype neighborhoods, while they do not necessarily prefer to reside in all white neighborhoods.

ownership of *one* apartment. The typical element is $\Pi^{kl}(\beta, \bar{\beta})$. The dependence vis-à-vis β and $\bar{\beta}$ will be omitted whenever this does not cause a misunderstanding.

For all $i, j = w, b$, the elements of the gain function are recursively defined as follows :

$$r\Pi^{ij} = R_i + q[\Pi^{vj} + \Pi^{iv} - 2\Pi^{ij}], \quad (1.1)$$

$$r\Pi^{iv} = R_i + q[\Pi^{vv} - \Pi^{iv}] + \eta \sum_l p_l (1 - \alpha_{li}) \bar{\beta}_{li} [\Pi^{il} - \Pi^{iv}], \quad (1.2)$$

$$r\Pi^{vj} = q[\Pi^{vv} - \Pi^{vj}] + \eta \sum_k p_k (1 - \alpha_{kj}) \beta_{kj} [\Pi^{kj} - \Pi^{vj}], \quad (1.3)$$

$$r\Pi^{vv} = \eta \sum_i p_i \beta_{iv} [\Pi^{iv} - \Pi^{vv}] + \eta \sum_i p_i \bar{\beta}_{iv} [\Pi^{vi} - \Pi^{vv}], \quad (1.4)$$

with $\alpha_{wb} = \alpha$ and $\alpha_{kl} = 0$ in all the other cases.

The system (1.1)–(1.4) is composed of nine linear equations. Changes in the occupation status of one dwelling generally affects the value of the other because having a black neighbor leads prejudiced Whites to refuse the dwelling. Consider equation (1.2); it states that a dwelling occupied by a type- i tenant with no neighbor yields instantaneous profit R_i but its value is subject to turn into Π^{vv} if the tenant leaves (an event which occurs at rate q) as well as into Π^{il} if the other dwelling is filled with a type- l tenant : this new tenant, which will arrive at rate η , will be of type l with probability p_l , will accept the dwelling offer with probability $(1 - \alpha_{li})$ and will be accepted by the landlord with probability $\bar{\beta}_{li}$ (see Appendix 1.A for the proper derivation of these value functions).

Single-dwelling landlords' strategies.—Landlords choose who they accept and who they refuse. In other words, they set the probability vectors β and $\bar{\beta}$. They accept or reject applicants in a non-cooperative way. We reduce the possible strategies to state-dependent strategies. This forbids more sophisticated strategies that may yield the cooperative outcome. For each owner the *strategy space* is reduced to $B = \{\beta_{kl}; \beta_{kl} \in [0, 1], k = w, b \text{ and } l = w, b, v\}$. The *profit function* of a particular landlord is $\Pi_1 : B \times B \rightarrow \mathbb{R}^9$ with typical element $\Pi_1^{kl}(\beta, \bar{\beta}) = \Pi^{kl}(\beta, \bar{\beta})$.

A *best-response strategy* to strategy $\tilde{\beta} \in B$ is a strategy $\beta \in B$ such that

$$\beta \in \arg \max_{\tilde{\beta} \in B} \Pi(\tilde{\beta}, \beta) . \quad (1.5)$$

From equations (1.1)–(1.4), best-response strategies are such that

$$\beta_{kl} = \begin{cases} 1 & \text{if } \Pi^{kl}(\tilde{\beta}, \beta) > \Pi^{vl}(\tilde{\beta}, \beta) \\ [0, 1] & \text{if } \Pi^{kl}(\tilde{\beta}, \beta) = \Pi^{vl}(\tilde{\beta}, \beta) \\ 0 & \text{else} \end{cases} . \quad (1.6)$$

A *symmetric Nash equilibrium* is a vector β such that

$$\beta^* \in \arg \max_{\tilde{\beta} \in B} \Pi(\tilde{\beta}, \beta^*) . \quad (1.7)$$

A *pure-strategy symmetric equilibrium* is a symmetric Nash equilibrium with $\beta_{kl} = 0$ or $\beta_{kl} = 1$ for all $k = w, b$ and all $l = w, b, v$. We will only focus on such pure-strategy symmetric Nash equilibria.

The game is dynamic and the set of conditions (1.7) includes subgame perfection requirements. Suppose for instance that the Nash equilibrium features $\beta_{bv}^* = \beta_{bw}^* = 0$. In words : Blacks are discriminated against when the other dwelling is vacant or when it is occupied by a White tenant. If both dwellings start vacant, then there will never be black tenants in the building. Landlords will never be confronted to a Black neighbor ; they do not need to compute optimal strategies in such a case. However, subgame perfection requires that equilibrium strategies must also be optimal in situations that do not occur along the equilibrium path. Such conditions are important because they set individual-deviation gains. To pursue the example, suppose also that $\beta_{bb}^* = 1$: landlords do not discriminate against Blacks when the other dwelling is occupied by a Black. Deviating in the first stage then means accepting a black tenant knowing that the other landlord may well accept a black

tenant in the future. This reasoning is crucial to establish that not deviating is the best strategy.

Subgame perfection conditions can receive an alternative interpretation. History may give the initial occupancy status of each dwelling. The Nash equilibrium must predict what the landlords do in all historically-driven initial situations. Back to the previous example, the game may start with a black tenant in one of the dwellings, or even in both. The equilibrium strategy $\beta_{bv}^* = \beta_{bw}^* = 0$ and $\beta_{bb}^* = 1$ implies that there will be no Blacks in the building in the long run. However, Black occupation can persist for some period of time, especially when the quit rate q is low.

Multiple-dwelling landlord's strategies.—The strategy set is $B_2 = B \times B$. The profit function is $\Pi_2 : B \times B \rightarrow \mathbb{R}^9$ with typical element $\Pi_2^{kl}(\beta, \tilde{\beta}) = \Pi^{kl}(\beta, \tilde{\beta}) + \Pi^{lk}(\tilde{\beta}, \beta)$. Multiple-dwelling landlords maximize the value of the building rather than the value of each dwelling separately. Since the externality takes place at the building level, type-2 landlords will be able to make efficient decisions.

A *symmetric efficient strategy*, therefore, results from

$$\beta \in \arg \max_{\tilde{\beta} \in B} \Pi_2(\tilde{\beta}, \tilde{\beta}). \quad (1.8)$$

Such a strategy must satisfy

$$\beta_{kl} = \begin{cases} 1 & \text{if } \Pi^{kl}(\beta, \beta) + \Pi^{lk}(\beta, \beta) > \Pi^{vl}(\beta, \beta) + \Pi^{lv}(\beta, \beta) \\ [0, 1] & \text{if } \Pi^{kl}(\beta, \beta) + \Pi^{lk}(\beta, \beta) = \Pi^{vl}(\beta, \beta) + \Pi^{lv}(\beta, \beta) \\ 0 & \text{else} \end{cases} \quad (1.9)$$

The comparison of type-1 and type-2 best-response strategies reveals a key difference. The Nash equilibrium of the two type-1 landlords' game must be robust vis-à-vis individual deviations; described in similar terms, the efficient strategy must be robust vis-à-vis simultaneous deviations for both dwellings. This latter requirement is more demanding than the former

one. Discriminatory behavior, if any, will be more likely when the building is controlled by a unique owner than when it is jointly owned by two separate landlords.

1.2.2 Understanding customer discrimination

Proposition 1.2.1. A description of optimal strategies *(i) Discriminating a white applicant is never an optimal strategy; (ii) Discriminating against Blacks is never an optimal strategy when $\alpha = 0$ and $R_w = R_b$ or when η is equal to 0.*

First, landlords never discriminate against white applicants. As long as the net rent from a white tenant is equal to or larger than the net rent from a black tenant, a landlord is always better off with a white tenant than with a vacant unit. Indeed, Whites do not either exert any negative externality, and they are never discriminated against. The reasoning holds whether we consider the efficient strategy of a multiple-dwelling landlord or the strategies implemented by the two single-landlords in Nash equilibrium.

Second, Blacks also are never discriminated for some values of the parameters. If there are no prejudiced applicants ($\alpha = 0$) and there is no room for statistical discrimination ($R_w = R_b$), discrimination does not occur. The limit property on η , the flow probability to receive an application to a vacant apartment, shows that discrimination requires market power. Landlords cannot discriminate when they have no chance of finding another tenant. Rejecting an application is a very costly strategy as the corresponding option value is nil in this case. Put otherwise, discrimination requires prejudiced individuals ($\alpha > 0$), or rent differences between both groups ($R_w > R_b$), and market power ($\eta > 0$).

We now compare the equilibrium strategies with the efficient strategy.

Proposition 1.2.2. Comparing single- and multiple-dwelling landlords *(i) If type-2 landlords choose not to discriminate in all circumstances, then not discriminating in all circumstances is also a Nash equilibrium of the two single-dwelling landlords' game—that is, for all $j = w, b, v$,*

we have

$$\Pi^{bj}(1) - \Pi^{vj}(1) > \Pi^{jv}(1) - \Pi^{jb}(1) \implies \Pi^{bj}(1) - \Pi^{vj}(1) > 0; \quad (1.10)$$

(ii) If discriminating in all circumstances is a Nash equilibrium of the two single-dwelling landlords' game, then discriminating in all circumstances is also the optimal strategy of type-1 landlords—that is, for all $j = w, b, v$, we have

$$\Pi^{bj}(0) - \Pi^{vj}(0) < 0 \implies \Pi^{bj}(0) - \Pi^{vj}(0) < \Pi^{jv}(0) - \Pi^{jb}(0); \quad (1.11)$$

(iibis) If discriminating for a particular occupancy status of the other dwelling is a Nash equilibrium of the two single-dwelling landlords' game, then the optimal strategy of type-1 landlords also involves discriminating for the same occupancy status of the other dwelling—that is, there is $j \in \{w, b, v\}$ such that

$$\Pi^{bj}(\beta^*) - \Pi^{vj}(\beta^*) < 0 \implies \Pi^{bj}(\hat{\beta}) - \Pi^{vj}(\hat{\beta}) < \Pi^{jv}(\hat{\beta}) - \Pi^{jb}(\hat{\beta}); \quad (1.12)$$

(iii) If there are no prejudiced Whites, then the Nash equilibrium of the two type-1 landlords' game coincides with the optimal strategy of the type-2 landlord—that is

$$\beta^* \in \arg \max_{\beta \in B} \Pi_1(\beta, \beta^*) \iff \beta^* \in \arg \max_{\beta \in B} \Pi_2(\beta, \beta) \quad (1.13)$$

Point (i) and (ii)-(iibis) reveal a fundamental property. Given the other tenant's type, the fact that a type-1 landlord discriminates implies that a type-2 landlord discriminates. Customer discrimination implies that accepting a black tenant entails two externalities. The first externality is static. Having a black tenant today reduces the chances that the other dwelling will be rented out by a white tenant. Therefore the value of the other dwelling goes down. Type-1 landlords do not take this effect into account. The second externality is dynamic. Accepting a black tenant today affects the future composition of the building. In

turn, this composition may alter the chances to find another tenant in case of separation. Both types of landlords face the dynamic externality, whereas only type-2 landlords internalize the static externality.⁶ They are more likely to discriminate as a result.

Point (iii) shows that type-1 and type-2 landlords behave similarly when there is no customer discrimination. In this case, the only reason why Blacks may be discriminated against is that the net rent they induce is lower. Statistical discrimination becomes equally likely for both types of landlords. This result provides a simple strategy to test for the presence of customer discrimination on the rental market. If Blacks are discriminated against by multiple-dwelling landlords and not by single-dwelling landlords, then it means that there are prejudiced tenants (Whites) and that landlords take them into account prior to renting the apartment to a black tenant, whether there is room for statistical discrimination or not.

1.2.3 From the theory to the empirical strategy

Our model of customer discrimination predicts that multiple-dwelling landlords discriminate more against Blacks than single-dwelling landlords do only if there are prejudiced persons in the population of white tenants. This prediction leads to an eye-ball test of ethnic customer-based discrimination in the rental market.

The test strategy requires that the survey documents the ownership and occupancy status of each housing unit and so we can identify whether a dwelling belongs to a multiple-dwelling landlord or not. Survey data do not tell who applied to the dwelling ; they describe the personal characteristics of successful applicants and of their dwelling.

Prediction 1.1 Detecting customer discrimination in the housing market *If black tenants are less likely to have a type-2 landlord than white tenants, then there are prejudiced Whites in the rental market.*

⁶Note that if the model was not dynamic, this externality would not exist and type-1 landlords would therefore never practice customer discrimination, which would be less realistic.

In the absence of prejudiced Whites, black and white tenants are equally likely to have a multiple-dwelling landlord. The probability is equal to the proportion of dwellings owned by multiple-dwelling landlords. When there are prejudiced Whites, multiple-dwelling landlords may discriminate more than single-dwelling landlords. In this case, black tenants are less likely to have a multiple-dwelling landlord. Consequently, the only reason we could observe in the model a difference between single- and multiple-dwelling landlords is because there are prejudiced white tenants.

At the equilibrium, landlords may have three different strategies : not discriminate, discriminate against Blacks when the other dwelling is vacant and discriminate against Blacks when the other dwelling is not occupied by a black tenant. We call "weak discrimination" the second strategy and "strong discrimination" the third strategy. At the steady state, under weak discrimination, Blacks end up being under-represented in the rental market, whereas under strong discrimination, they are completely barred from the rental market. There may be up to three different situations that enable us to identify the role of the landlord's type on the probability of Blacks to access the rental market : When type-2 landlords weakly discriminate and type-1 landlords do not discriminate at all, when type-2 landlords strongly discriminate and type-1 landlords still do not discriminate, and when type-2 landlords strongly discriminate and type-1 landlords also discriminate but weakly. As long as one of these situations at least has an empirical counterpart, Blacks should be less likely to have a type-2 landlord.

1.2.4 Comparative statics

Whereas one could go directly to our empirical test, we can move before deeper into intuition regarding the comparative statics of our model by parameterizing and simulating it, keeping in mind the study of racial segmentation in different local housing markets. We abstract from statistical discrimination and assume $R_w = R_b = 1$ since its impact is fairly

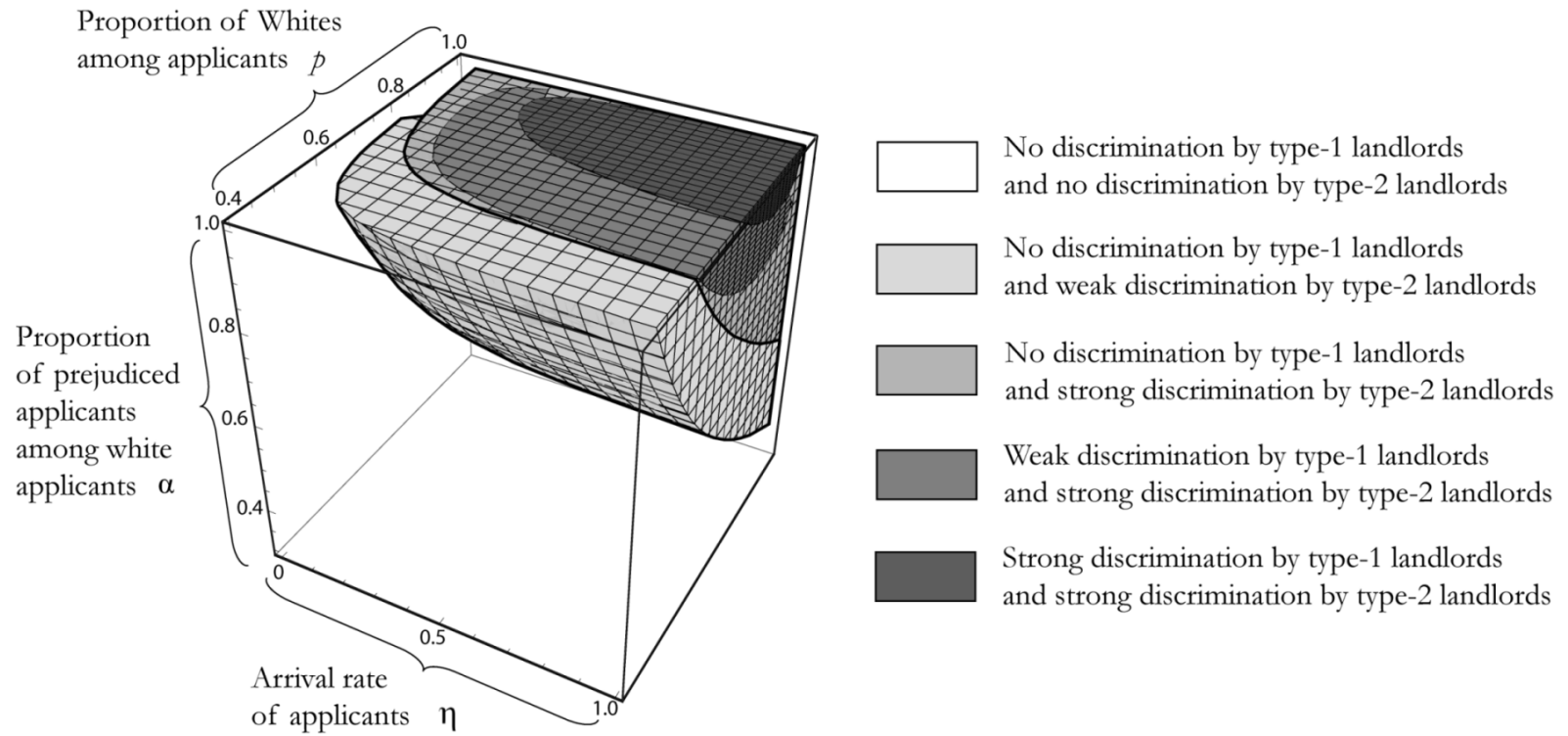
clear. We completed simulations for a large range of values⁷ for r and q . Both parameters act as deterrents against discrimination. If r is high, landlords care a lot about current vacancy and do not discriminate; if q is high, accepting a black applicant has a lower impact on profit since the turnover is faster. This is fairly straightforward and these two parameters should not vary so much across local housing markets, the reason why we display results only for an annual interest rate of 5% and for an average stay of 6 years.⁸ We focus on the other three parameters p , α and η , which are likely to drive most of the heterogeneity across local housing markets.

Figure 1.1 draws in the space (p, α, η) the solids for which discrimination is a dominant strategy for each landlord type. It illustrates several features of the model. What strikes first is that discrimination is often a dominated strategy. If Whites are locally outnumbered ($p \leq 1/2$) or if enough of them are unprejudiced ($\alpha \leq 0.4$), no unprejudiced landlord will ever discriminate. The same happens in the event of a completely frozen rental market ($\eta \leq 0.05$). However, these threshold values would decrease with the addition of a pecuniary motive to discriminate (higher net rents for Whites) or prejudiced landlords. It is confirmed that type-2 landlords always discriminate when type-1 landlords discriminate. When both types discriminate, type-1 never discriminate more strongly than type-2.

⁷Between 0.1% and 1% for r , which is considered to be a monthly interest rate, and between 0.01 and 0.1 for q , which corresponds to an average stay between 100 and 10 months.

⁸Both values were chosen to be close to our data. Further simulations are available upon request.

Fig. 1.1 – Triplets (p, α, η) for which discrimination is a dominant strategy



Weak discrimination occurs when the other dwelling is vacant and strong discrimination occurs when the other dwelling is not occupied by a black tenant

The effect of α and η is unambiguous : if white applicants are more prejudiced, customer discrimination increases and, similarly, a more fluid market makes it less risky to discriminate by ensuring that other applicants will be met shortly. In almost all cases, an increase in p also leads to an increase in discrimination : if more applicants are white, accepting a black applicant is more costly since it will be difficult to meet another black applicant in the future. All of this corresponds to the intuition. However, when p gets close to 1, its effect becomes ambiguous, especially for type-1 landlords. This reflects the fact that the dynamic externality is no longer a concern. If almost all applicants are white (and provided there still are some white applicants who are not prejudiced), accepting a black applicant will not increase the probability that the other apartment will be occupied by a black tenant when the landlord has to find another tenant.

1.2.5 Discussion

In this subsection, we discuss the theoretical robustness of our test strategy to detect customer discrimination in the housing market by considering various possible extensions about landlords' prejudice, pecuniary externalities, endogenization of some parameters, stronger prejudice from consumers, ethnic matching between different buildings and the home sale market.

Taste-based discrimination and statistical discrimination.—Introducing taste-based discrimination does not alter the working of the model. Suppose that a proportion β of landlords are themselves prejudiced and systematically refuse to rent their apartment to a black tenant. As far as this proportion is broadly the same among type-1 and type-2 landlords, the fact that landlords have a taste for discrimination does not affect the theoretical prediction according to which black tenants should be less likely to have a multiple-dwelling landlord. Actually, the same remark holds for statistical discrimination. Our model assumes that the potentially negative effects that Blacks may have on landlord's profits do not change with

landlord's type. To put it another way, our strategy is robust to various omitted factors provided that such factors are not correlated with landlord's type.

However, the test strategy is not robust to omitted externalities at the building level. Consider the case of pecuniary externalities. Suppose that the net rent decreases for both apartments as soon as a black tenant has been accepted in the building. This might arise if unobservable characteristics correlated with ethnicity make Blacks more likely to deteriorate the common property of the building for instance. Accepting a black tenant in one of the two apartments lowers the value of the entire building. Type-1 landlords do not internalize this externality, while type-2 do. Therefore, Blacks could be less likely to have a type-2 landlord, even though there is no customer discrimination and even though a direct effect of statistical discrimination is at work for both types of landlords. However, such externalities are very associated with the formation of white prejudice. If black tenants deteriorate the common parts of the building, white tenants are likely to avoid black neighbors. From this perspective, the consideration of omitted externalities at the building level has more to do with the origins of racial prejudice than with a competing theory for the under-representation of Blacks in rentals owned by multiple-dwelling landlords.

Endogenization of the parameters.—Many parameters of the model could be made endogenous. The applicants arrival rate η might depend on the proportion of black applicants and on ethnic-specific rents net of maintenance costs. This would require specifying a matching function and the supply of buildings. Prejudice may also depend on the ethnic make-up of the population. Moreover, the proportion of black applicants may respond to discriminatory behavior. In particular, if p were made endogenous, discrimination might lead to segregation through the constitution of a dual housing market where landlords would specialize in one type of tenant or another. Those various extensions would enrich the theoretical model and help understand discrimination issues better. However, they would not affect the test strategy that relies on individual discriminatory behavior. Optimal tenant acceptance or

rejection do not depend on the particular way of closing the model.

Rents also could be made endogenous. For instance, they could be bargained between the tenant and the landlord. Bargaining requires to set an outside option for the potential tenant. In case of agreement, the bargained rent would imply that the tenant's utility is between the reservation utility and the highest level compatible with landlord's acceptance. As the latter utility level must be lower for a black tenant than for a white tenant, black tenants would pay higher rents at given reservation utility. When the match surplus becomes negative, there is no rent compatible with landlord's acceptance and black applications get rejected. Assuming that match surplus is larger with white than with black tenants (that condition does not seem too demanding, but it depends on the reservation utility that may vary across ethnic groups), the test strategy would be unaffected. Multiple-dwelling landlords would still account for the negative externality that a black tenant originates. In other words, multiple-dwelling landlords would reject black applicants more often than single-dwelling landlords. We do not elaborate more on this extension, since statistical regressions presented in the next section do not conclude that minority tenants pay higher rents, regardless of landlord's type.

Stronger definition of prejudice.—We could add the possibility of a white flight, with prejudiced Whites moving out as soon as they have a black neighbor. How this stronger prejudice would affect landlords' behavior would depend on whether tenants' prejudice is observable or not. However, in both cases, type-2 landlords will keep on discriminating more. For instance, in case prejudice is observable on tenants, type-2 landlords with a prejudiced white tenant in their second apartment will always reject black applicants. Type-1 landlords, on the other hand, might care about knowing that they are about to make the neighbor move out, but this will not always prevent them from accepting a black applicant. In case prejudice is unobservable, both types will discriminate more often than with the previous definition of prejudice. However, type-1 landlords still do not care as much as type-2 landlords about the

impact of their acceptance decision on the probability that the other tenant might leave as a result.

Heterogeneity in building size and collusion behavior.—The discrimination strategies we depict have consequences in terms of long-run patterns of segregation. Under weak discrimination, Blacks are under-represented in the rental market ; under strong discrimination, they are completely barred from it. However, if the goal of the model were to predict the allocation of tenants across types according to ethnicity, many other factors should be included, such as the history of ownership in the building and the heterogeneity of the housing supply with respect to the number of apartments within each building. This is not the purpose of the model, which only aims to identify individually optimal strategies and derive a prediction out of them. In that sense, the assumption of homogeneity of building size is justified.⁹ The main theoretical drawback of a framework with only two apartments in the building is that it makes it difficult to rule out the possibility of collusion between the two type-1 landlords of the same building : if both landlords cooperate, they can no longer be distinguished from a type-2 landlord. Both features (heterogeneity in building size and the possibility of collusion between type-1 landlords), if included in the model, would decrease the probability to observe prediction 1.1 in the data. However, since the bias can only be downward, this does not affect the relevance of the test.

Ethnic matching between different buildings—If landlords own apartments in several buildings, they should be able to direct applicants to a building or to another, according to their group. This kind of spatial targeting may act as a substitute for discrimination. In that case, the set of landlords' strategies becomes quite complex because each strategy is now a combination of a discrimination strategy and an allocation strategy. The existence of an allocation strategy hinges on a series of assumptions ensuring that the reallocation

⁹The next section will show that using real data implies to compare type- n landlords ($n \geq 2$), who own the entire building, to type- k landlords ($k \in \{1, \dots, n-1\}$), who do not. For a given building of size n , former type-1 landlords may then greatly differ from one another.

of applicants between different buildings can be made instantaneously at no cost. This is seldom the case. The apartments may not be substitutable because their characteristics, such as location or size, differ too much from one another. Also, there may be visit costs, since visiting different places takes time. Last but not least, the various apartments may be attributed by a real estate firm that accounts for the various landlords' discrimination strategies, but, given the magnitude of its flat portfolio, does not necessarily reallocate potential tenants towards apartments belonging to the same landlord. However, since our empirical strategy relies on the prediction of the model, it is worth examining if such an extension is likely to jeopardize it or not.

In Appendix 1.C, we develop the simplest case of "type-4" landlords, who own two buildings. We describe their most efficient tenant allocation strategy that can take applicants' prejudice into account. Contrary to intuition, this allocation strategy is not the most segregative strategy, which would consist in the systematic regrouping of all tenants according to their type. Here, landlords try to avoid one situation above all : a vacant apartment next to a black tenant. For this purpose, they will scatter white applicants, except when this requires them to bet on white applicants' own prejudice, which we assume is unobservable ex ante ; on the contrary, they will regroup black tenants, even when this means to "free ride" on a white tenant. Given the complexity of the system, we perform simulations on α , p and η to check whether this strategy reduces the incentives to discriminate. These simulations, available upon request, show that even though we cannot rule out the possibility that type-4 landlords sometimes discriminate less than type-1 landlords, this situation is rather unlikely. Moreover, since type-4 landlords cannot be distinguished from type-2 landlords in the data, the bias can only be downwards and this extension does not substantially affect the relevance of the test.

Home-sale market.—Separation parameter q is what mostly distinguishes our framework from a model of the home-sale market. The matching for a sale is one-shot. Once

the lot is sold, the seller is no longer interested in its future evolution, hence $q = 0$ for ever. The modelling of the home-sale market does not require many additional changes. One can still consider a city of identical buildings with two identical apartments, with apartments for sale belonging to unprejudiced owners. We distinguish between type-1 sellers, who only sell one apartment, and type-2 sellers, who sell both apartments simultaneously yet in two separate lots. Absent statistical discrimination and own prejudice, type-1 sellers will never discriminate out of the prejudice of white buyers because there is no more dynamic externalities. On the contrary, if the sale process is sequential and if applicants observe the type of their potentially future neighbor before accepting to buy the apartment, type-2 sellers may discriminate against Blacks who apply for the first of their two apartments (once they have sold one apartment, type-2 sellers become type-1 and they stop discriminating). We do not elaborate more on this extension since the type of seller from which homeowners have bought their dwelling is not present in the dataset we use.

1.3 Customer discrimination in the rental market : test

This section tests for the presence of customer discrimination in the French rental housing market. We describe our dataset and notably the fact that tenants state whether their landlord owns the entire building or not. The main test consists in confronting Prediction 1.1 to data. The test shows that tenants with non-European origin are less likely to rent from a landlord who owns the entire building. We then check that this result is robust to several possible issues.

1.3.1 Data

Our dataset consists in the pooling of the last three¹⁰ waves (1996, 2002 and 2006) of the French national housing survey (*Enquête Nationale Logement*, henceforth ENL). The ENL is a detailed cross-sectional survey on a nationally-representative sample of around thirty thousand households, thirty-five thousand dwellings and seventy-five thousand individuals.

The main drawback of the ENL is inherited from a French political tradition, which makes it still controversial to collect racial or ethnic statistics. Consequently, we isolate a group of “Blacks” who are in fact first-generation immigrants of non-European origin : both non-European citizens and people born out of Europe and not French at birth. Three quarters of them come from Africa, and most of the quarter left come from South and Southeast Asia. This measure of ethnicity misses a large number of people, because of colonial history (people born in the colonies were given French citizenship at birth), of French West Indies and of the increasing number of second, third and even fourth-generation immigrants of non-European origin in France. Moreover, it does not clearly disentangle ethnicity and immigration status. We address this issue in two ways : first, we always consider the group of “European origin” (both non-French European citizens and people born out of France, in Europe and not French at birth) as a second control group, intermediate between “the French-born” and “non-Europeans”. This group should be subject to the same difficulties as all immigrants in terms of language or cultural knowledge of France, but its members are not expected to be discriminated against out of race and skin colour. Second, we drop from our sample all the households whose respondent was not living in France or was living at someone else’s place four years before. By doing so, we focus on immigrants who are really settled in France and may have started to integrate in the labor market. Each one of these two groups of not-too-recent first-generation European and non-European immigrants represents around 4.5% of the population of households whose respondent had a place of her own four years

¹⁰Previous waves lack critical information about the origin of the respondent.

before the survey.

Table 1.8 in Appendix 1.D shows that non-Europeans are over-represented both in the private rental market and in the market of apartments (broadly defined here as dwellings which share a building with at least another dwelling). As a consequence, the share of non-European immigrants in the population of tenants in privately-rented apartments is twice as high as the share of French-born or European tenants. Within this sub-population of tenants, Table 1.9 in Appendix 1.D shows that non-European tenants differ in terms of individual characteristics, which is therefore important to control for in regressions. Non-european tenants are less often women and are less educated, their household is less rich per consumption unit, has more members and children.

Apart from individual characteristics, the ENL provides a lot of information about the characteristics of the dwelling. It includes a dummy variable that indicates whether the apartment is located in a building owned by a single landlord or not. This variable is informed by the respondent himself or, if he does not know, by his neighbors or by the caretaker of the building.¹¹ Even if this variable does not allow us to identify the cases where the landlord owns part but not the entire building, it gives an idea of the magnitude of multiple ownership. It regards 40% of privately-rented apartments. This rate is surprisingly high and varies a lot across regions. From now on, a “multiple-dwelling landlord” is a landlord who owns an entire building, while a “single landlord” does not. Table 1.10 in Appendix 1.D shows that both types of apartments are similar in terms of size and comfort. However, rents are somewhat lower and buildings are both older and smaller in case of multiple-dwelling landlords. Finally, multiple-dwelling landlords are not randomly allocated across France : they are fewer in more populated départements¹² and in the départements where single-parent families are more

¹¹In the model, we assume that the applicant does not observe the landlord type. Although, in the dataset, the information is provided by the tenant itself, it is probably revealed after the match is completed.

¹²There are 94 départements in Continental France. The département level is roughly comparable to the district level in the US.

present. All these features are accounted for in the specification we use to test for customer discrimination in the next subsection.

1.3.2 Test of the main prediction

Prediction 1.1 states that there is evidence of consumer-based discrimination in the rental market if black tenants less often have a landlord who owns several apartments within the same building. In order to test this prediction, we use the sub-sample of tenants in privately-rented apartments to estimate a probit model of the probability to have a landlord who owns the entire building. We regress this probability on a dummy variable which indicates whether the respondent is of non-European origin or not. If the coefficient on this variable is negative, there is consumer-based discrimination according to our model. As already mentioned, this variable of multiple ownership does not identify all the intermediate cases where landlords own several apartments but not the entire building. If the latter discriminate as much as the former, the coefficient is biased downward. Similarly, the non-European variable misses many racial minority households who are not first-generation immigrants. If these migrants are as discriminated as much as first generation immigrants, our coefficient is again biased downward. In any case, we hope these measurement issues do not affect too much our strategy, the main risk being a lack of significance due to the somewhat narrow categories of discriminating and discriminated groups we consider. Finally, this reduced-form strategy does not allow us to model the selection process into the private rental market ; however, this selection is likely to reduce the differences in unobserved heterogeneity between immigrants and non-immigrants.

Table 1.1 shows that the marginal effect of non-European origin remains significantly negative, regardless of the specification. In particular, it does not decrease when we control for every available characteristics of the tenant, location and apartment (column 5) : non-Europeans remain less likely to have a landlord who owns the entire building by 4.2 percentage

points. We can interpret this negative marginal effect in terms of customer discrimination if we are confident that the other variables included in the regression control adequately for the main differences in the housing supply and the marketing process of both types of landlords. In this perspective, it is interesting to see how the marginal effect varies with the set of controls. Column 2 controls for tenant characteristics and the effect goes up. As explained before, Non-European households are poorer and larger, while housing units owned by multiple-dwelling landlords are typically cheaper and contain more rooms. Therefore, non-Europeans should be over-represented in housing units owned by a multiple-dwelling landlord. When we control for their characteristics, the effect is now as high as 8.3% points. On the other hand, controlling for département fixed effects and city size¹³ in columns 4 and 5 reduces the marginal effect (in absolute value). It is due to the fact that multiple-dwelling landlords are over-represented in small cities and rural areas, while Non-European tenants live in larger cities. Finally, controlling for the apartment characteristics slightly re-increase the effect in absolute value : once controlled for the tenant and location characteristics (which matters a lot for prices), multiple-dwelling landlords apartments have characteristics favorable to Non-Europeans ; when they are controlled for, discrimination appear as even stronger.

To sum up, upward and downward effects controlled for, our preferred estimate in column 5 remains very significant and of a magnitude similar to the raw effect displayed in column 1. This allows us to conclude to a non-rejection of our model and to a significant presence of customer discrimination in the French housing market. Moreover, the magnitude of the coefficient can be interpreted in the following way. There is a direct effect of discrimination that reduces the probability to get a multiple-dwelling landlord by as much as 8.3 percentage points for identical characteristics of the tenant. Now, Non-Europeans appear to be located in places where multiple-dwelling are less numerous, which reduces

¹³City size is available in nine different classes in the ENL, which is a priori way enough to control for its role here.

their possibility to be discriminated. If locations choices are exogenous, i.e. not at all related to the internalization of the multiple-dwelling landlords' discriminating behavior, the effect is 4.2 points only. If, at the other extreme, the Non-European population location choices constitute entirely in an endogenous response to discrimination, the overall impact of discrimination is really at 8.3 points, which reduces to 4.2 points only due to an indirect impact effect of discrimination on location choices that mitigates the direct effect by 4.1 points. In other words, we estimate an upper and a lower bound of the effect of discrimination, which is between 4.2 and 8.3 percentage points depending on how much such a discrimination has an impact on the location choices of discriminated populations.

Tab. 1.1 – Probability to have a landlord who owns the entire building

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
Non-European origin	-0.033** (0.013)	-0.083*** (0.013)	-0.057*** (0.015)	-0.035** (0.016)	-0.042** (0.016)
European origin	0.016 (0.023)	-0.019 (0.023)	-0.007 (0.024)	-0.006 (0.025)	-0.031 (0.025)
Individual characteristics		X	X	X	X
Département fixed effects			X	X	X
City size class				X	X
Apartment characteristics					X
Time dummies	X	X	X	X	X
N	11139	11139	11136	11136	11052
Pseudo-R ²	0.01	0.03	0.09	0.13	0.20

Notes : (i) Marginal effects of a Probit model reported. (ii) Standard errors in parentheses. Significance : *** : 1%, ** : 5%, * : 10% (iii) Sample : All tenants in privately-rented apartments who had a place of their own in France four years before the survey. (iv) Individual and apartment characteristics : Those reported in Tables 1.9 and 1.10 (in Appendix 1.D).

In Appendix 1.E, we replicate these estimations but we distinguish non-European immigrants between African immigrants and non-African immigrants. The estimates for these two subgroups are very similar. However, smaller sample sizes make them less precise.

As a consequence, we stick to our ternary partition of the population.

1.3.3 Discussion

Quality and price discrimination. To test Prediction 1.1, we need both types of landlords to provide a similar good, so that all kinds of applicants are indifferently looking across both types. The set of controls we introduce makes it unlikely that the characteristics of the dwelling itself might be sufficiently different between the two types of landlords to explain the exclusion of non-Europeans by differences in tastes with respect to housing. Similarly, different prices between the two types of landlords should not play a large role in this phenomenon, first because of the French institutional design of the housing market we already comment in the Introduction. Typically, any significant increase between posted price (on the ad) and asked price (before signing the lease) may be considered as an expression of misleading advertising and, as such, be prohibited by article 121-1 of the French Consumer Code. Importantly, our preferred specification includes the level of rent among controls : Even if the price elasticity of non-Europeans' demand for housing was different because of unobservable characteristics correlated with ethnicity, this last specification should take it into account. This addresses the concern that, compared to smaller landlords, multiple-dwelling landlords might behave as local price makers, which would enable them to set higher rents in order to impede the arrival of non-European applicants.

Finally, Table [1.2](#) below presents the regression of the rent paid by tenants without and with controls (the individual and apartment characteristics, the same location effects as before, the tenant origin and the landlord's type, the last two being also interacted). Without any controls, non-European immigrants pay higher rents, which completely disappears when controls are introduced. This is mainly due to the fact that they live in larger cities where housing prices are higher, the reason why the effect disappears when location controls are introduced. In any case, they do not pay higher rents when they rent to multiple-dwelling

landlords, even without any controls. Multiple landlords propose lower rents for all tenants, which is mainly due to the type of apartments they rent even if the effect does not completely disappear with all controls. This is anyway a question fairly orthogonal to our strategy, as the fact that European immigrants do face slightly lower prices than non-European immigrants and French-born. This could be explained either by a bias due to the small sample they represent (4% of the sample, with respect to 18% for non-Europeans) or to the fact that micro-geographic factors are not controlled for (European immigrants correspond to older immigration waves, which could have allowed them to locate in cheaper neighborhoods within cities where rents are on average higher). Again, this price advantage is not related to the type of the landlord, which is the important concern for us. Therefore, the crucial conclusion from Table 1.2 is that, everything else equal, non-European tenants do not face higher rents, even when they rent to multiple-dwelling landlords. This constitutes a strong indication that non-European tenants do not seem to pay any kind of racial premium, either from single- or from multiple-dwelling landlords.

Taste-based discrimination.—One must be also confident that, in the absence of applicants' prejudice, both types of landlords would equally provide their apartments to all kinds of applicants. However, racial preferences might be correlated with landlord's type. For instance, it is likely that multiple-dwelling landlords are less often immigrants and wealthier, hence maybe more conservative. Both features make them more likely to be racially prejudiced and no data is available to control for it. Conversely, one may also think that both types of landlords are personally prejudiced but only multiple-dwelling landlords have enough market power to be able to afford to discriminate at their will. This interpretation is interesting but is not empirically relevant, since there are very few landlords who control enough segments of a local housing market to be in this position. Finally, personal prejudice should be playing a more important role if the landlord (or the real estate agent, in case the landlord is a firm) also lived in the neighborhood. While our data does not indicate when the

Tab. 1.2 – Determinants of the rent

	(1)	(2)
Non-European origin	0.252*** (0.016)	0.004 (0.012)
European origin	-0.113*** (0.031)	-0.082*** (0.021)
Multiple landlord	-0.265*** (0.011)	-0.089*** (0.008)
Non-European origin × Multiple landlord	-0.029 (0.027)	-0.018 (0.018)
European origin × Multiple landlord	0.024 (0.049)	0.008 (0.032)
Apartment characteristics		X
City size class and départements fixed effects		X
Individual characteristics		X
Time dummies	X	X
Observations number	11055	11055
R ²	0.54	0.65

Notes : (i) OLS regression of the log of rent by squared meter (2006 euro). (ii) Standard errors in parentheses. Significance : *** : 1%, ** : 5%, * : 10% (iii) Sample : All tenants in privately-rented apartments who had a place of their own in France four years before the survey. (iv) Individual and apartment characteristics : Those reported in Tables 1.9 and 1.10 in Appendix 1.D.

landlord also lives in the building, it has been shown that this situation is largely restricted to small buildings of two or three apartments, often located in rural areas and involving intergenerational co-residence (Bessière and Laferrère (2002)). This specificity of the housing supply of multiple-dwelling landlords could explain part of our result. Table 1.3 shows that this is not the case. The effect of being of non-European origin does not decrease in absolute value when the size of the building increases, if anything it slightly increases.

Statistical discrimination.—On the matter of statistical discrimination, it has already been mentioned that the test strategy is not robust to omitted externalities at the building level. If unobservable characteristics correlated with origin make non-European tenants more

Tab. 1.3 – Replication of column (5) of Table 1.1 by building size

Number of apartments	≥ 2	≥ 5	≥ 10	≥ 15	≥ 20	≥ 30	≥ 50
Non-European origin	-0.042** (0.016)	-0.056*** 0.015	-0.045*** (0.014)	-0.052*** (0.016)	-0.050*** (0.018)	-0.064*** (0.022)	-0.073*** (0.032)
European origin	-0.031 (0.025)	-0.033 (0.024)	-0.058** (0.022)	-0.043 (0.025)	-0.024 (0.030)	0.026 (0.044)	-0.017 (0.057)
Controls	X	X	X	X	X	X	X
N	11052	8819	6454	4891	3808	2440	1208
Pseudo-R ²	0.20	0.15	0.13	0.13	0.14	0.18	0.20

Notes : (i) Marginal effects of a Probit model reported. (ii) Standard errors in parentheses. Significance : *** : 1%, ** : 5%, * : 10% (iii) Sample : All tenants in privately-rented apartments who had a place of their own in France four years before the survey. (iv) Controls : Those considered in column (5) of Table 1.1.

likely to cause damages to common property in the building, multiple-dwelling landlords will be more likely to internalize this externality, regardless of tenants' prejudice. This possibility is partly taken into account in the last specification of Table 1.1, which controls for whether the respondent complains about recent deterioration of common property of the building. When housing characteristics are controlled for in a regression not presented here but available upon request, it is observed that non-European tenants are not more likely than the other tenants to have witnessed this kind of deterioration in their building. However, both arguments are not fully compelling. A more clear-cut test of statistical discrimination would consist in replicating the test of the tenant model prediction on the market of privately-rented houses, where common property does not matter as much. Provided prejudiced applicants also care about their neighbors when they look for a house, this new test would enable us to assess the respective importance of the two effects. Unfortunately, it is not possible to implement it with the ENL that does not indicate landlord's type when the rental is not located in a collective building.

Could search be directed by heterogenous marketing channels ?—A last possible issue involves differences in the marketing process of both types of landlords. For example, single landlords may be more likely to use non-standardized advertising, where social networks help

applicants to be notified of a new vacancy. If, simultaneously, non-European applicants are more likely to mobilize social networks when they search, they will more often be matched with single landlords. This might be due to ethnic-specific search behavior but it might also be due to discrimination in the more standardized segments of the market. This story can be tested with the ENL that provides information on the way private tenants who have moved in for less than four years had heard about the place they currently occupy. It appears that non-European applicants do mobilize social networks more frequently : on average during the decade 1996-2006, 33% of non-European private tenants who had recently moved in a new apartment had heard about it from a friend or a relative, while this was only the case of 22% of the other private tenants in apartments. However, multiple-dwelling landlords also seem to be largely benefiting from such informal networks. If anything, they benefit from them even more than single landlords, since, among all the tenants who had recently moved in their apartment, 27% of those with a multiple-dwelling landlord had heard about their apartment from a friend or a relative, while this was only the case of 20% of the tenants facing a single landlord.¹⁴ Table 1.4 reproduces the estimation results of column (5) in Table 1.1 for this sample of tenants who have moved for less than four years. Column (1) shows that the impact of being of non-European origin is found to be very similar to the impact for the whole sample, it is even slightly larger in absolute value. When we control for the information channel, whether we only distinguish between social and institutional networks (column (2)) or also between different kinds of institutional networks (column (3)), the impact is not altered.

All things considered, we believe that the result displayed in Table 1.1 is robust to all these issues and constitutes a strong indication that ethnic minorities suffer from customer-based discriminatory practices in the French private rental market.

¹⁴Both differences are significant at the 1% confidence level.

Tab. 1.4 – Replication of column (5) of Table 1.1 controlling for the information channel

	(1)	(2)	(3)
Non-European origin	-0.047** (0.023)	-0.048** (0.023)	-0.047** (0.024)
European origin	-0.018 (0.043)	-0.017 (0.043)	0.004 (0.045)
Friends or relatives		X	X
Other Information channels			X
Controls	X	X	X
Observations number	5417	5417	5417
Pseudo-R ²	0.22	0.22	0.26

Notes : (i) Marginal effects of a Probit model reported. (ii) Standard errors in parentheses. Significance : *** : 1%, ** : 5%, * : 10% (iii) Sample : All tenants in privately-rented apartments who had a place of their own in France four years before the survey and moved in for less than four years. (iv) Controls : Those considered in column (5) of Table 1.1. (v) 'Friends or relatives' control : dummy variable equal to 1 if the current dwelling was found through friends or relatives. (vi) 'Other Information channels' controls : set of dummy variables equal to 1 if the current dwelling was found through an ad, a rental agency, the employer, a public agency, or another channel.

1.4 Discrimination and ethnic composition of public housing

We turn to the macroscopic implications of the presence of customer discrimination in the housing market we prove in section 1.3. We show that the probability to live in public housing for non-European immigrants is positively correlated with the local proportion of apartments owned by multiple-dwelling landlords, while this correlation does not stand for the French-born and European immigrant tenants.

1.4.1 The French public housing market : magnet or buffer stock ?

In France, public housing is a very large and old public program which dates back to the 1920s. Publicly-subsidized, rent-controlled housing units represent 40% of the rental market, 15% of the total stock of main homes. It is generally denoted by the acronym HLM,

which stands for *Habitations à Loyer Modéré*. Even if the HLM constellation is very diverse, in terms of quality, location and inhabitants, a large part of the HLM supply is located in derelict, suburban areas which have become ethnic ghettos along the past thirty-five years (LaFerrère and LeBlanc (2006)). Non-European immigrants are notably over-represented in the HLM complex : according to the ENL, more than 40% of non-European immigrants live in HLM, compared to about 15% of European immigrants and French-born. After controlling for differences in socioeconomic characteristics, this gap narrows but remains high (Fougère et al. (2011)).

It has been argued that this situation partly reflects the historical specificity of non-Europeans' housing demand. For instance, Verdugo (2011c) finds some evidence of a causal relationship between HLM supply at the city level and the location decision of immigrants when they first arrived in France, for a few non-European ethnic groups. From this starting point, one can imagine how HLM ethnic communities arose and have kept reinforcing ever since, sometimes with the direct help from the HLM agencies themselves, which practiced ethnic matching. However, this story does not explain why the over-representation of non-European immigrants is also true in relative flows both within and between various housing markets. We first provide some empirical evidence of the magnitude of this phenomenon.

Table 1.5 displays the raw transition rates between households' tenancy status. As previously, the time span is four years and we restrict the sample to households who have moved out at least once during these four years. Non-European immigrants who were not initially living in HLM are more likely, by more than 10% points than other origin households, to end up living in one : 23% (28%) of non-European homeowners (resp. private tenants) move in a HLM, whereas it is only the case of 9% (resp. 18%) of European homeowners (resp. private tenants) and 10% (resp. 14%) of French-born homeowners (resp. private tenants). As for the group who was initially living in HLM, non-European immigrants are more likely by more than 25% points to end up living in another HLM (69% against 41%

of European HLM tenants and 44% of French-born HLM tenants). These large differences are not driven by differences in socioeconomic characteristics, as shown by the last matrix ('French-born weighted'), which gives the mobility pattern of a counterfactual group of French-born whose characteristics were matched to the characteristics of non-European immigrants.¹⁵ A likelihood ratio test shows that the residential mobility pattern of non-European immigrants is significantly different from any other group, including 'French-born weighted' households, which is not the case of European immigrants, whose mobility is not significantly different from French-born households.¹⁶

Moreover, if HLMs were specifically chosen by non-Europeans for cultural reasons, they should be enjoyed more by non-Europeans than by other tenants, whereas our data seems to indicate that the opposite is actually true. Indeed, Table 1.6 shows that a non-European HLM tenant is more likely by 15 points to declare that he would move out if he could than his French-born or European counterparts. Even after controlling for any observable characteristic of the dwelling, this remains at 5 points. Therefore, if anything, non-European HLM tenants are less satisfied with their dwelling than other HLM tenants.

1.4.2 Public housing as a mirror of discrimination

We argue that the over-representation of non-Europeans in a type of housing that they do not particularly like but where they are more easily accepted partly reflects customer discrimination on the private housing market. People make residential choices, even HLM tenants. Notably, they choose whether trying to rent a place in the private market, or staying

¹⁵These characteristics are : age, gender, education and employment status four years ago (employed, unemployed or inactive, retired, student or in the military) of the respondent, total household size and number of children in the household.

¹⁶A limitation to this reweighting exercise stems from the fact that previous income of the household is unknown. As a consequence, only current household income may be used as a control variable, which is difficult to justify. Despite this concern, we provide a kernel-matching estimate of this French-born weighted matrix which takes household income as a matching variable in Appendix 1.G : this matrix is more similar to the matrix of non-Europeans, but substantial differences remain.

Tab. 1.5 – Transition matrix of residential mobility for households who have recently moved out

			Previous Status		Current Status		
					Home.	HLM	Private
French-born	6739	Homeowners			0.62	0.10	0.29
	4010	HLM			0.31	0.44	0.25
	11029	Private Tenants			0.35	0.14	0.51
					Home.	HLM	Private
Non-European origin	314	Homeowners			0.44	0.23	0.33
	609	HLM			0.20	0.69	0.10
	1225	Private Tenants			0.16	0.28	0.56
					Home.	HLM	Private
European origin	261	Homeowners			0.69	0.09	0.22
	130	HLM			0.41	0.42	0.17
	393	Private Tenants			0.38	0.18	0.44
					Hom.	HLM	Private
French-born weighted	6601	Homeowners			0.64	0.09	0.26
	3930	HLM			0.36	0.42	0.22
	10787	Private tenants			0.40	0.15	0.45

Notes : (i) Sample : All tenants in privately-rented apartments who had a place of their own in France four years before the survey and moved in for less than four years. (ii) Reading : Among the 4010 French-born households who were living in HLM four years before the survey and have moved in the past four years, 31% have become homeowners, 44% still live in a HLM and 25% are now renting a place on the private rental market.

in HLM. Each option has expected gains net of costs, and individuals compare the gains attached to each option prior to selecting one of them. Discrimination in the private rental market alters residential choices through two effects. First, if some groups of HLM tenants are barred from some segments of the private rental market, they will need more time to find a place, hence they will automatically stay longer in HLM. This is the buffer stock effect. Second, the value of search in the private rental market is lower, which deters HLM tenants from even trying their luck. This is the discouragement effect. Its magnitude depends on how people react to what they perceive of their opportunity set. In Appendix 1.F, we provide an extension of the model in Section 1.2 to illustrate how these two effects may come in play and may resume in a snowball effect with possibly large equilibrium segmentation effects in

Tab. 1.6 – Probability to declare to be willing to move out of one's HLM

	(1)	(2)
Non-European origin	0.147*** (0.012)	0.050*** (0.014)
European origin	-0.032 (0.019)	0.025 (0.022)
Individual characteristics		X
Départements fixed effects		X
City size class		X
Housing characteristics		X
Time dummies	X	X
Observations number	15254	15254
Pseudo-R ²	0.02	0.17

Notes : (i) Marginal effects of a probit model reported (ii) Standard errors in parentheses. Significance : *** : 1%, ** : 5%, * : 10% (iii) Sample : All HLM tenants who had a place of their own in France four years before the survey. (iv) Individual and apartment characteristics : Those reported in Tables 1.9 and 1.10 in Appendix 1.D.

local housing markets. This model leads to Prediction 2.1 :

Prediction 2.1 Consequences of customer discrimination *If there is customer discrimination in the private rental market, then the probability for black tenants to be living in public housing is positively correlated with the proportion of multiple-dwelling landlords in the private rental market. This is not the case for white tenants.*

Prediction 2.1 can be tested empirically using the same data as in Section 1.3.

1.4.3 Empirical Strategy

We focus on the sample of tenants in the public and private market. Given our theoretical framework, we expect non-Europeans to live more frequently in HLM in locations where more landlords own entire buildings. This local rate of multiple-dwelling landlords should not have any impact on the probability of the other tenants to enter the private rental market. For each household i , living in département $z(i)$, we construct the zone

variable $Share_{z(i)}$ as the proportion of multiple-dwelling landlords in the market of privately-rented apartments in $z(i)$. Then, we regress the probability for the household to be living in HLM on this zone variable. We control for the same individual and housing characteristics as before, including the household's income on which a specific focus is given here. The share of multiple-dwelling landlords being a variable at the département level, it cannot be identified separately from département fixed effects that cannot be introduced anymore. Therefore, we introduce now région fixed effects (a larger geographical classification that considers 21 units) and still continue to control for the city size class, which is a priori the most important geographical control.

The use of local explanatory variables is widespread in the spatial mismatch literature. For instance, [Hellerstein et al. \(2008\)](#) regress the probability for Afro-Americans to be unemployed on very local employment rates (computed for the census tract), controlling for MSA fixed effects. A focus on so small spatial units would not fit our purpose as well : while [Hellerstein et al. \(2008\)](#) take residential location as given and look at its impact on employment, we are interested in the residential location process itself. Along this process, households must generally be considering a wider range of location opportunities than the small census tract. Consequently, our approach deals with larger geographical units, département, controlling for region fixed effects and city size.

1.4.4 Results

The probit model is estimated on three different samples of tenants : French-born, European and non-European immigrants. Results are provided in Table [1.7](#).

Results strongly match Prediction 2.1. The local share of multiple-dwelling landlords is not correlated with the probability of French-born or of European immigrants to be living in HLM (columns 2 and 3). Its marginal effect is positive and significant on the probability of non-European immigrants (column 3). Another interesting feature regards the effect of

Tab. 1.7 – Probability to be living in HLM : The role of the local share of multiple-dwelling landlords

	French-born (1)	European immigrants (2)	Non-European immigrants (3)
Share	0.034 (0.023)	0.147 (0.111)	0.361*** (0.072)
Household income	-7.41*** (0.41)	-7.15*** (1.97)	2.37* (1.27)
Other controls	X	X	X
N	26631	1334	4438
Pseudo-R ²	0.14	0.12	0.19

Notes : (i) Marginal effects of a Probit model reported. (ii) Standard errors in parentheses. Significance : *** : 1%, ** : 5%, * : 10% (iii) Sample : All tenants in privately-rented apartments who had a place of their own in France four years before the survey. (iv) 'Household income' : Household income by consumption unit (millions of 2006 euro) (v) 'Other controls' : individual characteristics (see Table 1.9 in Appendix 1.D), city size class and region fixed-effects.

income, which varies a lot according to the population of interest. It is unsurprisingly large and negative if we consider French-born or European immigrant tenants. It reflects the fact that rich households can afford choosing their housing in the private housing market. On the contrary, the coefficient becomes insignificant (at 5%, it is even slightly positive) for the non-European immigrants. A possible interpretation consistent with our theoretical framework would be that the force of customer discrimination overcomes the income effect.

As shown in Appendix 1.G, this result is robust to numerous specification and sampling variations. It is not driven by control for région fixed effects and city size, nor by a spurious correlation of the share of multiple-dwelling landlords with the level of the local HLM supply (the proportion of HLMs in the total housing market of the département, as measured in the 1990 French census). The correlation remains also stable if we control for an indicator of quality (or attractiveness) of this HLM supply, measured by the vacancy rate within the local HLM stock. Finally, it is not affected when we control for the overall local proportion of non-European immigrants and of European immigrants, as measured in the

1990 French census as well. When we restrict the sample to the population who lives in a département for which there are more than thirty observations in the survey, the effect become slightly significant for French-born (but not European immigrants) but it remains more than four times smaller than for non-European immigrants. Finally, the inclusion of homeowners in the sample reduces the magnitude of the effect, which confirms our assumption regarding the separation of the rental and the home-sale markets.

Provided that the probability to be living in HLM reflects, at least partly, the difficulty to access the private rental market once controlled for individual characteristics and in particular income, this result gives valuable information regarding the impact of customer discrimination on the residential location of ethnic minorities. Given the high level of concentration and isolation of the French public housing market, this result can even be considered as providing an alternative explanation of the existence of public housing ghettos in France. This explanation neither involves a magnetic effect of the public housing supply on immigrants' location decision ([Verdugo \(2011c\)](#)), nor the aggregate effect of preference-based tipping mechanisms ([Card et al. \(2008\)](#)). Whether housing discrimination still is a major factor behind the persistent racial segregation found in U.S. metropolitan areas today is a fairly controversial subject ([Ross \(2008\)](#)). However, as far as France is concerned, this result gives some ground to the "collective action racism" theory, according to which "ghettos are the result of collective action taken by Whites to enforce separation from Blacks" ([Cutler et al. \(1999\)](#)).

1.5 Conclusion

The nature of the links between discrimination and urban patterns has long been argued about. However, most works on the subject miss the role played by the structure of real estate ownership, although it is a key background factor for apprehending the diversity of urban patterns. This chapter is an attempt to illustrate why housing ownership

structure matters, both theoretically and empirically. We construct a matching model with ethnic externalities where landlords are heterogeneous with respect to the number of housing units they own within the same neighborhood. We show that, regardless of their own preferences, landlords who own several units are more likely to discriminate against ethnic minorities if these minorities are subject to the prejudice of a fraction of the population of mainstream tenants. This prediction and its implications are then tested and never rejected on French data. This confirms the existence of customer-based discriminatory practices against immigrants of non-European origin on the French housing market. We believe that our empirical investigation could fruitfully be adapted to other countries as well.

In France, housing market discrimination may partly explain why non-European immigrants, and especially African immigrants, remain stuck in public housing. On the labor market, one consequence of this situation is that these populations cannot easily take advantage of employment opportunities when those are located in another city or region and they suffer from a situation of regional spatial mismatch, which may account for part of their much higher unemployment rate ([Bouvard *et al.* \(2009\)](#)). If this is the case, the social consequences of housing market discrimination may therefore be so negative that they justify the intervention of policymakers. In particular, since larger landlords can be more easily monitored, it should not be impossible to impose ethnic quotas upon them. However, since larger landlords are also more likely to provide local public goods, it is unclear whether policymakers should give them incentives to scatter their real estate portfolio.

APPENDIX

1.A Expected profits

Let us consider the computation of $\Pi^{bv}(t)$, the expected profit of a landlord whose tenant is black while the neighboring apartment is vacant. Over a period of length dt , the landlord gets the rent $R_b dt$, which corresponds to the first line in (1.14). With probability qdt , the tenant leaves. Then, with probability $(1 - \eta dt)$, no application emerges, which result in an expected profit $\Pi^{vv}(t + dt)$ at date $t + dt$, ie $qdt(1 - \eta dt)\Pi^{vv}(t + dt)$ in expectation, hence the second line in (1.14). With probability ηdt , there is an applicant, who is black with probability $1 - p$. In expectations, the landlord gets $qdt\eta dt[(1 - p)\beta^{bv}\Pi^{bv}(t + dt)]$. One then proceeds similarly in the case the applicant is white and one can deal similarly with the cases where the tenant does not leave, which occurs with probability $1 - qdt$. This leads to

$$\begin{aligned}
 (1 + rdt)\Pi^{bv}(t) = & R_b dt \\
 & + qdt(1 - \eta dt)\Pi^{vv}(t + dt) \\
 & + qdt\eta dt[(1 - p)\beta^{bv}\Pi^{bv}(t + dt)] \\
 & + qdt\eta dt[(1 - p)(1 - \beta^{bv})\Pi^{vv}(t + dt)] + qdt\eta dt[p\beta^{wv}\Pi^{wv}(t + dt)] \\
 & + qdt\eta dt[p(1 - \beta^{wv})\Pi^{vv}(t + dt)] + (1 - qdt)(1 - \eta dt)\Pi^{bv}(t + dt) \\
 & + (1 - qdt)\eta dt[(1 - p)\beta^{bb}\Pi^{bb}(t + dt)] \\
 & + (1 - qdt)\eta dt[(1 - p)(1 - \beta^{bb})\Pi^{bv}(t + dt)] \\
 & + (1 - qdt)\eta dt[(1 - \alpha)p\beta^{wb}\Pi^{bw}(t + dt)] \\
 & + (1 - qdt)\eta dt[(1 - \alpha)p(1 - \beta^{wb})\Pi^{bv}(t + dt)] \\
 & + (1 - qdt)\eta dt[\alpha p\Pi^{bv}(t + dt)]
 \end{aligned} \tag{1.14}$$

Re-arranging, dividing by dt both sides of the equality and considering the limit of this equality when dt tend towards 0, one gets :

$$\begin{aligned}
 r\Pi^{bv}(t) &= \lim_{dt \rightarrow 0} r\Pi^{bv}(t+dt) \\
 &= R_b + q\Pi^{vv}(t) + \dot{\Pi}^{bv}(t) - q\Pi^{bv}(t) - \eta\Pi^{bv}(t) \\
 &+ \eta[(1-p)\beta^{bb}\Pi^{bb}(t)] + \eta[(1-p)(1-\beta^{bb})\Pi^{bv}(t)] \\
 &+ \eta[(1-\alpha)p\beta^{wb}\Pi^{bw}(t)] + \eta[(1-\alpha)p(1-\beta^{wb})\Pi^{bv}(t)] + \eta[\alpha p\Pi^{bv}(t)]
 \end{aligned} \tag{1.15}$$

The steady state where $\dot{\Pi}^{bv}(t) = 0$, satisfies once dropped t :

$$r\Pi^{bv} = R_b + q[\Pi^{vv} - \Pi^{bv}] + \eta[(1-p)\beta^{bb}(\Pi^{bb} - \Pi^{bv}) + p(1-\alpha)\beta^{wb}(\Pi^{bw} - \Pi^{bv})] \tag{1.16}$$

1.B Proofs

1.B.1 Proof of Proposition 1.2.1

(i) is obvious. (ii) results when we solve the value functions for $\alpha = 0$ and $R_w = R_b = 0$ on the one hand and for $\eta = 0$ on the other hand.

1.B.2 Proof of Proposition 1.2.2

Part (i). We solve system (1.1)–(1.4) when $\beta = \bar{\beta} = (1, 1, 1)$. We then show that $\Pi^{jv}(1) - \Pi^{jb}(1) \geq 0$ for all $j = w, b, v$. Inequality (1.10) then follows. The solving yields :

$$\Pi^{jv} - \Pi^{jb} = \alpha p \eta [(q+r)R_w + \eta(1-p)(R_w - R_b)] N^j / D \quad (1.17)$$

for all $j = w, b, v$, with $D > 0$ and $N^j > 0$. Indeed,

$$D = \left\{ \begin{array}{l} (q+r)^2(2q+r) \\ +\eta(q+r)(q(3-\alpha p)+r(2-\alpha p)) \\ +\eta^2(q(1-\alpha p^2)+r(1-\alpha p)) \end{array} \right\} \times$$

$$\left\{ \begin{array}{l} (q+r)^2(2q+r)^2 + \eta(q+r)(2q+r)(q(5-\alpha p)+r(4-\alpha p)) \\ +\eta^2 \left[\begin{array}{l} 4q^2(2(1-\alpha p)+\alpha p^2)+r^2(5-3\alpha p) \\ +qr(10(1-\alpha p)+3(1+\alpha p^2)) \end{array} \right] \\ +2\eta^3 \left[q(\alpha(1-p)^2+(1-\alpha))+r(1-\alpha p) \right] \end{array} \right\} > 0,$$

$$N^w/q = \begin{array}{l} 4q^3 + (r+\eta)(r+2p\eta)(r+\eta(1-\alpha p)) \\ +q^2(8r+2\eta(2+p(3-\alpha))) \\ +q \left[\begin{array}{l} 5r^2 + r\eta(6+p(7-3\alpha)) \\ +\eta^2(1+p(7-2\alpha(1+p))) \end{array} \right] \end{array} > 0,$$

$$\begin{aligned}
& (q+r)(2q+r)^2 + 2p\eta^3(1-\alpha) \\
N^{b/q} = & \frac{+\eta(2q+r)[q(2+p(3-\alpha)) + r(2+p(2-\alpha))]}{+\eta^2 \left[\begin{array}{c} q(1+p(5(1-\alpha)) + 2 + \alpha p) \\ +r(1+p(4-3\alpha)) \end{array} \right]} > 0, \\
\\
N^v = & \frac{(q+r)(2q+r)^3 + \eta(2q+r)^2[q(3+p(2-\alpha)) + r(3+p(1-\alpha))]}{+\eta^2(2q+r) \left[\begin{array}{c} q(3+p(3(1-\alpha) + 2 - \alpha p)) \\ r(1+p(2-\alpha p)) + 2(1-\alpha p) \end{array} \right]} \\
& + \eta^3 \left[\begin{array}{c} q((1-\alpha p) + p(3-\alpha(1+p+p^2))) \\ +r(1+p)(1-\alpha p) \end{array} \right] > 0.
\end{aligned}$$

Part (ii). We solve system (1.1)–(1.4) when $\beta = \bar{\beta} = 0_3 = (0, 0, 0)$. We then show that $\Pi_1^{jv}(0_3) - \Pi_1^{jb}(0_3) \geq 0$ for all $j = w, b, v$. Inequality (1.11) then follows. For $j = w, b$, we have

$$\Pi_1^{jv}(0_3) - \Pi_1^{jb}(0_3) = \frac{\alpha p q \eta R_w}{(q+r)(q+r+p\eta)(2q+r+(1-\alpha)p\eta)} \geq 0. \quad (1.18)$$

Moreover

$$\Pi^{vv}(0_3) - \Pi^{vb}(0_3) = \frac{\alpha p(2q+r)\eta R_w}{(q+r)(q+r+p\eta)(2q+r+(1-\alpha)p\eta)} \geq 0. \quad (1.19)$$

Part (iii). When $\alpha = 0$, we have $\Pi^{jj}(\beta, \bar{\beta}) = \Pi^{ik}(\beta, \tilde{\beta})$ for all $j, k = w, b, v$ and all $(\beta, \bar{\beta}, \tilde{\beta}) \in B^3$. Dwellings' values do no longer depend on the occupancy status of the other dwelling. We have

$$\max_{\beta \in B} \Pi_2(\beta, \beta) \iff \max_{\beta \in B} \Pi_1(\beta, \cdot) \iff \max_{\beta \in B} \Pi(\beta, \cdot) \quad (1.20)$$

1.C Ethnic matching between different buildings

The purpose of this appendix is to discuss what happens when two buildings are now involved. In theory, we should at least consider two new types of landlords : very large landlords (henceforth "type-4 landlords"), who own two whole buildings, and "scattered" landlords, who own one apartment in each building. However, scattered landlords are not likely to be frequent in the real world : while the assumption of identical housing units in different buildings remains plausible in the case of type-4 landlords such as large-scale developers, it is much more dubious when the buildings are not entirely owned by the same landlord. If scattered landlords do exist, their portfolio has all chances of being also scattered on a larger scale (between different neighborhoods or even different cities), which dramatically prevents from reallocating applicants from one building to another. As a consequence, we will focus on type-4 landlords, who manage two buildings, each composed of two flats with identical housing characteristics, and without visit costs. For simplicity, the rent net of maintenance costs is the same for both ethnic groups. Let $\Pi_4^{t_1 t_2 t_3 t_4}$ denote the value of the two buildings owned by a type-4 landlord when the first one is occupied by tenants t_1 and t_2 , while the second one is occupied by tenants t_3 and t_4 , with $t_i = b, w, v$, $i = 1, \dots, 4$. We also have to change the notation of the acceptance probabilities. We introduce a subscript which indicates in which building there is a vacancy ; then, β_1^{ijkl} denotes the probability to accept a type- i applicant (with a type- j neighbor and a type- kl other building) and β_2^{ijkl} denotes the probability to accept a type- k applicant (with a type- l neighbor and a type- ij other building). This yields :

$$r\Pi_4^{ijkl} = 4R + q \left\{ \left[\Pi_4^{vjkl} - \Pi_4^{ijkl} \right] + \left[\Pi_4^{ivkl} - \Pi_4^{ijkl} \right] + \left[\Pi_4^{ijvl} - \Pi_4^{ijkl} \right] + \left[\Pi_4^{ijkv} - \Pi_4^{ijkl} \right] \right\} \quad (1.21)$$

$$r\Pi_4^{vjkl} = 3R + q \left\{ \begin{array}{l} \left[\Pi_4^{vvkl} - \Pi_4^{vjkl} \right] \\ + \left[\Pi_4^{vjvl} - \Pi_4^{vjkl} \right] \\ + \left[\Pi_4^{vjkv} - \Pi_4^{vjkl} \right] \end{array} \right\} + \eta \left\{ \begin{array}{l} \beta_1^{wjkl} (1 - \alpha_j) p \left[\Pi_4^{wjkl} - \Pi_4^{vjkl} \right] \\ + \beta_1^{bjkl} (1 - p) \left[\Pi_4^{bjkl} - \Pi_4^{vjkl} \right] \end{array} \right\} \quad (1.22)$$

$$r\Pi_4^{vvkl} = 2R + q \left\{ \begin{array}{l} \Pi_4^{vvvl} - \Pi_4^{vvkl} \\ + \Pi_4^{vvkv} - \Pi_4^{vvkl} \end{array} \right\} + 2\eta \left\{ \begin{array}{l} \beta_1^{wvkl} p \left[\Pi_4^{wvkl} - \Pi_4^{vvkl} \right] \\ + \beta_1^{bvkl} (1 - p) \left[\Pi_4^{bvkl} - \Pi_4^{vvkl} \right] \end{array} \right\} \quad (1.23)$$

$$r\Pi_4^{vjvl} = 2R + q \left\{ \begin{array}{l} \Pi_4^{vvvl} - \Pi_4^{vjvl} \\ + \Pi_4^{vjvv} - \Pi_4^{vjvl} \end{array} \right\} \quad (1.24)$$

$$+ 2\eta \left\{ \begin{array}{l} p \max \left\langle (1 - \alpha_j) \beta_1^{wjvl} \left[\Pi_4^{wjvl} - \Pi_4^{vjvl} \right], (1 - \alpha_l) \beta_2^{vjwl} \left[\Pi_4^{vjwl} - \Pi_4^{vjvl} \right] \right\rangle \\ + (1 - p) \max \left\langle \beta_1^{bjvl} \left[\Pi_4^{bjvl} - \Pi_4^{vjvl} \right], \beta_2^{vjbl} \left[\Pi_4^{vjbl} - \Pi_4^{vjvl} \right] \right\rangle \end{array} \right\} \quad (1.25)$$

$$r\Pi_4^{vvvl} = R + q \left[\Pi_4^{vvvv} - \Pi_4^{vvvl} \right] + 3\eta \left\{ \begin{array}{l} p \max \left\langle \beta_1^{wvvl} \left[\Pi_4^{wvvl} - \Pi_4^{vvvl} \right], (1 - \alpha_l) \beta_2^{vvvl} \left[\Pi_4^{vvvl} - \Pi_4^{vvvl} \right] \right\rangle \\ + (1 - p) \max \left\langle \beta_1^{bvvl} \left[\Pi_4^{bvvl} - \Pi_4^{vvvl} \right], \beta_2^{vvbl} \left[\Pi_4^{vvbl} - \Pi_4^{vvvl} \right] \right\rangle \end{array} \right\} \quad (1.26)$$

There are many symmetric cases. Indeed, $\Pi_4^{ijkl} = \Pi_4^{jikl} = \Pi_4^{ijlk} = \Pi_4^{klij}$ for all $i, j, k, l = b, w, v$. However, the system remains much more complex than in the case of type-1 or type-2 landlords : one can check that it now involves 21 independent equations.

The novelty comes from the possibility to allocate potential tenants between the two buildings. Formally, there is a new max operator in the equations defining Π_4^{vjvl} and Π_4^{vvvl} . The three non trivial cases where we need to distinguish between β_1 and β_2 concern Π_4^{vbvw} , Π_4^{vvvw} and Π_4^{vvvb} .

Type-4 landlords have many strategies at their disposal, all of which do not require discrimination. We focus on the following strategy :

(1) If one building is fully vacant while there already is a tenant inside the other one, a black applicant will always be directed to the building where there already is another tenant. On the contrary, a white applicant will always be directed to the fully vacant building.

(2) If one building is occupied by a black tenant and the other is occupied by a white tenant, the black applicant will be directed to the apartment with the black neighbor. On the contrary, since prejudice is unobservable, the white applicant will be directed to the apartment with the white neighbor.

1.D Descriptive Statistics

Tab. 1.8 – Tenure status by immigration status

	French-born	European immigrants	Non-European immigrants
Private rental (share)	0.195 (0.516)	0.188 (0.391)	0.289 (0.454)
Apartment (share)	0.368 (0.628)	0.425 (0.495)	0.763 (0.425)
Privately-rented apartment (share)	0.121 (0.425)	0.130 (0.336)	0.247 (0.431)
Observations number	78388	3776	5868

Sample : All households who had a place of their own in France four years before the survey.

Tab. 1.9 – Tenant characteristics by immigration status

	French-born	European immigrants	Non-European immigrants
Share of woman (household head)	0.41 (0.492)	0.38 (0.486)	0.25 (0.432)
Average age (household head)	46.1 (17.81)	53.4 (18.24)	44.8 (13.72)
Middle school degree (household head, share)	0.31 (0.463)	0.23 (0.419)	0.17 (0.376)
High school degree (household head, share)	0.10 (0.303)	0.04 (0.202)	0.08 (0.269)
University degree (household head, share)	0.35 (0.476)	0.21 (0.410)	0.27 (0.444)
Household income by consumption unit (2006 euro)	18938 (14073)	16580 (14726)	12594 (10944)
Household number of persons	1.83 (1.080)	2.09 (1.197)	2.74 (1.695)
Household number of children	0.39 (0.782)	0.45 (0.829)	1.05 (1.341)
Year of arrival in the dwelling	1994 (11.1)	1990 (11.4)	1994 (8.6)
Observations number	8669	455	1932

Sample : All tenants in privately-rented apartments who had a place of their own in France four years before the survey.

Tab. 1.10 – Characteristics of the apartment, the building and the location, by landlord's type

	Multiple landlord	Single landlord
Number of rooms (logarithm)	0.96 (0.465)	0.83 (0.486)
Size in squared meters (logarithm)	4.06 (0.448)	3.96 (0.463)
Rent by squared meter (2006 euro)	7.22 (4.289)	9.63 (4.973)
Balcony (share)	0.29 (0.455)	0.52 (0.500)
Private outdoor space (share)	0.09 (0.279)	0.04 (0.189)
Large bathtub (share)	0.57 (0.495)	0.69 (0.463)
Safety device (share)	0.31 (0.462)	0.41 (0.492)
Parking space (share)	0.28 (0.448)	0.37 (0.483)
Tenant suffers from cold (share)	0.18 (0.381)	0.16 (0.362)
Tenant suffers from noise (share)	0.47 (0.499)	0.45 (0.498)
Number of levels in the building	3.16 (2.916)	5.00 (3.729)
Number of apartments in the building	14.2 (27.38)	29.5 (43.78)
Building built between 1949 and 1974 (share)	0.25 (0.435)	0.39 (0.488)
Building built after 1974 (share)	0.19 (0.390)	0.30 (0.459)
Recent deterioration of common property (share)	0.15 (0.353)	0.19 (0.389)
Département population (1990 Census)	417936 (292032)	494465 (304918)
Public housing (1990 Census, département share)	0.15 (0.060)	0.14 (0.058)
Homeowners (1990 Census, département share)	0.51 (0.106)	0.49 (0.113)
Families with at least three children (1990 Census, département share)	0.09 (0.027)	0.08 (0.027)
Observations number	4287	6769

Sample : All tenants in privately-rented apartments who had a place of their own in France four years before the survey.

1.E African immigrants vs non-European immigrants

Tab. 1.11 – Probability to have a landlord who owns the entire building, distinguishing between African immigrants and non-European, non-African immigrants

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
African immigrant	-0.030** (0.014)	-0.084*** (0.015)	-0.054*** (0.016)	-0.032* (0.017)	-0.043** (0.018)
Non-European immigrant	-0.040* (0.022)	-0.080*** (0.022)	-0.063*** (0.023)	-0.044* (0.024)	-0.040 (0.025)
European immigrant	0.016 (0.023)	-0.019 (0.024)	-0.007 (0.024)	-0.006 (0.025)	-0.031 (0.025)
Individual characteristics		X	X	X	X
Département fixed effects			X	X	X
City size class				X	X
Apartment characteristics					X
Time dummies	X	X	X	X	X
N	11139	11139	11136	11136	11052
Pseudo-R ²	0.01	0.03	0.09	0.13	0.20

Notes : (i) Marginal effects of a Probit model reported. (ii) Standard errors in parentheses. Significance : *** : 1%, ** : 5%, * : 10% (iii) Sample : All tenants in privately-rented apartments who had a place of their own in France four years before the survey. (iv) Individual and apartment characteristics : Those reported in Tables 1.9 and 1.10 in Appendix 1.D.

1.F A model for Prediction 2.1

Our model assumes that public housing acts as a complete safety net : people always have immediate access to a HLM and once inside, HLM tenants cannot be evicted. On the contrary, they have to search for a private rental, with no guarantee of success. We consider a tenant of ethnic group $i = w, b$ who has to choose whether to stay in HLM or search for a place in the private rental market. Tenants from both ethnic groups are exactly alike, apart from their probability x_i to be accepted by a private landlord whom they have been matched with. They compare their utility level in HLM, U_i^{HLM} to their utility level in a private rental, U_i^{PR} . We normalize the instant utility people derive from living in HLM to zero and let a be the corresponding utility in a private rental which accounts for the price differential with HLM and better amenities. The search cost is c and meeting occurs at rate μ . A meet between a private landlord and a type- i tenant is completed with probability μx_i . Moreover, private tenants are never secured in their dwelling. With rate λ , which may for example be related to a drop in income, they will have to depart and go back to a HLM. Finally, r is the discount rate.

The value functions U_i^{HLM} and U_i^{PR} are given by the following equations :

$$rU_i^{HLM} = \max \{0, -c + \mu x_i [U_i^{PR} - U_i^{HLM}]\}, \quad (1.27)$$

$$rU_i^{PR} = a + \lambda [U_i^{HLM} - U_i^{PR}]. \quad (1.28)$$

Solving for (1.27) and (1.28), one gets that an HLM tenant enters search if and only if $c/a \leq \mu x_i / (r + \lambda)$. Let c/a follow the distribution Ψ . The proportion of HLM tenants ready to enter search is equal to $\Psi(\mu x_i / (r + \lambda))$. If we note HLM_i the long-run probability of a tenant i to be living in HLM, we now have

$$HLM_i = \frac{\lambda}{\lambda + \mu x_i \Psi(\mu x_i / (r + \lambda))}. \quad (1.29)$$

The probability HLM_i is an increasing function of the return rate λ and a decreasing function of the matching parameter μ and the acceptance parameter x_i . Since the probability to be discriminated against is simply equal to $1 - x_i$, the expression $\mu x_i \Psi(\mu x_i / (r + \lambda))$ captures both the buffer stock and the discouragement effects of discrimination : μx_i is the probability of success given that people search and $\Psi(\mu x_i / (r + \lambda))$ indicates how likely people are to start searching. We now specify x_i . We still consider a framework where only Blacks may be discriminated against. Consequently, $x_w = 1$.

We then draw from the results of Section 3 to write an expression of x_b that depends on the probability for an applicant to meet a multiple-dwelling landlord. We have

$$x_b = (1 - \beta) [Share \times l_2 + (1 - Share) \times l_1]. \quad (1.30)$$

where *Share* is the proportion of multiple-dwelling landlords in the local market of privately-rented apartments, β is the proportion of prejudiced landlords who will refuse black applicants regardless of whether it is a dominant strategy or not and l_2 (resp. l_1) is the probability for a black applicant to be accepted by an unprejudiced multiple-dwelling (resp. single-dwelling) landlord.

The effect of *Share* on the probability that a Black lives in HLM, HLM_b , is

$$\begin{aligned} \frac{dHLM_b}{dShare} &= \frac{dHLM_b}{dx_b} \frac{dx_b}{dShare} \\ &= (HLM_b)^2 \left(\frac{\mu \Psi(\frac{\mu x_b}{r + \lambda})}{\lambda} \right) \left[1 + \frac{\mu x_b}{r + \lambda} \left(\frac{\psi(\frac{\mu x_b}{r + \lambda})}{\Psi(\frac{\mu x_b}{r + \lambda})} \right) \right] (1 - \beta) (l_1 - l_2). \end{aligned} \quad (1.31)$$

where $\psi(\cdot) = \Psi'(\cdot)$. Equation (1.31) shows that, if $\psi(\mu x_i / (r + \lambda))$ is very large, then the effect of *Share* is much larger than the sole effect of customer discrimination as measured by $l_1 - l_2$. This is the case if c/a is closely distributed around $\mu x_i / (r + \lambda)$.

There are other multiplicative effects which have not been taken into account here. For example, the ethnic composition of the different segments of the rental market (HLM,

private with single-dwelling landlord, private with multiple-dwelling landlord) should also impact white willingness to come and live in one of them. Another important issue concerns homeownership. Since Blacks, for many reasons which are not documented here, are also largely excluded from the home-sale market, prejudiced Whites may use homeownership to enter homeowners' neighborhood and avoid black neighbors as a result. All these issues aside, we at least know that if there is customer discrimination, then $I_1 \geq I_2$, hence $dx_b/dShare \leq 0$ and $dHLM_b/dShare \geq 0$. On the contrary, since $dx_w/dShare = 0$, then $dHLM_w/dShare = 0$. This allows us to establish Prediction 2.1.

1.G Robustness checks for Section 1.4

The following transition matrices display the raw transition rates between occupancy status for non-immigrants, non-European immigrants and the reweighted sample of non-immigrants who are matched to non-European immigrants through a kernel-matching methodology with a 10% bandwidth. The matching variables are : household income by consumption unit, number of persons and of children in the household, age, gender and diploma of the respondent. Survey weights are not used here, which explains that the coefficients in the first two matrices are somewhat different from the ones in Table 1.5.

Tab. 1.12 – Transition matrix of residential mobility : kernel matching of non-immigrants on the characteristics of non-European immigrants

			Previous Status		Current Status		
					Home.	HLM	Private
French-born	6739	Homeowners			0.62	0.10	0.27
	4010	HLM			0.33	0.46	0.21
	11029	Private Tenants			0.38	0.16	0.47
Non-European origin	314	Homeowners			0.39	0.16	0.47
	609	HLM			0.22	0.62	0.17
	1225	Private Tenants			0.13	0.25	0.63
French-born matched	6639	Homeowners			0.58	0.13	0.29
	4010	HLM			0.25	0.53	0.22
	11029	Private tenants			0.28	0.21	0.51

Notes : (i) Sample : All tenants in privately-rented apartments who had a place of their own in France four years before the survey and moved in for less than four years. (ii) Reading : Among the 4010 French-born households who were living in HLM four years before the survey and have moved in the past four years, 33% have become homeowners, 46% still live in a HLM and 21% are now renting a place on the private rental market.

Tab. 1.13 – Variants for the effect of the share of multiple-dwelling landlord

	French-born (1)	European immigrants (2)	Non-European immigrants (3)
No control for city size and no region fixed effects	-0.002 (0.017)	0.100 (0.078)	0.532*** (0.054)
N	26631	1334	4451
Pseudo-R ²	0.08	0.06	0.13
Control for the HLM rate at the département level	0.017 (0.023)	0.106 (0.113)	0.307** (0.080)
N	26631	1334	4438
Pseudo-R ²	0.15	0.12	0.19
Control for the HLM vacancy rate at the district level	0.044* (0.023)	0.174 (0.113)	0.369*** (0.072)
N	26631	1334	4383
Pseudo-R ²	0.14	0.12	0.19
Control for the immigrants shares at the département level	0.012 (0.024)	0.070 (0.114)	0.298*** (0.073)
N	26631	1334	4438
Pseudo-R ²	0.14	0.13	0.21
Only in départements with at least 30 private tenants in apartments	0.094** (0.037)	0.149 (0.166)	0.490*** (0.084)
N	21002	1080	4014
Pseudo-R ²	0.14	0.10	0.17
Including homeowners	-0.001 (0.007)	0.023 (0.041)	0.208*** (0.054)
N	78067	3774	5856
Pseudo-R ²	0.21	0.12	0.10

Note : Variants for the effect of the share of multiple-dwelling landlords of on the probability to be living in HLM (Table 1.7)

Deuxième partie

Logement Social et Ségrégation

Suite à une première partie ayant établi l'existence de pratiques discriminatoires à l'encontre des immigrés africains sur le marché du logement privé et décrit leurs conséquences éventuelles sur la sur-représentation de cette population en HLM, la seconde partie de ce travail s'interroge sur la capacité d'une politique de logement social à réduire la ségrégation, en répondant aux deux questions suivantes : d'une part, sous quelles conditions les politiques de logement social sont-elles capables de diminuer la ségrégation ? D'autre part, le système actuel formé par les acteurs du logement social français est-il effectivement un vecteur de mixité sociale ? Le deuxième chapitre cherche à répondre à la première question d'un point de vue théorique, tandis que le troisième chapitre fournit des éléments de réponse à la seconde question, en comparant le niveau socio-économique du quartier de résidence des locataires HLM d'origine africaine à celui des locataires HLM non-immigrés.

2

Does Public Housing Reduce Segregation ? A Partial Sorting Model with Endogenous Prices and Rationing¹

¹This chapter has benefited from discussions with Mathias André, Bruno Decreuse, Clément de Chaisemartin, Cecilia Garcia-Peñalosa, Francis Kramarz, Laurent Linnemer, Nicolas Schultz, Thomas Tregouët, Tanguy van Ypersele and Bertrand Villeneuve. It was presented at GREQAM lunch seminar, LEI internal seminar (CREST) and in the 2011 Journées Economie et Espace in Lyon. Special thanks to Clément Bosquet, Pierre-Philippe Combes, Alexandre de Cornière, Romain de Nijs and Maxime Tô.

"Economists have been notoriously thorough in convincing themselves of the destructive effects of rent control and notoriously inept at convincing anyone else." ([Heffley \(1998\)](#))

2.1 Introduction

In 2000 the Law "Solidarité et Renouvellement Urbains" (SRU) is established in France. It states that most municipalities must progressively reach 20% of public housing (Habitations à Loyers Modérés, HLM) in their total stock, under the threat of financial sanctions. The main goal of the SRU law is to address urban economic segregation. The rationale behind such regulation by quota is that public housing is an efficient tool against economic segregation, provided the following two conditions are met : first, the municipal scale is relevant to ensure that public housing units are scattered enough between and within metropolitan areas ; second, the rent gradient according to neighborhood quality must be less steep on the public housing market. While this double assumption is not unrealistic (as discussed in the third chapter of this thesis), it is not sufficient to ensure that public housing will reduce segregation. In a context of very high eligibility thresholds (in France, according to Wasmer (in [Mistral and Plagnol \(2009\)](#)), four fifths of the population are eligible), the result will crucially depend on the characteristics of the matching process between applicants and vacancies.² Indeed, an increase in the quality of the public housing supply is quite likely to increase entry, hence competition, at the expense of the lowest types of applicants. More generally, this kind of reasoning neglects general equilibrium effects of a change in the public housing supply on the level of rents in the private market as well as on neighborhood characteristics, through externalities. The purpose of this chapter is to study the following

²This is even true in simple correlation terms. In Appendix [2.A](#), I provide an illustration of the reason why by using a simple theoretical framework, where economic segregation between different neighborhoods of the same metropolitan area is measured by a neighborhood sorting index (NSI).

dilemma : anti-segregation public housing policies may not be able to contribute to vertical equity at the same time ; they suffer from being a single instrument with two conflicting objectives, namely an increase in overall housing affordability and a decrease in segregation. This is all the more embarrassing that place-based policies are currently under siege ([Sarpca et al. \(2010\)](#)), whereas the most compelling argument in their favor is that, thanks to their somewhat more rigid design, they are more efficient against economic segregation, which emerges as the market outcome when people are free to move.³

In this chapter, I use a framework à la Hotelling to show that public housing policies aiming at reducing socioeconomic stratification through rent control may only succeed if the allocation of public housing units is not social-blind, but rather favors applicants whose kind is underrepresented in the neighborhood. Without screening, and if total housing supply is fixed, public housing has no impact on overall housing affordability because it also increases prices in the private units nearby. If, for external reasons, the city-planner does not set the screening rule herself, her only instrument left is the size of the program : in that case, the lower the screening, the higher the minimum program size required to reduce segregation. A simple condition on the respective sizes of the two neighborhoods and the two groups of consumers will then determine in which neighborhood the program will be implemented. However, when the policy also aims at increasing total welfare, this may lead to conflicting choices regarding which neighborhood should be targeted. Finally, the introduction of neighborhood externalities in the form of peer effects does not alter the message of the model. On the contrary, the public housing policy is better at addressing segregation in this context, because its indirect impact on neighborhood valuation mitigates the polarizing trends at work in the city.

³In this respect, anti-segregation policies derive from a perspective where benevolent public authorities feel entitled to go against market trends, because they think that agents do not take all externalities related to their location choice well into account. From the viewpoint of welfare, it has also been argued that anti-segregation policies are not to be pursued when one considers that economic segregation may also optimize the targeting of other place-based public policies.

It is not an urban economic model per se : for the introduction of rent control into an urban economic model, see [Heffley \(1998\)](#), which however does not focus on segregation issues. Here, the core of the model is a market à la Hotelling with ex ante fixed housing supply and where agents consume one housing unit. The market is both vertically and horizontally differentiated. There are two types of agents, who differ in terms of price sensitivity. Any asymmetric equilibrium yields an allocation of the population which is characterized by incomplete sorting : members of both groups will be found in both neighborhoods. Until recently, partial income stratification was seldom a result obtained by economic modelling.⁴ One exception came from [Epple and Platt \(1998\)](#), but with exogenous prices. In my case, both incomplete stratification and endogenous prices are necessary to comprehend the indirect impact of public housing on segregation through general equilibrium effects on prices in the private housing market. Public authorities introduce public housing in the city, the price of which is fixed exogenously below market prices. This leads to rationing because everybody is eligible and anyone who lives in one neighborhood unambiguously prefers to live in public housing in the same neighborhood. I consider two allocation processes, which differ according to whether people locate before or after the lottery. Both processes are relevant, depending on the geographical scale of the location choice : the first one deals with a larger scale, such as the metropolitan area, whereas the second one applies to the choice between two neighborhoods which would be close to each other.

I first study the case when neighborhood quality is exogenous, city size is fixed and public housing is made of preexisting stock which is preempted by public authorities. I show that if both types of applicants are as likely to be selected (random allocation), the policy has strictly no impact on the level of segregation because its direct impact on affordability is exactly counterbalanced by its indirect effect on private market prices. Namely, the introduction of public housing in the more (resp., less) expensive neighborhood will unambiguously

⁴Recent papers tend to contradict this statement. See, for instance, [Moretti \(2010\)](#).

increase (resp., decrease) the price differential between the two neighborhoods. In order to impact segregation, one has to implement unequal treatment of the two types of applicants. To achieve a predetermined reduction in the level of segregation, there is a trade-off between the level of screening and the size of the public housing program. In particular, there is a minimum level of screening that public housing authorities have to maintain in order to minimize the total cost of the public housing program. Finally, I discuss an extension where I describe what happens when, due to externalities, the quality of a neighborhood also depends on its social make-up. Whereas a random allocation of public housing still cannot reduce segregation in this case, the screening of applicants now has snowball effects on neighborhood quality, which loosen the trade-off between the level of screening in the allocation process and the size of the public housing program.

The rest of the chapter is organized as follows : in section 2.2, I introduce the baseline model of the private market and I describe the allocation of public housing. Section 2.3 discusses the impact of public housing programs when neighborhood quality is taken as given, whereas section 2.4 extends this framework to take externalities into account. Section 2.5 concludes.

2.2 The framework

2.2.1 The private city

2.2.1.1 Set-up

I consider a city of population normalized to 1 with two neighborhoods $j = 0, 1$ of fixed size $n_0 \equiv n$ and $n_1 \equiv 1 - n$ respectively.⁵ Neighborhoods differ in quality q_j and price p_j . In the baseline case, I assume that q_j is exogenous, whereas p_j is always determined at

⁵As opposed to what is generally assumed in the industrial organization literature, supply is here fixed to a limit given by exogenous factors, such as land availability.

equilibrium. Housing supply is provided by investors who incur entry cost c . If they enter the market, they are randomly given a lot in either neighborhood ; hence, they decide to invest provided their expected income is higher than their cost, ie $\sum_{j=0,1} n_j p_j \geq c$.⁶

The city is filled by a population of size 1. Consumers differ along two dimensions : (i) their type $i = H, L$ (for high or low income) with α_i the proportion of type i in the economy ($\alpha_H \equiv \alpha$) ; (ii) an idiosyncratic term of heterogeneity x uniformly distributed on a segment $[0; 1]$ of unit density. Therefore, the market exhibits both vertical differentiation (group-average valuation q_j) and horizontal differentiation (dispersion of individual preferences x). An interpretation of these two dimensions could be that vertical differentiation relates to an universally orderable neighborhood characteristic, such as sun exposure or air pollution, whereas horizontal differentiation relates to a binary set of non-orderable neighborhood characteristics, such as the presence of gardens in one neighborhood and movie theaters in the other. The parameter t , henceforth the "taste parameter", gives the relative importance of this second dimension with respect to the first one.⁷ Everyone consumes one unit of housing and pays p_j . The two types of consumers have a different coefficient of disutility β^i with respect to p_j . Indirect utility functions are defined by $\forall \{i, j, x\} \in \{H, L\} \times \{0, 1\} \times [0; 1]$,

$$U_j^i(x) = q_j - \beta^i p_j - t |x - j| \quad (2.1)$$

Following [Tirole \(1988\)](#), β^i may be interpreted as an approximation of the marginal rate of substitution between income and quality. If I assume that $0 < \beta^H < \beta^L$, this means that type-H consumers are wealthier than type-L. As for the term $-t |x - j|$, it gives the cost of having to choose between the two options given by the horizontal dimension of neighborhood differentiation, when a consumer x would in fact prefer benefiting from a combination of

⁶This modelisation of the supply side of the market is made as simple as possible and will not play a large role. Without it, the model would be written in differential terms (only the price differential would be determined at equilibrium) but would lead to the same conclusions.

⁷Another possible interpretation would be to consider q_j as the average valuation of neighborhood j , whereas x would give the dispersion of consumers' preferences.

these two options.⁸

Finally, I assume that the market is always covered : no consumer is better-off refusing to participate in the housing market. In Appendix 2.B.1, I provide a sufficient condition for the market to be covered, which states that the expected utility of the median type-L consumer with an equal probability to live in either neighborhood, must be greater than its reservation utility. This assumption is not costly when q_j is exogenous and may be chosen as high as necessary.

2.2.1.2 Pricing in the private city

Let $x_i(p_0, p_1)$ denote the type- i indifferent consumer between two neighborhoods, i.e. such that $U_0^i(x_i(p_0, p_1)) = U_1^i(x_i(p_0, p_1))$. All the results will be written as a function of 0, in order to indicate that no public housing unit is built for now. Later, results will be written as a function of s_j , the size of the public housing program in neighborhood j . The equilibrium is given by $(p_0^*(0), p_1^*(0))$, solution to the system formed by the market-clearing equation (2.2) and the investors' free-entry condition (2.3) :

$$n = \sum_{i=H,L} \alpha_i x_i^*(0) \quad (2.2)$$

$$c = \sum_{j=0,1} n_j p_j^*(0) \quad (2.3)$$

with $x_i^*(0) = x_i(p_0^*(0), p_1^*(0))$. This yields the following equilibrium prices :

$$p_j^*(0) = c + (1 - n_j) [q_j - q_{-j} + t(1 - 2n_j)] / \hat{\beta} \quad (2.4)$$

⁸A more classical interpretation would be to consider that x gives the location of the consumer's job. If so, $-t|x - j|$ becomes commuting costs. However, this is less relevant in this model without labor market.

with $\hat{\beta} = \sum_{i=H,L} \alpha_i \beta^i$ the average level of financial constraint in the economy. Since the model focuses on the differences between the two neighborhoods, I introduce the price differential $\Delta p_{j(-j)}^*(0) \equiv p_j^*(0) - p_{-j}^*(0)$. It is equal to :

$$\Delta p_{j(-j)}^*(0) = [q_j - q_{-j} + t(1 - 2n_j)] / \hat{\beta} \quad (2.5)$$

There is substitutability between neighborhood quality and scarcity ($\partial \Delta p_{j(-j)}^*(0) / \partial q_j \geq 0$ and $\partial \Delta p_{j(-j)}^*(0) / \partial n_j \leq 0$) : both features make the neighborhood more attractive, hence more expensive in relative terms.

Definition 2.2.1. *A city is symmetric when prices are the same in both neighborhoods. A city is asymmetric when prices are different in the two neighborhoods and it is fully asymmetric in favor of a neighborhood if this neighborhood is both more attractive in quality and smaller in size.*

Proposition 2.2.1. *In a fully asymmetric city in favor of neighborhood j , the price differential between neighborhoods j and $-j$ increases with the proportion of type- H consumers in the economy (α), the level of vertical differentiation between neighborhoods ($q_j - q_{-j}$) and between consumers' types ($\beta^L - \beta^H$), the size of the lower-quality neighborhood (n_{-j}) and the taste parameter (t).*

Proof : straightforward comparative statics on $\Delta p_{j(-j)}^*(0)$.

2.2.1.3 Segregation in the private city

In the rest of the chapter, I assume that the better-quality neighborhood is also the smaller. Without loss of generality, I consider that this is the case of neighborhood 0 : $\Delta q \equiv q_0 - q_1 > 0$ and $n < 1/2$. In the private market case, these assumptions are compatible with a fully asymmetric city in favor of neighborhood 0. I consider a simple segregation indicator : the dissimilarity index D , which gives the mass of people who would need to swap neighborhoods for the city to be perfectly integrated. It is the sum of two equal

quantities : the excess of type-H in 0 : $\alpha(x_H^*(0) - n)$ and the excess of type-L in 1 : $(1 - \alpha)(n - x_L^*(0))$. In this framework, segregation is partial : both types of consumers are observed in both neighborhoods, as opposed to total segregation, where one group of consumers is confined to one single neighborhood. In analytical terms, this means that for both $i = H, L$, $x_i^*(0) \in (0, 1)$. The upper bound of D will then be given by the size of the smaller of the two groups of consumers : $D \leq \min_i \{\alpha_i\}$. After simplification, $D(0)$ is given by :

$$D(0) = \alpha(1 - \alpha)(\beta^L - \beta^H) \Delta p_{01}^*(0) / t \quad (2.6)$$

Straightforward comparative statics on $D(0)$ yield the following proposition :

Proposition 2.2.2. *The level of segregation (i) increases with the level of vertical differentiation between neighborhoods Δq and between consumers' types $(\beta^L - \beta^H)$; (ii) decreases with the taste parameter t and the size n of neighborhood 0 ; (iii) increases then decreases with the proportion α of type-H consumers, with a maximum value obtained for $\tilde{\alpha}^D = (\beta^L - \sqrt{\beta^L \beta^H}) / (\beta^L - \beta^H)$.*

The gap between consumer's type as well as the relative attractiveness and scarcity of neighborhood 0 tend to increase segregation, as opposed to horizontal differentiation, which tends to reduce it. As far as α , its effect stems from the way that the dissimilarity index measures segregation, which requires that both groups be large : this is easily understood when one considers total segregation, with $D(0) = \min_i \{\alpha_i\}$.

2.2.1.4 Welfare in the private city

Welfare here is the same as consumer surplus and stems from the mere aggregation of all individual utilities. The welfare level $W(0)$ of the population who lives in the city equals

the average utility level in the city :

$$W(0) = \sum_{i=H,L} \alpha_i \left\{ \int_0^{x_i^*(0)} U_0^i(x) dx + \int_{x_i^*(0)}^1 U_1^i(x) dx \right\} \quad (2.7)$$

This expression simplifies to $W(0) = \bar{q} - \bar{p} - \bar{t}$, where $\bar{q}$ is the average neighborhood quality in the city, $\bar{p}$ is the average price component of utility and $\bar{t}$ is the average taste component of utility (for expressions, see Appendix 2.B.2). As one could expect, the function $W(0)$ exhibits the following properties :

Proposition 2.2.3. *The level of welfare in the city increases with neighborhood quality q_0 and q_1 and decreases with construction costs c and the parameter t .*

Proof : see Appendix 2.B.2

The impact of the other parameters (the proportion α of type-H consumers, the size n of neighborhood 0 and the coefficients β^i) on the welfare of the total population is ambiguous. However, this is not always the case when I break the welfare analysis between the two groups of consumers. Let $W_i(0)$ the average welfare of a type- i consumer, such that $W(0) = \sum_{i=H,L} \alpha_i W_i(0)$.

Proposition 2.2.4. (i) *Whereas the group of type-H consumers always benefits from an increase in β^L , this is not the case of the group of type-L consumers; (ii) whereas the group of type-L consumers always suffers from an increase in β^H , this is not the case of the group of type-H consumers; (iii) whereas the group of type-L consumers always benefits from an increase in the proportion α of type-H consumers, the group of type-H consumers always suffers from it; (iv) whereas the group of type-H consumers always benefits from an increase in n , the size of the better-quality neighborhood, the group of type-L consumers benefits from such an increase if and only if the proportion of type-H customers α is below the threshold value $\tilde{\alpha}^W = (\beta^L - \beta^H) / \hat{\beta}$.*

Proof : see Appendix 2.B.2

These last results call for some remarks. The mechanism behind the respective impact of β^H and β^L is twofold. First, the impact of β^i on $W_i(0)$ is ambiguous, whereas the impact of β^i on $W_{-i}(0)$ is not. This comes from the fact that β^i impacts type- i consumers' utility both directly and indirectly (through the price and the taste components) while it impacts type- $(-i)$ consumers' utility only indirectly. Second, there also are differences between the two types of consumers : type-H benefit from type-L facing a larger β^L whereas type-L suffer from type-H facing a larger β^H . In other words, the externality of one group's wealth on the other group's welfare is asymmetric : beneficial for the rich and detrimental for the poor. The reason is the following : Equation (2.4) shows that any increase in β^i yields a decrease in $p_0^*(0)$ and an increase in $p_1^*(0)$. Both phenomena affect both groups of consumers, but since type-H consumers are overrepresented in neighborhood 0, the decrease in $p_0^*(0)$ overcomes the increase in $p_1^*(0)$ whereas the contrary happens for type-L consumers. The mechanisms behind the respective impact of α and n are similar. The impact of α may be interpreted as a within-group competition effect. As far as the impact of n , it may be interpreted as a between-group competition effect : for type-H consumers, who are overrepresented in neighborhood 0, an increase in n always benefits enough people to overcome the negative impact of this increase on those who still live in neighborhood 1. For type-L consumers, however, this will be the case if and only if a sufficient fraction of them live in neighborhood 0, a condition which requires that neighborhood-0 slots not all be taken by type-H consumers.

2.2.2 Public housing policy

2.2.2.1 The link between segregation and welfare

I assume that the public housing policy both aims at increasing the welfare of consumers and reducing segregation at the same time. However, it can be shown that those are two conflicting objectives in this model. Let W_i^{No} (resp., W^{No}) denote the welfare of the population of type- i consumers (resp., of total population) in the absence of segregation. It is given by the following expression :

$$W_i^{No} = \bar{q} - \beta^i c - t[1/2 - n(1 - n)] \quad (2.8)$$

where $1/2 - n(1 - n) = \int_0^n x dx + \int_n^1 (1 - x) dx$ is the average value of $|x - j|$ in the fully-integrated city. One can easily check that this level of welfare is lower than the level of welfare in the private city, for both groups of consumers. Moreover, there is a simple relationship between the two. In terms of total welfare, this relationship can be expressed as an increasing function of the dissimilarity index of the private city $D(0)$, which demonstrates that total welfare increases with the level of segregation in the city :

$$W(0) - W^{No} = \frac{t}{\alpha(1 - \alpha)} \left[\frac{D(0)}{2} \right]^2 \quad (2.9)$$

In this setting, the first-best allocation of the population is distinct from the market allocation and will be achieved for total segregation (for details, see Appendix 2.B.3). Any policy aiming at increasing welfare will also increase segregation. The assumption that the planner cares about reducing segregation can therefore be seen as normative, in the sense that it is drawn from outside of the model, for example from the literature on the impact of socioeconomic stratification on growth (Benabou (1996)) and, more generally, on peer effects (Epple and Romano (1998)).

2.2.2.2 The planner's program

City size is fixed.⁹ The planner may only decide whether to buy a fraction s_j of pre-existing housing in j at price p_j , $s_j < n_j$, which will be allocated to applicants after a lottery. The price of public housing is equal to $k \leq \min_{j=0,1} \{p_j^*(s_0; s_1)\}$, the same in both neighborhoods.¹⁰ I assume that k is exogenously determined, as well as public resources G . The program can then be written as follows :

$$\max_{(s_0, s_1) \in [0; n_0] \times [0; n_1]} \{W(s_0; s_1) - \pi D(s_0; s_1)\} \text{ s.t. } \sum_{j=0,1} s_j (p_j^*(s_0; s_1) - k) \leq G \quad (2.10)$$

where the factor π transforms the dissimilarity index into its monetary equivalent.¹¹ However, in order to keep the analysis simple, I will rather focus on a two-step version of the program where the city planner first selects one neighborhood in which to fund public housing and then sets the size of the program. This amounts to assuming that there is no use in funding public housing in both neighborhoods simultaneously. The planner's program then becomes :

$$\max_{j=0,1} \left\{ \max_{s_j \in [0; n_j]} \langle W(s_j) - \pi D(s_j) \rangle \text{ s.t. } s_j (p_j^*(s_j) - k) \leq G \right\} \quad (2.11)$$

Optimal neighborhood choice derives from the comparison between the two potential outcomes of s_0 and s_1 . In Section 2.3, I will first describe the impact of s_j on $W(s_j)$ and $D(s_j)$ for a given G before discussing optimal neighborhood choice with a cost-minimization criterion.

Note that one may want G to be endogenized, for example through a tax on consu-

⁹It may seem surprising to consider that a public housing policy has no impact on city size, but this is relevant in a context of very constrained supply. In addition, this assumption has been empirically verified in some US settings. For instance, [Eriksen and Rosenthal \(2010\)](#) document a 100% crowd-out effect of public housing construction on private construction.

¹⁰Note that this condition on the price of public housing yields more restrictions on the maximum size of the program, which is in fact given by $n_j \{1 - \eta_j [\Delta q + t(1 - 2n)] / [\hat{\beta}(c - k)]\}$.

¹¹It could relate, for instance, to potential moving costs.

mers' income. However, such feature is not easy to include into a framework à la Hotelling, where incomes are not modelled explicitly : indeed, taxing income would here increase β^H and β^L in a non-trivial way. Moreover, assuming this technical difficulty is solved, such tax would by itself have an impact on segregation, because it would affect the level of vertical differentiation between consumers ($\beta^L - \beta^H$), unless strong assumptions are made on the relationship between β^i and the taxation rate. The impact of the program on segregation would then be twofold, which would make the interpretation of the specific impact of public housing on segregation more difficult.¹² For those reasons, I choose to keep G exogenous. This is in line with the fact that this outside option of consumers is not modelled in this closed-economy framework. However, in the analysis of the welfare impact of public housing, I will distinguish between the gross welfare differential, which will not take G into account, and the welfare differential net of G .

2.2.2.3 Two allocation processes

Public housing is rationed. Without loss of generality, let us consider that $s_j > 0$ and $s_{-j} = 0$. Let $\Pr_j^i$ the probability that a type- i applicant to public housing in j receives an offer. If there are A_j applicants to public housing in j , this probability is defined by a (potentially) type-dependent function f_i such that $\Pr_j^i = f_i(s_j/A_j)$, with $f_i' > 0$. In addition to s_j , the government can then choose the level of screening in the allocation of the program by fixing a set of functions $(f_i(\cdot), f_{-i}(\cdot))$ which will ensure that all public housing units are allocated eventually.

I consider two allocation processes $\lambda = a, p$. The ex ante allocation process, a , means that everybody chooses location before the lottery takes place. It is relevant when one considers that the level of public housing supply has a magnetic effect on location decisions

¹²This partial equilibrium framework may also be easier to justify for some countries, where the financing of public housing program is highly centralized. This is clearly the case of France, in contrast with the US (Laferrère and LeBlanc (2006)).

between metropolitan areas (Verdugo (2011c)) or if local residence is one of the eligibility criteria. Under the ex post allocation process, p , people are allowed to relocate in another neighborhood after the result of the lottery. It is relevant when one considers location decisions at a smaller geographical scale, for example between the different jurisdictions of the same metropolitan area.

Let us first consider allocation with ex ante location choice. This framework is convenient because it takes $A_j = n_j$ as exogenous. Let $\tilde{p}_j$ the stochastic price paid for a housing unit in j . Agents choose where to locate according to their expected utilities, which depend on the probabilities of the lottery Pr_j^i , with $E^i(\tilde{p}_j(s_j)) = \text{Pr}_j^i k + (1 - \text{Pr}_j^i) p_j < p_j$ and $E^i(\tilde{p}_j(s_{-j})) = p_{-j}$. Let $x_i(E^i[\tilde{p}_0(s_j)]; E^i[\tilde{p}_1(s_j)])$ denote a type- i indifferent consumer between a lottery on housing in j and private housing in $-j$. The equilibrium is given by $(p_0^a(s_j), p_1^a(s_j))$, solution to the new system formed by a new market-clearing equation (2.43) and the free-entry condition (2.44) (for expressions, see Appendix 2.B.4).¹³

The problem of ex ante location choice is that it forces a fraction of consumers who would be better off moving after the lottery to stay in place. The second allocation process takes this issue into account. Agents move according to the result of the lottery. Let $x_i(k; p_1(s_0))$ (resp., $x_i(p_0(s_1); k)$) denote the type- i indifferent consumer between public housing in 0 (resp., 1) and private housing in 1 (resp., 0) and $x_i(p_0(s_j); p_0(s_j))$ the type- i indifferent consumer between private housing in 0 and private housing in 1. The size of the two potential groups of applicants is now :

$$A_0 = \sum_{i=H,L} \alpha_i x_i(k; p_1(s_0)) \quad \text{and} \quad A_1 = \sum_{i=H,L} \alpha_i [1 - x_i(p_0(s_1); k)] \quad (2.12)$$

The equilibrium is given by $(p_0^p(s_j), p_1^p(s_j))$, solution to a new system formed by the same free-entry condition (2.44) as before and new market-clearing equations (2.45) if $j = 0$ or (2.46) if $j = 1$ (for expressions, see Appendix 2.B.4).

¹³I assume here that investors fully anticipate the impact of the public housing program on prices.

2.3 Public housing when neighborhood quality is exogenous

2.3.1 Random allocation of public housing

2.3.1.1 Pricing under random allocation

I first consider that public housing is randomly allocated across types.¹⁴ If public housing is funded in neighborhood j , the price differential, defined by $\Delta p_\gamma^\lambda(s_j) = p_\gamma^\lambda(s_j) - p_\gamma^*(0)$, gives the impact of public housing on private prices in neighborhood $\gamma \in \{j; -j\}$. It can be shown that this differential is positive in neighborhood j and negative in neighborhood $(-j)$. This is the case for both allocation processes. (for proof, see Appendix 2.B.5.1 and 2.B.5.2. The impact of public housing on private market prices may then be summarized as follows :

Proposition 2.3.5. *Under fully asymmetric equilibrium, the introduction of public housing in one neighborhood increases the private market price in this neighborhood and decreases the private market price in the other neighborhood.*

This effect of public housing on prices comes directly from the fact that supply is fixed and there are no externalities of public housing on the private market. The introduction of public housing in j reduces private housing supply in j , which raises prices, whereas it makes neighborhood $(-j)$ less attractive. Whereas it may seem counterintuitive, this positive effect of public housing on prices nearby is relatively consistent with US evidence. For instance, Baum-Snow and Marion (2009) document a positive impact of low income tax housing credit developments on housing prices in declining areas (and no impact elsewhere).

¹⁴In analytical terms, this means that $\forall i \in (H, L), f_i(s_j/A_j) = s_j/A_j$.

2.3.1.2 Segregation under random allocation

The previous price mechanism leads to the following fundamental result :

Proposition 2.3.6. *If public housing is randomly allocated between household types, the impact of public housing on private market prices will perfectly counterbalance the increase in affordability for elected households. As a result, segregation will stay unchanged at the neighborhood level.*

Proof : see Appendix 2.B.5.3.

Proposition 2.3.6 is the central result of this model. If everyone is eligible, the random allocation of public housing will not impact segregation at the neighborhood level, despite the provision of a stock of housing units below market rents, ie the direct effect of public housing. This calls for some remarks. First, the fact that the indirect price effect goes in the opposite direction to the direct effect of public housing is driven by a pure supply effect on the private market. Second, the fact that both compensate each other perfectly is due to the equilibrium conditions of the model (fixed supply in each neighborhood, fixed number of consumers and a covered-market assumption) : because of these conditions, expected prices are kept constant in the ex ante allocation case and private prices adjust completely in the ex post allocation case. Finally, whereas both allocation processes yield the same between-neighborhood allocation of the population, they differ when considering their impact on the allocation between private and public units within the neighborhood. Under ex post allocation, while the proportion of type-L consumers increases in public housing because of their greater price sensitivity, it decreases in the private units of the neighborhood because of the increase in private prices and both mechanisms perfectly compensate each other. On the contrary, under ex ante allocation, the proportions of type-H and type-L also remain exactly the same across the private/public boundary.¹⁵

¹⁵This also implies that the impact on total welfare will be lower under ex ante allocation than under ex post allocation.

Since the impact of randomly-allocated public housing is the same on segregation at the neighborhood level through both allocation processes, I will focus on ex ante allocation (and drop the superscript a) in the rest of the chapter. This choice is motivated by the need to keep the analytical results easily interpretable. However, as stated above, both allocations processes are not equivalent and such restriction does come at a cost.

2.3.1.3 Welfare under random allocation

Let $W_i(s_j)$ the welfare of the group of type- i consumers after s_j public units are built and $\Delta W_i(s_j) \equiv W_i(s_j) - W_i(0)$ (resp., $\Delta W(s_j) = W(s_j) - W(0)$) the gross welfare differential for the group of type- i consumers (resp., for the population as a whole). This differential is called "gross" because it does not take into account the cost G of the program. Since the implementation of the program amounts to a windfall of G , it should come at no surprise that it always has a positive impact on consumer surplus. The net impact on welfare, which is given by $\Delta W(s_j) - G$, will be studied afterwards.

Gross welfare differential The impact of s_j on welfare only runs through the price component of utility, since, as shown previously, the indifferent consumer between the two neighborhoods stays the same, hence the taste component of utility as well. The impact on prices is threefold : it is beneficial to the consumers who are elected to public housing (1), beneficial to the consumers who live in neighborhood $-j$ (2) and detrimental to the consumers who live in the remaining private units of neighborhood j (3). The welfare differential is given by the combination of these three effects :

$$\Delta W_i(s_j) = \beta^i \left\{ \underset{(1)}{s_j [p_j^*(0) - k]} - \underset{(2)}{n_{-j} \Delta p_{-j}(s_j)} - \underset{(3)}{(n_j - s_j) \Delta p_j(s_j)} \right\} \quad (2.13)$$

Straightforward computations from Equations (2.47) show that Equation (2.13) simplifies to

$$\Delta W_i(s_j) = \frac{\beta^i s_j n_j}{n_j - s_j n_{-j}} [p_j^*(0) - k], \quad (2.14)$$

which means that the gross welfare differential is positive for both groups of consumers and always larger for the group of type-L consumers.¹⁶ This leads to the following propositions :

Proposition 2.3.7. *(i) Even if building public housing in one neighborhood increases private prices in this neighborhood, it always increases the welfare of both groups of consumers, hence total welfare ; (ii) regardless of the neighborhood in which the program is implemented, it always benefits the group of type-L consumers more, since they are more sensitive to housing prices.*

Proposition 2.3.8. *The welfare gains caused by a public housing program in neighborhood j : (i) increase with the quality q_j of the neighborhood j and decrease with the quality of the other neighborhood q_{-j} ; (ii) decrease with the proportion α of type-H consumers and increase with the coefficients β^H and β^L ; (iii) increase with construction costs c and decrease with the level of public rents k ; (iv) are ambiguously impacted by n the size of neighborhood 0 : while they always decrease with n when public housing is built in 0, this is not the case when public housing is built in 1.*

Proof : Comparative statics on Equation (2.14).

Most of these effects are intuitive : a higher quality of neighborhood j reinforces the relative attractiveness of j , and vice-versa for q_{-j} ; a larger α means that welfare gains will affect a higher proportion of type-H consumers, who always benefit less from the program ; higher coefficients β^H and β^L mean that consumers are more sensitive to prices, which are lower on average in the city once public housing is introduced ; and high construction costs

¹⁶For the whole population, we have $\Delta W(s_j) = \hat{\beta} s_j n_j [p_j^*(0) - k] / (n_j - s_j n_{-j})$.

make an expensive market everywhere, whereas higher public rents lower the efficiency of public housing. Finally, the impact of n stems from the fact that the direct effect of n on welfare gains, i.e. the effect on public tenants, is negative when $j = 0$ (a larger n is associated with a lower private-market price in neighborhood 0) whereas it is ambiguous when $j = 1$, given the ambiguous effect of n on private-market prices in neighborhood 1).

Net welfare differential Since public resources are exogenous, it is only possible to say that the program has a net positive impact on welfare if the welfare gains induced are greater than the cost of the program. To assess whether this is the case here, one needs to compare $\Delta W(s_j)$ and $G = s_j(p_j^*(s_j) - k)$. Straightforward computations yield $\Delta W(s_j) - G = (\hat{\beta} - 1)\Delta W(s_j)$, which gives the following condition :

$$\Delta W(s_j) > G \Leftrightarrow \hat{\beta} > 1. \quad (2.15)$$

As the public housing program only impacts welfare through the price component of utility, the net welfare differential may only be positive if, on average, the coefficient of price sensitivity is greater than 1. If this is the case, the policy-maker can levy G and still increase welfare.¹⁷

2.3.2 Screening

2.3.2.1 Definition

Since a random allocation of public housing cannot reduce segregation, I now introduce the possibility for the public housing agency to screen applicants with respect to their type. The allocation of public housing can be made type-dependent, in order to reduce segregation. For a public housing program s_j , screening is defined by the vector

¹⁷Note that if G was levied through proportional or progressive income taxation scheme, the condition for the net welfare differential to be positive could be less strict.

$\phi_j = (\phi_j^H, \phi_j^L) \neq (1, 1)$ such that $f_i(s_j/A_j) = \phi_j^i s_j/A_j$. In order to reduce segregation, the planner has to favor type-L applicants to public housing located in 0 (ie $\phi_0^H < \phi_0^L$) and type-H applicants to public housing located in 1 (ie, $\phi_1^H > \phi_1^L$). In this section, I describe the link between the minimum size of the public housing program and the minimum level of screening that must be implemented to reduce market-driven segregation by a given factor δ . If the planner can more easily play on the level of screening because program size s_j is fixed exogenously (lack of public resources, limited capacity of eviction, etc.), this set-up will give the minimum level of screening that will have to be implemented to reduce the level of segregation by a factor δ . Reciprocally, it will give the minimum program size s_j that needs to be funded in order to reduce the level of segregation by a given factor δ if screening ϕ_j is fixed exogenously (universalist political traditions, imperfect monitoring of applicants, etc.). The two problems are analytically equivalent. I assume that the planner is more constrained in terms of her choice of allocation rule, and I present the second one. One of the weights ϕ_j^{-i} is fixed : it gives the "level of acceptance" of type- $(-i)$ applicants in public housing built in neighborhood j . The two unknowns of the problem are s_j and ϕ_j^i and the two solutions are denoted $s_j(\phi_j^{-i})$ and $\phi_j^i(\phi_j^{-i})$. Again, type- i agents choose where to locate according to expected prices $E^i(\tilde{p}_j(s_j)) = (\phi_j^i s_j/n_j)k + (1 - \phi_j^i s_j/n_j)p_j$ and $E^i(\tilde{p}_j(s_{-j})) = p_{-j}$. The type- i indifferent consumer between a lottery on housing in j and private housing in $-j$ is now denoted $x_i(E^i[\tilde{p}_0(s_j, \phi_j^i)]; E^i[\tilde{p}_1(s_j, \phi_j^i)])$. The objective function is given by Equation (2.16) :

$$D(s_j, \phi_j^i) = (1 - \delta) D(0) \quad (2.16)$$

which is solved under the new market-clearing condition (2.55) and condition (2.56), which stipulates that no public housing unit should remain vacant at the end of the allocation process (for expressions, see Appendix 2.B.6.1).

2.3.2.2 Trade-off between the size of the program and the level of screening

The functions $s_j(\cdot)$ give the minimum (synonym to optimal in this context) size of the public housing program needed to reach the goal δ . Given the forms of the functions $\phi_j^i(\cdot)$, I can show that equilibrium weights are anticorrelated and distributed over both sides of 1 :

$$\partial \phi_j^i(\phi_j^{-i}) / \partial \phi_j^{-i} \leq 0 \quad \text{and} \quad \phi_j^i \leq 1 \Leftrightarrow \phi_j^{-i}(\phi_j^i) \geq 1 \quad (2.17)$$

And given the forms of the functions $s_j(\phi_j^i)$, I can then show that :

$$\begin{cases} \partial s_j(\phi_j^i) / \partial \phi_j^i \geq 0 \\ \phi_j^i \leq 1 \end{cases} \Leftrightarrow \begin{cases} \partial s_j(\phi_j^i) / \partial \phi_j^{-i}(\phi_j^i) \leq 0 \\ \phi_j^{-i}(\phi_j^i) \geq 1 \end{cases} \quad (2.18)$$

These results yield the following propositions (for proof, see Appendix 2.B.6.2) :

Proposition 2.3.9. *One type of applicant is always favored at the expense of the other.*

If public housing is built in the better (resp., worse) neighborhood, then type-L (resp., type-H) applicants must be favored at the expense of type-H (resp., type-L) for public housing to reduce segregation.

Proposition 2.3.10. *There is substitutability between the level of screening and the size of the public housing program.*

A planner wishing to increase the access of type-H (resp., type-L) applicants to public housing in the better-quality (resp., worse-quality) neighborhood while keeping the same goal in terms of segregation will have to increase the size of the public housing program.

Proposition 2.3.11. *There is a minimum level of screening that the planner must enforce in order to reach its goal in terms of segregation.*

This minimum level corresponds to the situation where the whole neighborhood needs to be transformed into public housing. Let $\phi_0^{H\max}$ and $\phi_1^{L\max}$ the weights such that $s_0(\phi_0^{H\max}) = n$ and $s_1(\phi_1^{L\max}) = 1 - n$. From now on, I will consider that this condition is met, ie, $\phi_0^H \leq \phi_0^{H\max}$ and $\phi_1^L \leq \phi_1^{L\max}$.

In Figure 2.1, I provide a numerical illustration of the impact of screening when public housing is built in the better neighborhood. It shows how much of the neighborhood must be turned into public housing to achieve a reduction of the level of market-based segregation by a given factor δ . The chosen values of the parameters are given in Table 1.¹⁸ They yield the following values $p_0^*(0) = 3.7$, $p_1^*(0) = 2.5$, $x_H^*(0) = 0.69$, $x_L^*(0) = 0.16$. The value of the dissimilarity index is $D(0) = 0.26$, meaning that under the free market allocation, a quarter of the population would have to move to the other neighborhood to achieve perfect integration. The value of total welfare is $W(0) = 3.7$, a weighted average between $W_H(0) = 5.2$ and $W_L(0) = 2.5$.

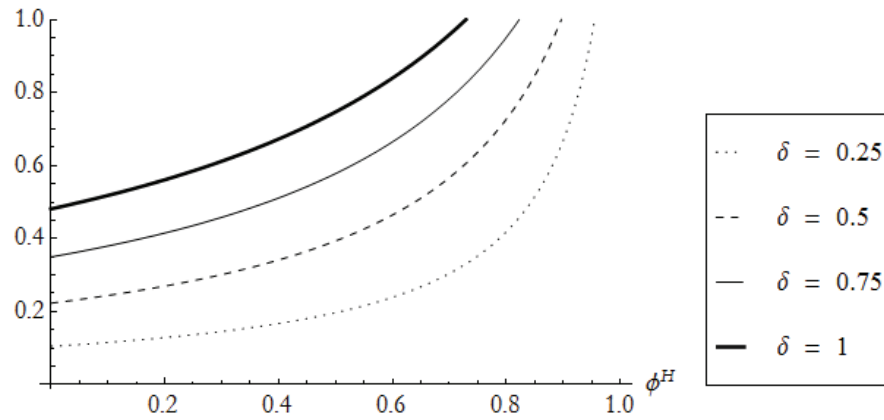
Tab. 2.1 – Parameter values

β^L	β^H	q_0	q_1	α	n	t	c	k
1	0.1	6	5.5	0.45	0.4	1	3	0

Figure 2.1 illustrates the property of substitutability between the level of screening in the allocation of public housing and the size of the public housing program. For any goal δ , moving to the right of the graph, which means increasing the access to public housing for type-H applicants, has to be compensated by building more public housing units, in the limit fixed by the size of the neighborhood. As a consequence, very low levels of screening (ie, high values of ϕ_0^H) may be out of reach. Finally, one can see that if the planner only seeks a modest decrease in segregation, the substitution effect will only be large for very low levels of screening : the higher the goal in terms of reducing segregation, the more needed the

¹⁸These values were simply selected in order to meet the parametric conditions that have been assumed so far. They do not relate to real-life values in a simple way.

Fig. 2.1 – Optimal relative size of the public housing program $s_0(\phi_0^H)/n$ as a function of ϕ_0^H , the level of acceptance of type-H applicants



screening. The conclusions are the same if public housing is built in neighborhood 1, except that the goal $\delta = 1$ is out of reach for any value of φ_1^L (for Figure, see Appendix 2.D.1).

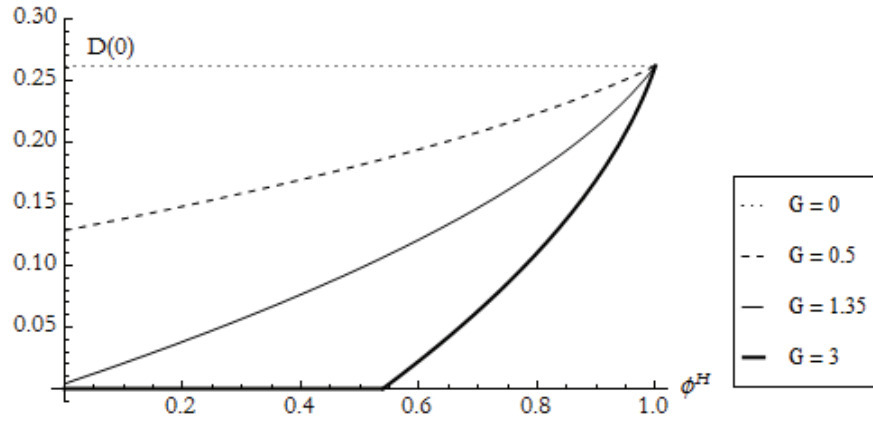
2.3.2.3 Segregation under screening

The new level of segregation $D^*(\phi_j^i, G)$ is obtained by solving equation $s_j(\phi_j^i) \times p_j(s_j(\phi_j^i)) = G$ in δ . This yields one unique positive solution $\delta^{\text{sup}}(G)$. If the planner's resources are above a threshold G^{max} , then $\delta^{\text{sup}}(G) > 1$. Finally, the maximum reachable (hence, optimal) level of segregation becomes $D^*(\phi_j^i, G) = (1 - \delta^*(G))D(0)$, with $\delta^*(G) = \min\{\delta^{\text{sup}}(G), 1\}$ (for proof, see Appendix 2.B.7.1).

Figure 2.2 illustrates this last result with the parametrization of Table 1, for different values of G , when public housing is built in neighborhood 0.

The new level of segregation is a fraction of $D(0)$. It is equal to $D(0)$ for $G = 0$ or $\phi_0^H = 1$: while complete randomness remains incompatible with any decrease in segregation, a planner who wishes to implement as little screening as possible may always marginally substitute screening with more public housing, but at an increasing marginal cost. Finally, when public housing is built in neighborhood 0, as soon as $G > \hat{G}_0 \approx 1.35$, there is a minimum

Fig. 2.2 – Optimal level of segregation $D^*(\phi_0^H, G)$ when public housing is built in neighborhood 0 as a function of ϕ_0^H the level of acceptance of type-H applicants



value of ϕ_0^H under which the program is saturated, meaning that public resources are too abundant. The conclusions are the same if public housing is built in neighborhood 1, except that $\hat{G}_1 \approx 1.7$ (for Figure, see Appendix 2.D.2).

2.3.2.4 Welfare under screening

The planner is facing an exogenous combination (ϕ_j^i, G) , which will determine the new segregation level $D^*(\phi_j^i, G)$ reached by the program. I will discuss here the gross welfare variation which is associated with this program. The impact of screening on type-specific welfare is unambiguous : screening will reduce the welfare of the group whom the screening rule is implemented against, and increase the welfare of the other group, who ends up being overrepresented in public housing. If public housing is built in neighborhood 0 (resp., neighborhood 1) the welfare of type-H (resp., type-L) consumers will decrease with the level of screening, from a maximum value reached for $\phi_0^H = 1$ (resp., for $\phi_1^L = 1$) ; conversely, the welfare of type-L (resp., type-H) consumers will increase with the level of screening, from a minimum value reached for $\phi_0^H = 1$ (resp., for $\phi_1^L = 1$).

The impact of screening on total welfare remains ambiguous : it will depend on the respective importance of the two groups of consumers and on the level of vertical

differentiation between them. Since the analytical expressions are too complex to yield a straightforward parametric condition, I resort to a simple numerical illustration, with the same parametrization as before. I restrict the analysis to the cases where $G < \min \{\hat{G}_j\}$ in order to focus on interior solutions. Figures 2.3 and 2.4 illustrate the impact of screening on total welfare, depending on whether the program is implemented in neighborhood 0 or in neighborhood 1.

Fig. 2.3 – Relative welfare gain $(W(\phi_0^H, G) - W(0)) / W(0)$ when public housing is built in neighborhood 0 as a function of ϕ_0^H the level of acceptance of type-H applicants

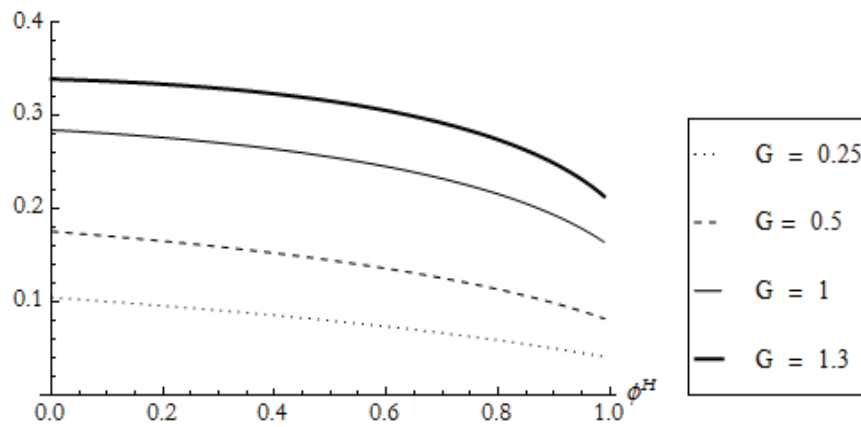
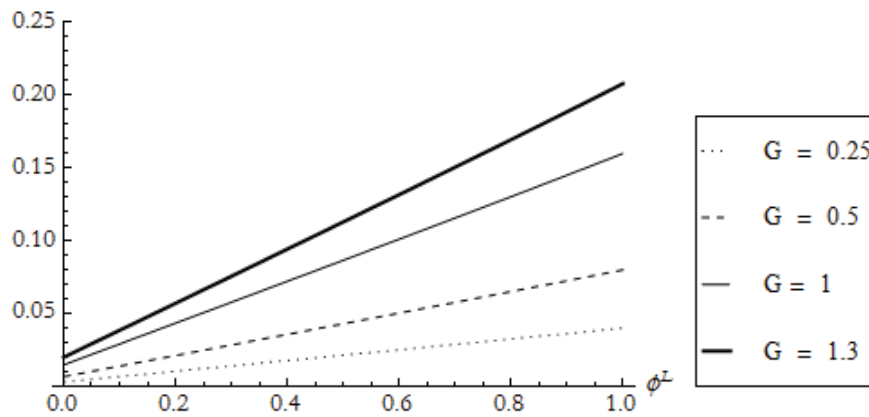


Fig. 2.4 – Relative welfare gain $(W(\phi_1^L, G) - W(0)) / W(0)$ when public housing is built in neighborhood 1 as a function of ϕ_1^L the level of acceptance of type-L applicants



In this example, the impact of screening on total welfare is positive when public housing

is built in neighborhood 0 and negative when public housing is built in neighborhood 1. There is little composition effect because α is close to $1/2$ and the impact of screening on total welfare is mostly driven by its impact on the welfare of type- L consumers, who are here ten times more sensitive to prices than type- H consumers (Figures are provided in Appendix 2.D.3.1 and 2.D.3.2).

2.3.3 The planner's choice

2.3.3.1 Neighborhood choice based only on segregation reduction

I now come back to the city-planner program. If the planner, for external reasons, is facing a fixed level of public rents k and a fixed screening process, its only instrument left is the choice of the neighborhood in which public housing should be funded. The situation when π is very large refers to a planner who only wishes to minimize segregation and does not take the other components of welfare of the population into account. Under no other constraint, the factor behind the choice of one neighborhood over the other will be the cost of the program, given by the number of public housing times the rent differential between private rent in the neighborhood and k . Whereas this differential is larger in neighborhood 0, it may well be the case that this effect is overcome by the need to build more units in neighborhood 1 in order to achieve the same goal in terms of segregation.

Random allocation Under random allocation, the program has no impact on segregation and the planner does not fund any public housing in either neighborhood : there is indeterminacy in the choice of the neighborhood.

Screening If the planner decides to implement a screening rule, a very simple condition on optimal neighborhood choice can be given, under one additional assumption on the management of screening. The level of screening is given by ϕ_0^H if public housing is built in neighbo-

hood 0 and by ϕ_1^L otherwise. Let us assume that $\phi_0^H = \phi_1^L = \phi \in [0; \min\{\phi_0^{H\max}; \phi_1^{L\max}\}]$. Such constraint means that the public housing agency in charge of the allocation process is only able to enforce one simple screening rule at its disposal, whether it is at the expense of type-H applicants in neighborhood 0 or at the expense of type-L applicants in neighborhood 1. A general expression for the cost of the program in neighborhood j is then $c_j(\phi) = s_j(\phi) [p_j(s_j(\phi)) - k]$ and the expression for the cost differential verifies $c_0(\phi) > c_1(\phi) \Leftrightarrow n > \alpha$ (for proof, see Appendix 2.B.7.1).

Proposition 2.3.12. *When facing the same screening rule in both neighborhoods, a planner who only cares about reducing segregation will choose the neighborhood in which to fund public housing by comparing the size of the two social groups in the population to the size of two the neighborhoods in the city; public housing will be funded in the better-quality neighborhood if and only if this neighborhood is too small to fit the entire population of rich consumers.*

This result may be easier to comprehend when one considers the two theoretical situations of total segregation in the city : all type-H consumers living in 0 or all type-L consumers living in 1. Proposition 2.3.12 states that if the former is in place, then it is cheaper to move some type-H consumers into public housing in neighborhood 1, where none of them lives, than to try and relocate type-L consumers into public housing in neighborhood 0, where some of them already reside. The same reasoning applies to intermediate situations. The comparison of n and α gives a measure of the market relative capacity of answering the needs of the two social groups. If $n > \alpha$, the market answers the needs of the group of type-H more adequately and, as a result, the public housing program must counterbalance this feature by locating where type-L are overrepresented. In my numerical example, the chosen values for n and α are such that public housing is funded in neighborhood 0, as illustrated in Figure 2.2.

2.3.3.2 Neighborhood choice based only on welfare enhancement

The situation where $\pi = 0$ refers to a planner who only wishes to maximize aggregate utility and does not care about segregation, for instance, because the welfare losses associated with segregation are unobservable. In that case, it may not be the best strategy to implement a screening protocol in the allocation of public housing. I first review the case of random allocation, then for the sake of comparison, I assume that the planner is being imposed $\phi < 1$ exogenously.

Random allocation Under random allocation, the resolution of the problem is quite simple. For any $j = 0, 1$ (both ways are equivalent), I solve equation $W(s_j) = W(s_{-j})$ in s_{-j} : this yields the solution $s_j^W(s_{-j})$, which allows me to compare the two costs $c(s_j^W(s_{-j})) = s_j^W(s_{-j})[p_j(s_j^W(s_{-j})) - k]$ and $c(s_{-j}) = s_{-j}[p_{-j}(s_{-j}) - k]$. Whereas the predicted sizes of the program differ, I show that these two costs verify $\hat{\beta}c(s_j^W(s_{-j})) = \Delta W(s_j^W(s_{-j}))$ and $\hat{\beta}c(s_{-j}) = \Delta W(s_{-j})$, which yields the following results (for proof, see Appendix 2.B.7.2):¹⁹

Proposition 2.3.13. *Under random allocation of public housing, a planner who only cares about maximizing total welfare in the city will indifferently choose to fund public housing in one neighborhood or in the other*

Proposition 2.3.14. *The welfare gains from funding public housing are equal to the cost of the program times the average financial constraint in the city.*

¹⁹One may wonder if this result is robust to the consideration of political bias in the planner's decision. I could introduce political bias here as a scalar $\theta \in [0, 1]$, $\theta \neq \alpha$, such that the planner no longer maximizes $W(s_j)$ but $\tilde{W}(s_j) = \theta W_H(s_j) + (1 - \theta) W_L(s_j)$. In fact, Proposition 2.3.13 remains true. Let $\tilde{W}(0) = \theta W_H(0) + (1 - \theta) W_L(0)$ be the biased evaluation of total welfare by the planner before its intervention and $\Delta \tilde{W}(s_j) = \tilde{W}(s_j) - \tilde{W}(0)$. Similarly, let $\tilde{\beta} = \theta \beta^H + (1 - \theta) \beta^L$ be the biased evaluation of the city average financial constraint by the planner. I now solve equation $\tilde{W}(s_j) = \tilde{W}(s_{-j})$ in s_{-j} : this yields the solution $s_j^{\tilde{W}}(s_{-j})$, which allows me to compare the two costs $c(s_j^{\tilde{W}}(s_{-j}))$ and $c(s_{-j})$. I can show that $\tilde{\beta}c(s_j^{\tilde{W}}(s_{-j})) = \tilde{\beta}c(s_{-j}) = \Delta \tilde{W}(s_{-j})$. Proposition 2.3.14 stands true after replacing "welfare gains" by "biased evaluation of the welfare gains by the planner" and "average financial constraint", by "biased evaluation of the city average financial constraint by the planner".

Screening If a screening rule is implemented, the choice of the neighborhood is no longer trivial : while more public housing units would be funded in neighborhood 1, each of them would yield a lower price differential than in neighborhood 0 ; moreover, since type-H households would disproportionately benefit from them, the average welfare gain would be lower. The choice is determined by the location of the indifferent consumer, which now depends non-linearly on s_j and ϕ . The objective function is given by Equation (2.19)

$$W(s_j, \phi_j) = (1 + \omega) W(0) \quad (2.19)$$

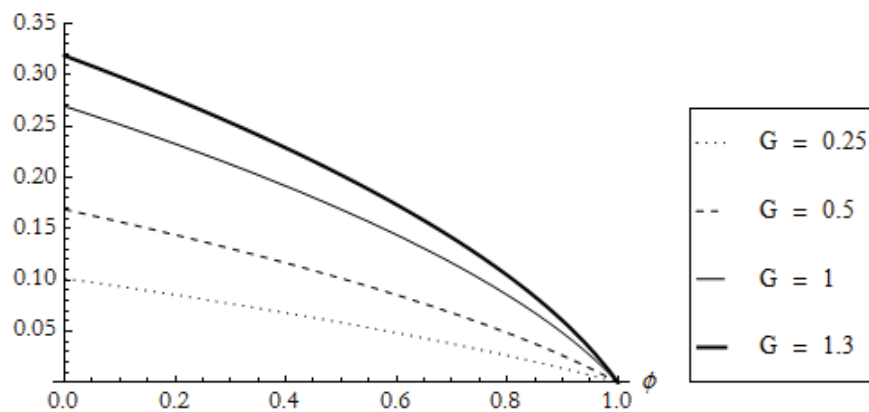
with $\omega > 0$, which is solved under two market-clearing constraints (on both the private market and the public market) and a free-entry condition on investor's participation. The housing market equilibrium when public housing is funded in j is then given by a quadruplet $(p_0(\phi, \omega), p_1(\phi, \omega), \phi_j^{-i}(\phi, \omega), s_j(\phi, \omega))$. Finally, the planner will choose the neighborhood in which to fund public housing according to the respective costs of the two programs. Since equation (2.19) is of fourth degree in s_0 , this may only be done on a case-by-case basis, with numerical simulations.

2.3.3.3 Neighborhood choice when both welfare and segregation matter

When π takes intermediate values, the planner will seek to increase welfare and to reduce segregation at the same time. In some cases, each goal taken separately leads to the same neighborhood choice. Figure 2.5 shows that this is true in my numerical example : funding public housing in neighborhood 0 yields a greater welfare gain than funding public housing in neighborhood 1, as soon as the allocation of public housing is not perfectly random. While it may not be a fully general result, extensive simulations on all the parameters of the model fail to reject the conclusion that, as long as the program is not overfunded, the welfare gain associated with funding public housing in neighborhood 0 is always the larger. This would mean that choosing neighborhood 0 will always be optimal when $n < \alpha$;

on the contrary, when $n \geq \alpha$, the choice of the optimal neighborhood will be determined by numerical simulations and depend on the full set of model parameters, including the political parameter π .

Fig. 2.5 – Difference in the relative welfare gains $(W(\phi, G) - W(0)) / W(0)$ when public housing is funded in neighborhood 0 or in neighborhood 1, as a function of ϕ , the level of acceptance of applicants whose type is over-represented in the neighborhood before public housing is introduced



2.4 Endogenous neighborhood quality

2.4.1 Set-up

2.4.1.1 Peer effects vs network effects

Up to now, I have considered that the degree of attractiveness of a neighborhood was driven by the combination of two features, its size, or relative scarcity, and its quality, taken as exogenous : this was the Fully Exogenous Quality case, henceforth "FEXQ". While it is possible to think of orderable exogenous neighborhood characteristics, such as natural attributes, a neighborhood is also characterized by the social make-up of its inhabitants. When talking about a "good" or a "bad" neighborhood, one generally includes a statement

regarding the neighborhood's level of wealth. To put it bluntly, it may not be entirely realistic to assume that building a large public housing complex in a wealthy neighborhood and filling it with poor tenants may only have an upward impact on prices of the private housing nearby. In this section, I investigate what can be said about the impact of public housing policies when consumers account for the externalities created by their neighbors in the valuation of their neighborhood.

In this framework, one might want to consider two potentially conflicting externalities : peer effects and network effects. Peer effects mean that any consumer, regardless of his or her type, prefers a neighborhood with a higher proportion of type-H residents. They are relevant in terms of the quality of local public goods, especially schools. Network effects mean that the valuation of the neighborhood by a consumer depends on his or her type and increases with the proportion of residents of the same type who live in the neighborhood. They are particularly relevant when economic status overlaps with other features, such as ethnicity. With neighborhood externalities, the valuation of neighborhood quality becomes a combination of an exogenous component (amenities) and an endogenous component (social make-up). In order to keep the differences between the two types of households to a minimum, I assume that the respective importance of these two components is given by a type-independent scalar η . The expressions for the neighborhood valuation are then given by v_j^{PE} if one considers peer effects and v_{ij}^{NE} if one considers network effects, with

$$v_j^{PE} = q_j + \eta \frac{\alpha |x_H - j|}{n_j} \quad \text{and} \quad v_{ij}^{NE} = q_j + \eta \frac{\alpha_i |x_i - j|}{n_j}, \quad (2.20)$$

where q_j is the same as before and x_i is the position of the type- i indifferent consumer between the two neighborhoods, which is determined at the equilibrium.

In this section, I choose to focus on peer effects. This does not mean that network effects do not exist, but I assume that their relative magnitude is probably small enough

for them to be neglected as a first-order approximation.²⁰ Moreover, peer effects are far more relevant to account for nimby behavior, such as coalitions of existing residents who oppose public housing projects in their neighborhood for fear of a drop in neighborhood quality and property values. Note that since neighborhood sizes are fixed, I could equivalently consider that consumers put a negative weight on the proportion of type-L residents in the neighborhood.

2.4.1.2 Market equilibrium under peer effects

I still focus on the situation which led to a fully asymmetric market equilibrium in favor of neighborhood 0 in the absence of externalities, i.e. such that $\Delta q > 0$ and $n < 0.5$. Let $p_j^{PE}(0)$ the market price in neighborhood j assuming consumers take the proportion of type-H residents among their neighbors into account. I solve, in $p_0^{PE}(0)$, $p_1^{PE}(0)$, $x_H^{PE}(0)$ and $x_L^{PE}(0)$, a four-equation system formed by a market-clearing equation, the investors' participation constraint and the two equations defining $x_H^{PE}(0)$ and $x_L^{PE}(0)$. With $\Delta p_{01}^{PE}(0) \equiv p_0^{PE}(0) - p_1^{PE}(0)$, this yields the following expressions for the price differential and the segregation index :

$$\Delta p_{01}^{PE}(0) = \frac{2n(1-n)t[\Delta q + t(1-2n)]}{2\hat{\beta}n(1-n)t - \eta\alpha(1-\alpha)(\beta^L - \beta^H)} \quad (2.21)$$

$$D^{PE}(0) = \alpha(1-\alpha)(\beta^L - \beta^H)\Delta p_{01}^{PE}(0)/t \quad (2.22)$$

The complete expressions of $p_0^{PE}(0)$ and $p_1^{PE}(0)$ are provided in Appendix 2.C.1. There is an existence condition to this equilibrium : $\eta \neq \eta_0$, with $\eta_0 = 2\hat{\beta}n(1-n)t / [\alpha(1-\alpha)(\beta^L - \beta^H)]$. However, another condition on η is in fact more restrictive than this existence condition. Recall that the dissimilarity index cannot be larger than the size of the smaller of the two groups of consumers. This yields two threshold values η_α (if $\alpha < 1/2$) and $\eta_{1-\alpha}$ if $(\alpha > 1/2)$, which

²⁰In addition, the mere relevance and legitimacy of anti-segregation policies in the context of network effects raises many questions, which are beyond the scope of this chapter.

are both lower than η_0 (for complete expressions, see Appendix 2.C.1). Under the condition $\eta \leq \max_{i=H,L} \{\eta_{\alpha_i}\}$, it is always verified that $\Delta p_{01}(0) < \Delta p_{01}^{PE}(0)$: the introduction of the externality exacerbates the polarization of the city.

2.4.2 The impact of public housing under peer effects

2.4.2.1 Segregation and welfare under random allocation and peer effects

One may wonder if the introduction of externalities is enough to alter the previous result that random allocation of public housing under FEXQ cannot reduce the level of segregation in the city. I focus on ex ante allocation and show that the expressions for the price differentials $\Delta p_{\gamma}^{PE}(s_j) = p_{\gamma}^{PE}(s_j) - p_{\gamma}^{PE}(0)$ are similar to what is obtained under FEXQ (for complete expressions, see Appendix 2.C.2). The consumers who are indifferent between living in either of the two neighborhoods stay unchanged, regardless of the size of the public housing program, and segregation remains at its market level. Since there is no screening of applicants, the population of public tenants does not alter the social make-up of the neighborhood, hence the endogenous component of neighborhood valuation does not affect the equilibrium.

The only change with respect to Section 3 is about the cost of the program. The private market price is higher (resp., lower) in neighborhood 0 (resp., in neighborhood 1) than under FEXQ. As a consequence, the unit-cost of the program increases (resp., decreases) in neighborhood 0 (resp. in neighborhood 1). However, in terms of welfare, the results established in Propositions (2.3.13) and (2.3.14) remain true : a city planner which does not screen applicants will remain indifferent between funding public housing in one neighborhood or in the other. Both programs would yield the same gross welfare gain for the city population as a whole, as well as for each group of consumers taken separately.

2.4.2.2 The trade-off between the size of the program and the level of screening under peer effects

Introducing the screening of applicants under endogenous neighborhood quality has both a direct effect on the social make-up of the public housing complex, and an indirect effect on the quality of the neighborhood. As a result, public housing policy will be more efficient. By "efficient", I mean that the same reduction in the level of segregation will require a smaller public housing program, for any level of screening.

I solve a similar problem as in Subsection 2.3.2 : after getting the equilibrium as a function of ϕ_j , I solve the system formed by the public housing market clearing equation and the equation giving the planner's goal in terms of segregation. This yields the solutions $(\phi_j^{PE}(\phi_j^{-i}, \eta); s_j^{PE}(\phi_j^{-i}, \eta))$. The functions $\phi_j^{PE}(\phi_j^{-i}, \eta)$ are exactly the same as under FEXQ. As far as the functions $s_j^{PE}(\phi_j^{-i}, \eta)$, they give the optimal size of the public housing program needed to reach the goal δ . Then, the final step is to compare $s_j^{PE}(\phi_j^{-i}, \eta)$ and $s_j(\phi_j^{-i})$ and show that $s_j^{PE}(\phi_j^{-i}, \eta) < s_j(\phi_j^{-i})$ (for expressions, see Appendix 2.C.3). This yields the following proposition :

Proposition 2.4.15. *The minimum size of the public housing program required to reduce segregation by a fixed fraction is lower when taking the impact of neighborhood externalities into account.*

Using the same numerical example as in Section 2.3, one finds $\eta_0 \approx 1.28$. The maximum value of η for which the problem is still meaningful solves $D^{PE}(0) = \alpha$. This is obtained for $\eta = \eta_\alpha \approx 0.54$. Prices $p_j^{PE}(0)$ are now between $p_0^*(0) \approx 3.7$ and $p_1^*(0) \approx 2.5$ (for $\eta = 0$) and extreme values $p_0^{PE}(0) \approx 4.2$ and $p_1^{PE}(0) \approx 2.2$ when $\eta = \eta_\alpha$. By definition of η_α , market segregation goes from $D(0) = 0.26$ for $\eta = 0$ to $D^{PE}(0) = 0.45$ for $\eta = \eta_\alpha$. The value of total welfare goes from $W(0) = 3.7$ to $W^{PE}(0) = 4.1$, the weighted average between $W_H^{PE}(0) = 5.6$ and $W_L^{PE}(0) = 2.8$. When $\eta > 0$, the condition under which neighborhood

0 is chosen over neighborhood 1 is more complicated than in the exogenous case and may depend on δ (complete expression is provided in Appendix 2.C.4). However, in the numerical example, neighborhood 0 is chosen for any value of δ and ϕ , since the maximum value of the difference between the cost of the program in neighborhood 0 and the cost of the program in neighborhood 1 is equal to -0.315 , value reached for $\phi = 0$ and $\delta = 1$.

Fig. 2.6 – Optimal relative size of the public housing program $s_0^{PE}(\phi, \eta)/n$ as a function of $\phi = \phi_0^H$, for $\eta = 0$ (regular) and $\eta = \eta_\alpha$ (with crosses)

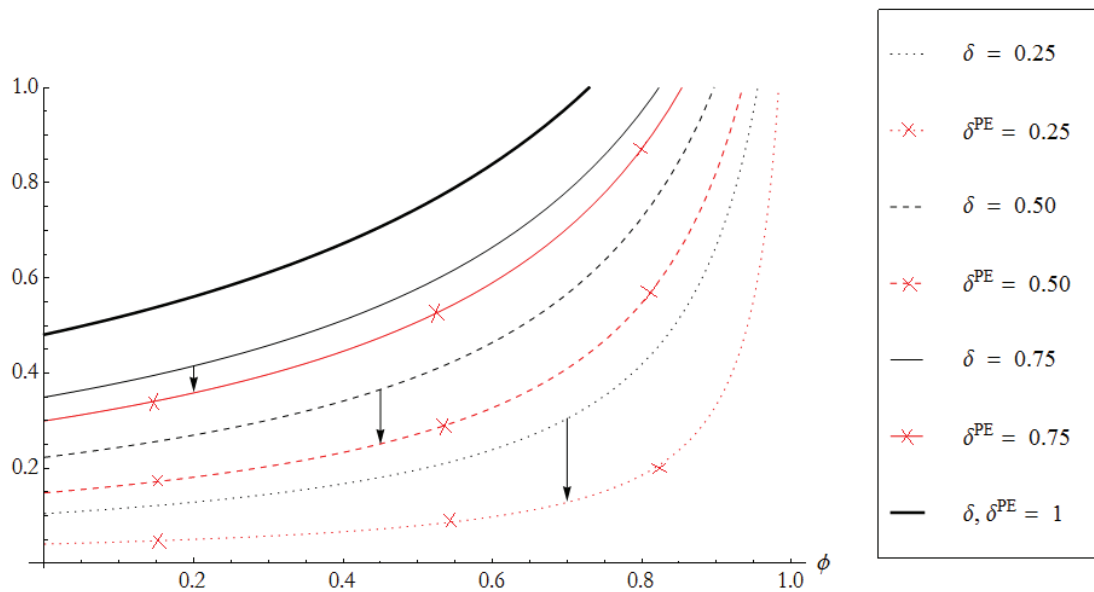


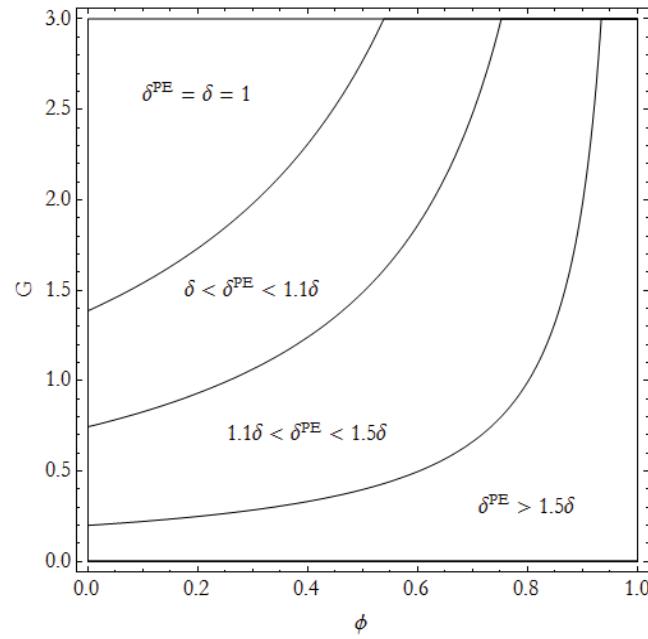
Figure 2.6 illustrates the impact of externalities on the minimum program size $s_0^{PE}(\phi_0^H, \eta)$ required to reduce segregation by 25%, 50%, 75% and 100%. The regular lines, which correspond to the FEXQ case ($\eta = 0$), are the same as in Figure (2.1). The lines with crosses, which are referenced by the superscript PE in order to be clearly distinguished from the regular lines, describe the other polar case when $\eta = \eta_\alpha$, i.e. when neighborhood valuation is largely driven by its endogenous component and the arrows describe what happens when η goes from 0 to η_α . One can check that the lines with crosses are always below the regular lines, except for $\delta = \delta^{PE} = 1$, when they are confounded. Indeed, when there is no

segregation at all, the endogenous component of neighborhood valuation does not impact location decisions.

2.4.2.3 Segregation under screening and peer effects

While peer effects increase the polarization of the city, they also increase the efficiency of the public housing policy : reducing segregation by the same factor δ will require fewer public resources, or a lower level of screening, than in the FEXQ case. Figure 2.7 illustrates this by comparing the relative optimal decreases in segregation $\delta^*(\phi, G, \eta)$ when $\eta = 0$ and $\eta = \eta_\alpha$ as a function of combinations of (ϕ, G) , using the same parametrization as before and when public housing is funded in neighborhood 0.

Fig. 2.7 – Comparison of $\delta = \delta^*(\phi, G, 0)$ and $\delta^{PE} = \delta^*(\phi, G, \eta_\alpha)$ in the (ϕ, G) plane



Except when the program is overfunded and segregation goes down to zero (the top-left corner of the figure), it is always the case that $\delta^*(\phi, G, \eta_\alpha) > \delta^*(\phi, G, 0)$, for any combination (ϕ, G) where $\phi < 1$ and $G > 0$. The relative distance between $\delta^*(\phi, G, \eta_\alpha)$

and $\delta^*(\phi, G, 0)$ increases when $\phi \rightarrow 1$ and $G \rightarrow 0$: in case the program is both small in magnitude and tends to random allocation, the presence of neighborhood externalities makes it all the more efficient. In terms of welfare gains, the result is more ambiguous : Figure 2.14 in Appendix 2.D.4 shows that the relative welfare gains from funding public housing in neighborhood 0 may be higher in the FEXQ case. However, when $\phi \rightarrow 1$ and $G \rightarrow 0$, these relative gains will also be higher under neighborhood externalities.

2.5 Conclusion

In this chapter, I build a framework à la Hotelling where two groups of consumers, rich and poor, sort into two neighborhoods. Neighborhoods differ exogenously in quality and size and consumers are heterogeneous within groups. The equilibrium allocation of the population is characterized by partial segregation : both groups of consumers can be found, yet in uneven proportions, in both neighborhoods. Then, I add public housing, the price of which is fixed and unique across neighborhoods. I discuss the consequences of this policy on the level of prices and the reallocation of the population within the city. In particular, given the initial situation of partial segregation, it is not obvious that building more public housing in the more expensive neighborhood will decrease segregation. Segregation may be reduced if and only if a minimum level of screening is enforced at the expense of the consumers whose kind is overrepresented in the neighborhood. For a given decrease in segregation, any lower level of screening has to be compensated by a larger public housing program. However, this trade-off will be softened when taking neighborhood externalities into account.

Public housing programs can be efficient, in the sense that they can increase welfare more than what they cost and they can reduce segregation, provided agencies screen applicants according to their type. The main alternative to public housing programs being a people-based policy based on housing vouchers, it would seem natural to try and compare the impact of the two in terms of segregation and welfare. However, because income is not

modelled explicitly, vouchers will here be assimilated to gross utility transfers, conditional on people living in the targeted neighborhood. Such conditional utility transfer policy may prove more efficient if consumers are not too sensitive to housing prices ; moreover, if those transfers are fully divisible, this policy will not suffer from the potential inefficiencies induced by rationing.

There are several possible extensions to this simple framework. First of all, total housing supply is not always fixed and a city-planner may often choose whether public housing should come from existing stock or be created *ex nihilo* ; in this case, public housing programs will increase the city population and possibly change its social make-up. If included, this feature would allow to investigate the political economy behind public housing programs. In particular, if the planner has to seek reelection, there are incentives for her to buy votes with housing. Such a model might help understand the patterns of apparently exogenous increases in the population of some cities, for instance in the Paris region in the 1960's and 1970's. Another interesting extension in terms of political economy would be to no longer assume that investors perfectly anticipate future public housing programs when they make their investment decision and are subject to a hold-up problem. I leave this for future work.

APPENDIX

2.A The neighborhood sorting index

In this Appendix, I describe briefly the kind of index that would be more relevant in an empirical study on economic segregation : a neighborhood sorting index (NSI). Following Duncan et al (1955), I define the NSI by how much of the total variance in income (or another proxy for status) in the total population is accounted for by the variation between each neighborhood :

$$S = \frac{\sigma_{\bar{q}_n}^2}{\sigma_q^2} = \frac{\sum_{n=1}^N p_n (\bar{q}_n - \bar{q})^2}{\sum_{i=1}^P (q_i - \bar{q})^2} \quad (2.23)$$

where P is the total number of households in the metropolitan area, N is the -arbitrarily large- number of neighborhoods in the metropolitan area, p_n is the population of neighborhood n , q is the continuous variable (income, other socio-economic index, schooling, household size, etc.) for which the index of segregation is computed, q_i is the value of this variable for household i , with mean $\bar{q} = \frac{1}{P} \sum_{i=1}^P q_i$ and variance $\sigma_q^2 = \frac{1}{P} \sum_{i=1}^P (q_i - \bar{q})^2$, and $\bar{q}_n = \frac{1}{p_n} \sum_{i \in n} q_i$ is the mean value of this variable in neighborhood n , of weighted variance $\sigma_{\bar{q}_n}^2 = \frac{1}{P} \sum_{n=1}^N p_n (\bar{q}_n - \bar{q})^2$. If I consider that q stands for income, the NSI is the ratio of the variance of the neighborhood means to the variance of the individual incomes. Thus, if each individual lives in a neighborhood in which the mean income is identical to his own, the index is equal to one, reflecting total economic homogeneity within neighborhoods and maximum income heterogeneity between neighborhoods. Conversely, if all neighborhoods have identical mean incomes, the index is zero. Put otherwise, the NSI tells how much information about variation in household income is lost by aggregating data to a non-overlapping spatial lattice of neighborhoods.

While this index is probably too simple to allow for careful comparisons between

areas²¹, it is detailed enough for our purpose here. Let us further assume that all neighborhoods are of equal size ($\forall n = 1, \dots, N, p_n = 1/N$). and consider the most possible integrated public housing program : in each neighborhood, h/N ($h < 1$) public housing units are built and are given to a population of tenants who come from elsewhere. This population is distributed with mean $\bar{\chi}$ and variance $\sigma_{\bar{\chi}}^2$. I assume that incoming tenants are both poorer ($\bar{\chi} \leq \bar{q}$) and more homogeneous ($\sigma_{\bar{\chi}}^2 \leq \sigma_{\bar{q}}^2$) than the initial population. Ultimately, the allocation of the h public tenants across the n neighborhoods will then be characterized by the distribution of the "public housing compounds" in each neighborhood (with mean $\bar{\chi}_n$ and variance $\sigma_{\bar{\chi}_n}^2$) and by the degree of correlation between the initial status $\bar{q}_n$ of neighborhood n and the average status of the public tenants who will end up in this neighborhood ($\bar{\chi}_n$). Let $\rho_{\bar{q}, \bar{\chi}}$ denote the coefficient associated with this correlation. I now have :

$$S^{new} = \frac{\sigma_{\bar{q}_n}^2 + h^2 \sigma_{\bar{\chi}_n}^2 + 2h\rho_{\bar{q}, \bar{\chi}} \sigma_{\bar{q}_n} \sigma_{\bar{\chi}_n}}{(1+h) [(\sigma_{\bar{q}}^2 + \bar{q}^2) + h(\sigma_{\bar{\chi}}^2 + \bar{\chi}^2)] - (\bar{q} + h\bar{\chi})^2} \quad (2.24)$$

From this expression, I can derive the following propositions :

Proposition 2.A.16. *The more assortative the matching between the initial population and the incoming public tenants, the more segregated the city.*

Proof : it is always true that $\partial S^{new} / \partial \rho_{\bar{q}, \bar{\chi}} > 0$.

Proposition 2.A.17. *The more assortative the matching between the initial population and the incoming public tenants, the more likely an increase in the public housing supply is to*

²¹The NSI is subject to both a checkerboard problem and a modifiable areal unit problem. First, it fails to capture larger scale features that stems from the position of neighborhoods vis-à-vis one another. For example, it is not affected if all high-income neighborhoods are clustered in one part of the metropolitan area or if they are scattered in several neighborhoods. This problem could be mitigated by using more complex versions of the index, that would account for the clustering of the mean incomes of the tracts themselves (Jargowsky and Kim (2005)). Second, the value of the NSI will depend on the level of aggregation. For instance, Krupka (2007) shows that the positive correlation observed between metropolitan size and segregation measures based on U.S. census data is partly spurious, driven by the fact that larger cities have more neighborhoods that are big enough to "fill up" entire census tracts, while smaller cities with equally homogeneous, but smaller neighborhoods have to pair them to fill up a census tract.

increase segregation.

Proof : it is always true that $\partial^2 S^{new} / \partial \rho_{\bar{q}, \bar{\chi}} \partial h > 0$

Proposition 2.A.18. *For given distributions of q , $\bar{q}_n$, χ and $\bar{\chi}_n$, the quantity of public housing that minimizes segregation is fully determined by the characteristics of the matching between the initial population and the incoming public tenants.*

Proof : there is a threshold value²² $\rho_{\bar{q}, \bar{\chi}}^*$ such that $\rho_{\bar{q}, \bar{\chi}} > \rho_{\bar{q}, \bar{\chi}}^* \Leftrightarrow \partial S^{new} / \partial h > 0$. As a consequence, if $\rho_{\bar{q}, \bar{\chi}}^* \in (-1; 1)$, there is an optimal level h^* that will minimize segregation. If $\rho_{\bar{q}, \bar{\chi}}^* \leq -1$ (respectively, $\rho_{\bar{q}, \bar{\chi}}^* \geq 1$) any additional public housing unit will increase (resp., reduce) the level of segregation : hence, $h^* = 0$ (resp., $h^* = 1$).

This theoretical exercise shows that the impact of public housing on segregation will crucially depend on whether the allocation of public tenants is "different enough" from the allocation on the private market (ie, how close to 1 $\rho_{\bar{q}, \bar{\chi}}$ is) : what may happen is that, if policy-makers do not have proper control on $\rho_{\bar{q}, \bar{\chi}}$ and cannot prevent assortative matching, the variance between neighborhood income means will not decrease (or at least, not enough), compared to the decrease in the variance of individual income that might follow the arrival of public tenants.²³

$$^{22} \rho_{\bar{q}, \bar{\chi}}^* = \sigma_{\bar{q}_n}^2 \left[(\bar{\chi} - \bar{q})^2 + (1 + 2h) \sigma_{\bar{\chi}}^2 + \sigma_{\bar{q}}^2 \right] - \frac{h \sigma_{\bar{\chi}_n} \{ h [(\bar{\chi} - \bar{q})^2 + \sigma_{\bar{\chi}}^2] + (2 + h) \sigma_{\bar{q}}^2 \}}{2 \sigma_{\bar{q}_n} (\sigma_{\bar{q}}^2 - h^2 \sigma_{\bar{\chi}}^2)}$$

²³ The variance of individual income is given by $\sigma_{q\chi}^2 = \frac{(\sigma_{\bar{q}}^2 + \bar{q}^2) + h(\sigma_{\bar{\chi}}^2 + \bar{\chi}^2)}{1 + h} - \left(\frac{\bar{q} + h\bar{\chi}}{1 + h} \right)^2$. This yields $\sigma_{q\chi}^2 < \sigma_{\bar{q}}^2 \Leftrightarrow (\bar{q} - \bar{\chi})^2 < \sigma_{\bar{q}}^2 - \sigma_{\bar{\chi}}^2$.

2.B Analytical expressions from Section 2.3

2.B.1 Covered-market condition

I provide here a sufficient condition for the market to be covered under exogenous neighborhood quality. I focus on $i = L$, because, provided both types have the same level of reservation utility, if the market is covered for type-L consumers, then it is also covered for type-H consumers. Let $U^{\min}$ the reservation utility that consumers would get outside the market. If the market is not covered, this means that $\forall j = 0, 1, \exists x \in [0, 1], U_j^L(x) < U^{\min}$. I derive the implications of these inequalities and provide a condition under which they cannot be verified. We have :

$$\begin{cases} q_0 - \beta^L p_0 - tx < U^{\min} \\ q_1 - \beta^L p_1 - t(1-x) < U^{\min} \end{cases} \Rightarrow \begin{cases} x > (q_0 - \beta^L p_0 - U^{\min})/t \\ x < 1 - (q_1 - \beta^L p_1 - U^{\min})/t \end{cases} \quad (2.25)$$

As a consequence, a sufficient condition for the market to be covered is the following : $1 - (q_1 - \beta^L p_1 - U^{\min})/t < (q_0 - \beta^L p_0 - U^{\min})/t$, which can also be written as ;

$$\frac{1}{2} \left[U_0^L \left(\frac{1}{2} \right) + U_1^L \left(\frac{1}{2} \right) \right] > U^{\min} \quad (2.26)$$

ie, the expected utility of the median type-L consumer entering the market with equiprobability to live in either neighborhood must be positive. This can always be achieved by setting q_j high enough.

2.B.2 Welfare in the private city

The expressions $\bar{q}$, $\bar{p}$ and $\bar{t}$ are the following :

$$\bar{q} = \sum_{j=0,1} \eta_j q_j \quad (2.27)$$

$$\bar{p} = \sum_{i=H,L} \alpha_i \beta^i [x_i^*(0) p_0^*(0) + (1 - x_i^*(0)) p_1^*(0)] \quad (2.28)$$

$$\bar{t} = \frac{t}{2} \sum_{i=H,L} \alpha_i [1 - 2(x_i^*(0))(1 - (x_i^*(0)))] \quad (2.29)$$

The complete expression for welfare is :

$$W(0) = \frac{1}{4\hat{\beta}^2 t} \left\{ \begin{aligned} &4ct [\alpha^3 (\beta^L - \beta^H)^3 - (\beta^L)^3] \\ &+ \alpha(1 - \alpha) (\beta^L - \beta^H)^2 \{ [\Delta q + t(1 - 2n)]^2 + 12\beta^L ct \} \\ &+ 12\alpha ct (\beta^H (\beta^L)^2 - \beta^L (\beta^H)^2) \\ &+ 2\hat{\beta}^2 t \{ nq_0 + (1 - n) q_1 - t[1 - 2n(1 - n)] \} \end{aligned} \right\} \quad (2.30)$$

From Equation (2.30), I can compute the following expressions for the comparative statics for $W(0)$:

$$\frac{\partial W(0)}{\partial c} = -\hat{\beta} \quad (2.31)$$

$$\frac{\partial W(0)}{\partial q_0} = n + \alpha(1 - \alpha) (\beta^L - \beta^H)^2 [\Delta q + t(1 - 2n)] / (2t\hat{\beta}^2) \quad (2.32)$$

$$\frac{\partial W(0)}{\partial q_1} = 1 - n - \alpha(1 - \alpha) (\beta^L - \beta^H)^2 [\Delta q + t(1 - 2n)] / (2t\hat{\beta}^2) \quad (2.33)$$

$$\frac{\partial W(0)}{\partial t} = -\frac{1}{(2t\hat{\beta})^2} \left\{ \begin{aligned} &\alpha(1 - \alpha) (\beta^L - \beta^H)^2 [(\Delta q)^2 - t^2(1 - 2n)^2] \\ &+ \hat{\beta}^2 t^2 [1 - 2n(1 - n)] \end{aligned} \right\} \quad (2.34)$$

When I consider separately the welfare of each group of consumer, I get the following :

$$\frac{\partial W_L(0)}{\partial \beta^H} = -\alpha^2 \beta^L (\beta^L - \beta^H) [\Delta q + t(1 - 2n)]^2 / (2t\hat{\beta}^3) \quad (2.35)$$

$$\frac{\partial W_H(0)}{\partial \beta^L} = (1 - \alpha)^2 \beta^H (\beta^L - \beta^H) [\Delta q + t(1 - 2n)]^2 / (2t\hat{\beta}^3) \quad (2.36)$$

$$\frac{\partial W_L(0)}{\partial \alpha} = \alpha \beta^L (\beta^L - \beta^H)^2 [\Delta q + t(1 - 2n)]^2 / (2t\hat{\beta}^3) \quad (2.37)$$

$$\frac{\partial W_H(0)}{\partial \alpha} = -(1-\alpha)\beta^H (\beta^L - \beta^H)^2 [\Delta q + t(1-2n)]^2 / (2t\hat{\beta}^3) \quad (2.38)$$

$$\frac{\partial W_L(0)}{\partial n} = \beta^L [\beta^L - 2\alpha(\beta^L - \beta^H)] [\Delta q + t(1-2n)] / \hat{\beta}^2 \quad (2.39)$$

$$\frac{\partial W_H(0)}{\partial n} = \beta^H [\beta^H + 2(1-\alpha)(\beta^L - \beta^H)] [\Delta q + t(1-2n)] / \hat{\beta}^2 \quad (2.40)$$

2.B.3 Optimality

The first-best allocation of the population is distinct from the market allocation. The allocation of the population that would maximize the welfare of consumers is given by the consumers $(\tilde{x}_H, \tilde{x}_L)$, who represent the consumers who live in neighborhood 0 and are the furthest on the right of the $[0, 1]$ segment, and the prices $(\tilde{p}_0, \tilde{p}_1)$. Given the two constraints $\alpha\tilde{x}_H + (1-\alpha)\tilde{x}_L = n$ and $n\tilde{p}_0 + (1-n)\tilde{p}_1 = c$, finding the first-best allocation amounts to finding a pair $(\tilde{x}_H^*, \tilde{p}_0^*)$ which maximizes

$$\begin{aligned} \tilde{W}(\tilde{x}_H, \tilde{p}_0) = & \int_0^{\tilde{x}_H} [q_0 - \beta^H p_0 - tx] dx + \int_{\tilde{x}_H}^1 \left[q_1 - \beta^H \left(\frac{c - np_0}{1-n} \right) - t(1-x) \right] dx \\ & + \int_0^{\frac{n-\alpha\tilde{x}_H}{1-\alpha}} [q_0 - \beta^L p_0 - tx] dx + \int_{\frac{n-\alpha\tilde{x}_H}{1-\alpha}}^1 \left[q_1 - \beta^L \left(\frac{c - np_0}{1-n} \right) - t(1-x) \right] dx \end{aligned} \quad (2.41)$$

under the constraints $\tilde{p}_0 \in [0, c/n]$ and $\tilde{x}_H \in \left[\max \left\{ \frac{n-(1-\alpha)}{\alpha}, 0 \right\}, \min \left\{ \frac{n}{\alpha}, 1 \right\} \right]$. A simple way to rewrite $\tilde{W}(\tilde{x}_H, \tilde{p}_0)$ is :

$$\tilde{W}(\tilde{x}_H, \tilde{p}_0) = W^{No} + \frac{\alpha}{(1-\alpha)(1-n)} (\tilde{x}_H - n) [(1-\alpha)(\beta^L - \beta^H)(\tilde{p}_0 - c) - t(1-n)(\tilde{x}_H - n)] \quad (2.42)$$

Note that the function $\tilde{W}(\tilde{x}_H, \tilde{p}_0)$ is not concave and the maximization problem will yield corner solutions, ie, total segregation.

Using the same numerical example as before, one finds that $\tilde{W}^* = \tilde{W}(\tilde{x}_H^*, \tilde{p}_0^*)$ is obtained for the maximum value of $\tilde{x}_H^* = n/\alpha = 0.89$ and for $\tilde{p}_0^* = 7.5$. In that case, $\tilde{W}^* = 4.94$, whereas $W(0) = 3.72$ and $W^{No} = 3.66$.

2.B.4 Allocation process

The market clearing equation and the free entry condition for ex ante allocation are given by :

$$n = \sum_{i=H,L} \alpha_i x_i (E^i [\tilde{p}_0(s_j)] ; E^i [\tilde{p}_1(s_j)]) \quad (2.43)$$

$$c = \sum_{k=0,1} n_k p_k(s_j) \quad (2.44)$$

The market clearing equations for ex post allocation are given by :

$$n = \sum_{i=H,L} \alpha_i [x_i(p_0(s_0); p_1(s_0)) + \text{Pr}_0^i \langle x_i(k; p_1(s_0)) - x_i(p_0(s_0); p_1(s_0)) \rangle] \quad (2.45)$$

$$n = \sum_{i=H,L} \alpha_i [x_i(k; p_0(s_1)) + (1 - \text{Pr}_1^i) \langle x_i(p_0(s_1); p_1(s_1)) - x_i(p_0(s_1); k) \rangle] \quad (2.46)$$

2.B.5 Prices and segregation under random allocation

2.B.5.1 Pricing under ex ante location choice

The expressions for the $\Delta p_j^a(s_j)$ are the following :

$$\Delta p_j^a(s_j) = \frac{s_j n_{-j}}{n_j - s_j n_{-j}} [p_j^*(0) - k] \quad \text{and} \quad \Delta p_{-j}^a(s_j) = -\frac{s_j n_j}{n_j - s_j n_{-j}} [p_j^*(0) - k] \quad (2.47)$$

Since $n_j - s_j n_{-j} > 0$, one can then immediately check that $\Delta p_j^a(s_j) > 0$ and $\Delta p_{-j}^a(s_j) < 0$.

2.B.5.2 Pricing under ex post location choice

Under ex post allocation, the probability Pr_j^i is proportional to the stock of public housing in the neighborhood and inversely proportional to the number of applicants $A_j > n_j$. Since A_j is endogenous, it also depends on prices and the market clearing equation is of degree 2. The relevance of the two pairs of solutions depends on the parameter space. I hereby provide the analytical expressions for one of them.

Let $Z(s_0) = \hat{\beta}(p_0^*(0) - k) + 2t[n + s_0(1 - n)]$ and $Y(s_0) = 8ns_0t\hat{\beta}(p_0^*(0) - k)$. Assuming $(Z(s_0))^2 - Y(s_0) > 0$, the relevant pair of solutions for public housing in 0 yields the following :

$$\Delta p_0^p(s_0) = \frac{1-n}{2n\hat{\beta}} \left(Z(s_0) - \sqrt{(Z(s_0))^2 - Y(s_0)} \right) \quad (2.48)$$

$$\Delta p_1^p(s_0) = -\frac{1}{2\hat{\beta}} \left(Z(s_0) - \sqrt{(Z(s_0))^2 - Y(s_0)} \right) \quad (2.49)$$

Since $Z(s_0) > 0$ and $Y(s_0) > 0$, one can then immediately check that $\Delta p_0^p(s_0) > 0$ and $\Delta p_1^p(s_0) < 0$.

Let $Z(s_1) = \hat{\beta}(p_1^*(0) - k) + 2t[1 - n + s_1n]$ and $Y(s_1) = 8(1 - n)s_1t\hat{\beta}(p_1^*(0) - k)$. Assuming $(Z(s_1))^2 - Y(s_1) > 0$, the relevant pair of solutions for public housing in 1 yields the following :

$$\Delta p_0^p(s_1) = -\frac{1}{2\hat{\beta}} \left(Z(s_1) - \sqrt{(Z(s_1))^2 - Y(s_1)} \right) \quad (2.50)$$

$$\Delta p_1^p(s_1) = \frac{n}{2(1-n)\hat{\beta}} \left(Z(s_1) - \sqrt{(Z(s_1))^2 - Y(s_1)} \right) \quad (2.51)$$

Since $Z(s_1) > 0$ and $Y(s_1) > 0$, one can then immediately check that $\Delta p_0^p(s_1) < 0$ and $\Delta p_1^p(s_1) > 0$.

2.B.5.3 Segregation index

I compute the dissimilarity indexes after the program is implemented and show that $\forall (j, \pi) \in \{0, 1\} \times \{a, p\}$, $D^\pi(s_j) = D(0)$. For ex ante location, we have : $\forall j = 0, 1$

$$\begin{aligned} D^a(s_j) &= \alpha [x_H(E^i[\tilde{p}_0^a(s_j)]; E^i[\tilde{p}_1^a(s_j)]) - n] \\ &\quad + (1 - \alpha) [n - x_L(E^i[\tilde{p}_0^a(s_j)]; E^i[\tilde{p}_1^a(s_j)])] \end{aligned} \quad (2.52)$$

Under equiprobability, $\forall (i, j) \in \{H, L\} \times \{0, 1\}$, $E^i[\tilde{p}_j^a(s_j)] = \frac{s_j}{n_j}k + \frac{n_j - s_j}{n_j}p_j^a(s_j)$. Straightforward computations show that $x_i(E^i[\tilde{p}_0^a(s_j)]; E^i[\tilde{p}_1^a(s_j)]) = x_i(p_0^*(0), p_1^*(0))$. For ex post

location, we have :

$$D^p(s_0) = \alpha \left\{ \begin{array}{l} \Pr_0^H x_H(k; p_1^p(s_0)) - n \\ + (1 - \Pr_0^H) x_H(p_0^p(s_0); p_1^p(s_0)) \end{array} \right\} \quad (2.53)$$

$$+ (1 - \alpha) \left\{ \begin{array}{l} 1 - x_L(k; p_1^p(s_0)) - (1 - n) \\ + (1 - \Pr_0^L) (x_L k; p_1^p(s_0)) - x_L(p_0^p(s_0); p_1^p(s_0)) \end{array} \right\}$$

$$D^p(s_1) = \alpha \left\{ \begin{array}{l} x_H(p_0(s_1); k) - n \\ + (1 - \Pr_1^H) (x_H(p_0^p(s_1); p_1^p(s_1)) - x_H(p_0(s_1); k)) \end{array} \right\} \quad (2.54)$$

$$+ (1 - \alpha) \left\{ \begin{array}{l} 1 - x_L(p_0^p(s_1); p_1^p(s_1)) - (1 - n) \\ + \Pr_1^L (x_L(p_0^p(s_1); p_1^p(s_1)) - x_L(p_0(s_1); k)) \end{array} \right\}$$

Under equiprobability, $\forall i \in \{H, L\}$, $\Pr_0^i = s_0 / [\alpha x_H(k; p_1^p(s_0)) + (1 - \alpha) x_L(k; p_1^p(s_0))]$ and $\Pr_1^i = s_1 / [\alpha (1 - x_H(p_0(s_1); k)) + (1 - \alpha) (1 - x_L(p_0(s_1); k))]$. Simplifying $D^p(s_j)$ is computationally more burdensome but it leads to the same conclusion that $\forall j = 0, 1$, $D^p(s_j) = D(0)$.

2.B.6 The effects of screening public housing applicants

2.B.6.1 Constraints

The constraints under which Equation (2.16) is solved are the following :

$$n = \sum_{i=H,L} \alpha_i x_i(E^i[\tilde{p}_0(s_j, \phi_j^i)]; E^i[\tilde{p}_1(s_j, \phi_j^i)]) \quad (2.55)$$

$$n_j = \sum_{i=H,L} \phi_j^i \alpha_i |x_i(E^i[\tilde{p}_0(s_j, \phi_j^i)]; E^i[\tilde{p}_1(s_j, \phi_j^i)]) - j| \quad (2.56)$$

2.B.6.2 The trade-off between screening and program size

In this section, I show the propositions on the trade-off between the level of screening in the allocation of public housing and the size of the program. I focus on the case where public housing is introduced in the better neighborhood since the computations would be almost identical in the other case, and I show that $\partial s_0(\phi_0^H)/\partial \phi_0^H \geq 0$ and conversely, that $\partial s_0(\phi_0^H)/\partial \phi_0^L \leq 0$. I first solve for equilibrium private market prices, as a function of ϕ_0 . I find :

$$p_1(s_0, \phi_0) = \frac{\hat{\beta}cn - (c - kn)s_0(\alpha\beta^H\phi_0^H + (1 - \alpha)\beta^L\phi_0^L) - n^2[\Delta q + t(1 - 2n)]}{\hat{\beta}n - (1 - n)s_0(\alpha\beta^H\phi_0^H + (1 - \alpha)\beta^L\phi_0^L)\alpha\beta^H} \quad (2.57)$$

$$p_0(s_0, \phi_0) = p_1^a(s_0, \phi_0) + \frac{n[\Delta q + t(1 - 2n)] + (c - k)s_0[\alpha\beta^H\phi_0^H + (1 - \alpha)\beta^L\phi_0^L]}{\hat{\beta}n - (1 - n)s_0(\alpha\beta^H\phi_0^H + (1 - \alpha)\beta^L\phi_0^L)\alpha\beta^H} \quad (2.58)$$

Then, I consider the system formed by equations (2.56) and (2.16). For clarity purposes, I introduce a variable ξ_0 which represents by how much type-H tenants will be overrepresented in neighborhood 0 and I replace equation (2.16) by the following :

$$x_H(E^H[\tilde{p}_0^a(s_0, \phi_0)]; E^H[\tilde{p}_1(s_0, \phi_0)]) = (1 + \xi_0)n \quad (2.59)$$

The problem is equivalent to the previous one as soon as $\xi_0 = (1 - \delta)D(0)/(2n\alpha)$. Restrictions on ξ_0 are the following : first, I assume that the policy will never lead to type-H being underrepresented in neighborhood 0 ; in other words, $\xi_0 \geq 0$. Second, the number of type-H ready to enter neighborhood 0 must be lower than the total number of spots in neighborhood 0 :

$$\alpha x_H(E^H[\tilde{p}_0(s_0, \phi_0)]; E^H[\tilde{p}_1(s_0, \phi_0)]) \leq n \iff \xi_0 \leq (1 - \alpha)/\alpha \quad (2.60)$$

Finally, the policy is supposed to reduce segregation. This will be the case as soon as

$$\xi_0 \leq \frac{D(0)}{2n\alpha} = (1 - \alpha) (\beta^L - \beta^H) [\Delta q + t(1 - 2n)] / (2\hat{\beta}nt) \quad (2.61)$$

I solve the system (2.56),(2.59) in $\phi_0^L(\phi_0^H)$ and $s_0(\phi_0^H)$. This yields the following solutions :

$$\phi_0^L(\phi_0^H) = 1 + \frac{\alpha(1 + \xi_0)(1 - \phi_0^H)}{1 - \alpha(1 + \xi_0)} \quad (2.62)$$

$$s_0(\phi_0^H) = \frac{A_0}{B_0 - C_0\phi_0^H} \quad (2.63)$$

with :

$$A_0 = n[1 - \alpha(1 + \xi_0)] \{ (1 - \alpha) (\beta^L - \beta^H) [\Delta q + t(1 - 2n)] - 2\hat{\beta}nt\xi_0 \} \quad (2.64)$$

$$B_0 = (1 - \alpha)\beta^L \{ \beta^H(c - k) + (1 - n) [\Delta q + t(1 - 2n(1 + \xi_0))] \} \quad (2.65)$$

$$\begin{aligned} C_0 = & (1 - n)(1 + \xi_0)\alpha \{ (1 - \alpha) (\beta^L - \beta^H) [\Delta q + t(1 - 2n)] - 2\hat{\beta}nt\xi_0 \} \\ & + \beta^H(1 - n) \{ (1 - \alpha) [\Delta q + t(1 - 2n)] + \alpha(2\hat{\beta}nt\xi_0) \} + \beta^H\beta^L(1 - \alpha)(c - k) \end{aligned} \quad (2.66)$$

Proposition 2.3.9 is established by Equation (2.62) under condition (2.60). As far as Proposition 2.3.10, given conditions (2.60) and (2.61), it is straightforward to verify that $A_0 \geq 0$, $B_0 > 0$ and $C_0 > 0$. Consequently, we have $\partial s_0(\phi_0^H) / \partial \phi_0^H = A_0 C_0 / (B_0 - C_0 \phi_0^H)^2 \geq 0$. Conversely, $\partial s_0(\phi_0^H) / \partial \phi_0^L(\phi_0^H) \leq 0$. One can check that $s_0(\phi_0^H)$ is well-defined for all possible values of ϕ_0^H , since $B_0 - C_0 = \{ (1 - \alpha)(\beta^L - \beta^H) [\Delta q + t(1 - 2n)] - 2\hat{\beta}nt\xi_0 \} (1 - n) [1 - \alpha(1 + \xi_0)] > 0$. However, $A_0 / (B_0 - C_0) = \frac{n}{(1 - n)} > 1$, which is impossible. The minimum level of screening is defined by $\phi_0^{H\max}$ such that $s_0(\phi_0^{H\max}) = n$. This will be the case when $\phi_0^{H\max} = 1 - A_0 / C_0$. This proves Proposition 2.3.11.

2.B.7 The planner's decision

2.B.7.1 The planner's decision when $\pi \rightarrow \infty$

The cost $c_0(\phi_0^H) = s_0(\phi_0^H) [p_0(s_0(\phi_0^H)) - k]$ of the public housing program in neighborhood 0 simplifies to :

$$c_0(\phi_0^H) = \frac{A_0}{(1-\alpha)(1-\phi_0^H)\beta^L\beta^H} \quad (2.67)$$

and it does not depend on k . The cost of the public housing program in neighborhood 1 is obtained similarly, this time using ϕ_1^L as a parameter, with $\xi_1 = \frac{(1-\delta)D(0)}{2(1-n)(1-\alpha)} \leq \frac{\alpha}{1-\alpha}$ and

$$A_1 = (1-n)[\alpha - (1-\alpha)\xi_0] \{ \alpha(\beta^L - \beta^H) [\Delta q + t(1-2n)] - 2\hat{\beta}(1-n)t\xi_1 \} \quad (2.68)$$

This yields

$$c_1(\phi_1^L) = \frac{A_1}{\alpha(1-\phi_1^L)\beta^L\beta^H} \quad (2.69)$$

If I consider that the same level of screening must be enforced against type-H applicants in neighborhood 0 and against type-L applicants in neighborhood 1, I can therefore directly compare these two costs, as a function of $\phi = \phi_0^H = \phi_1^L$. Straightforward computations lead to the following expression of the cost differential :

$$c_0(\phi) - c_1(\phi) = \frac{\delta(\beta^L - \beta^H) [\Delta q + t(1-2n)]}{(1-\phi)\beta^L\beta^H} (n-\alpha) \quad (2.70)$$

which proves Proposition 7.

To search for $\delta^*(G)$, I then solve equation $c_{j^*}(\phi) = G$ in δ . This yields two solutions

$$\delta^{\inf}(G) = \frac{\Phi_{j^*} - \Omega - \sqrt{(\Omega - \Phi_{j^*})^2 + 4\Omega G}}{2\Omega} \quad (2.71)$$

$$\delta^{\text{sup}}(G) = \frac{\Phi_{j^*} - \Omega + \sqrt{(\Omega - \Phi_{j^*})^2 + 4\Omega G}}{2\Omega} \quad (2.72)$$

with

$$\Phi_0 = \frac{n\hat{\beta}D(0)t}{\alpha(1-\phi)\beta^L\beta^H} \quad (2.73)$$

$$\Phi_1 = \frac{(1-n)\hat{\beta}D(0)t}{(1-\alpha)(1-\phi)\beta^L\beta^H} \quad (2.74)$$

$$\Omega = \frac{\hat{\beta}D(0)t}{2\alpha(1-\alpha)(1-\phi)\beta^L\beta^H} \quad (2.75)$$

Since $\Phi_0 > 0$, $\Phi_1 > 0$ and $\Omega > 0$, the solution $\delta^{\text{inf}}(G)$ is negative and can be ruled out. The other solution δ^{sup} is positive. A necessary and sufficient condition on G for $\delta^{\text{sup}}(G) < 1$ is $G \leq G^{\text{max}} = 2\Omega - \Phi_{j^*}$. If $G > G^{\text{max}}$, $\delta^*(G) = 1$.

2.B.7.2 The planner's decision when $\pi = 0$

Random allocation Both Propositions 2.3.13, 2.3.14 and their extension to include political bias can be proven the same way : instead of looking at Equation $W(s_j) = W(s_{-j})$, I look at its components $W_H(s_j) = W_H(s_{-j})$ and $W_L(s_j) = W_L(s_{-j})$.

For $i = H, L$, if I solve Equation $W_i(s_j) = W_i(s_{-j})$ in s_1 , I get :

$$s_0^W(s_1) = \frac{n(1-n)s_1\{\hat{\beta}(c-k) - n[\Delta q + t(1-2n)]\}}{\hat{\beta}(c-k)[n(1-n-2s_1) + s_1] + n(1-n)(1-n-s_1)[\Delta q + t(1-2n)]} \quad (2.76)$$

and if I solve Equation $W_i(s_j) = W_i(s_{-j})$ in s_0 , I get :

$$s_1^W(s_0) = \frac{n(1-n)s_0\{\hat{\beta}(c-k) + (1-n)[\Delta q + t(1-2n)]\}}{\hat{\beta}(c-k)[n(1-n+2s_0) - s_0] - n(1-n)(n-s_0)[\Delta q + t(1-2n)]} \quad (2.77)$$

After simplification, both expressions lead to $\beta^i c(s_{-j}) = \Delta W_i(s_{-j})$, hence $\forall \theta \in [0; 1]$, $\tilde{\beta}c(s_{-j}) = \Delta \tilde{W}(s_{-j})$.

2.C Analytical expressions from Section 2.4

2.C.1 Private market Equilibrium

The expressions for the market prices under endogenous neighborhood quality are the following :

$$p_1^{PE}(0) = c - \frac{2(1-n)n^2t[\Delta q + t(1-2n)]}{2\hat{\beta}(1-n)nt - \eta\alpha(1-\alpha)(\beta^L - \beta^H)} \quad (2.78)$$

$$p_0^{PE}(0) = c + \frac{2(1-n)^2nt[\Delta q + t(1-2n)]}{2\hat{\beta}(1-n)nt - \eta\alpha(1-\alpha)(\beta^L - \beta^H)} \quad (2.79)$$

The expressions for η_α and $\eta_{1-\alpha}$ verify :

$$\eta_\alpha = \eta_0 - 2n(1-n)[\Delta q + t(1-2n)]/\alpha \quad (2.80)$$

$$\eta_{1-\alpha} = \eta_0 - 2n(1-n)[\Delta q + t(1-2n)]/(1-\alpha) \quad (2.81)$$

2.C.2 Equilibrium with no screening of applicants

The expressions for the market prices under endogenous neighborhood quality when public housing is allocated at random verify :

$$\Delta p_j^{PE}(s_j) = \frac{s_j n_{-j}}{n_j - s_j n_{-j}} [p_j^{PE}(0) - k] \quad (2.82)$$

$$\Delta p_{-j}^{PE}(s_j) = -\frac{s_j n_j}{n_j - s_j n_{-j}} [p_j^{PE}(0) - k] \quad (2.83)$$

2.C.3 The snowball effects of screening

I provide here the expressions for public housing in neighborhood 0, but similar expressions could be given for public housing in neighborhood 1 as well. I solve a system similar

to ((2.56),(2.59)) in $\phi_0^{L^{PE}}(\phi_0^H)$ and $s_0^{PE}(\phi_0^H)$. This yields the following solutions :

$$\phi_0^{L^{PE}}(\phi_0^H) = 1 + \frac{\alpha(1 + \xi_0^{PE})(1 - \phi_0^H)}{1 - \alpha(1 + \xi_0^{PE})} \quad (2.84)$$

$$s_0^{PE}(\phi_0^H) = \frac{A_0^{PE}}{B_0^{PE} - C_0^{PE}\phi_0^H} \quad (2.85)$$

with

$$A_0^{PE} = n[1 - \alpha(1 + \xi_0^{PE})] \left\{ \begin{array}{l} (1 - \alpha)(\beta^L - \beta^H) \{ (1 - n)[\Delta q + t(1 - 2n)] \} \\ + \{ \alpha(1 - \alpha)(\beta^L - \beta^H)\eta - 2\hat{\beta}n(1 - n)t \} \xi_0^{PE} \end{array} \right\} \quad (2.86)$$

$$B_0^{PE} = (1 - \alpha)\beta^L(1 - n) \left\{ \begin{array}{l} \beta^H(c - k) + (1 - n)[\Delta q + t(1 - 2n)] \\ + \{ \alpha\eta - 2n(1 - n)t \} \xi_0^{PE} \end{array} \right\} \quad (2.87)$$

$$C_0^{PE} = (1 - n) \left\{ \begin{array}{l} \beta^H \left[\begin{array}{l} \beta^L(1 - \alpha)(c - k) \\ + [1 - \alpha(1 + \xi_0^{PE})] \left[\begin{array}{l} (1 - \alpha)(1 - n)[\Delta q + t(1 - 2n)] \\ + \alpha[(1 - \alpha)\eta + 2n(1 - n)t\xi_0^{PE}] \end{array} \right] \end{array} \right] \\ + \alpha(1 - \alpha)\beta^L(1 + \xi_0^{PE}) \left\{ \begin{array}{l} (1 - n)[\Delta q + t(1 - 2n)] \\ + \{ \alpha\eta - 2n(1 - n)t \} \xi_0^{PE} \end{array} \right\} \end{array} \right\} \quad (2.88)$$

Once again, it is straightforward to verify that $A_0^{PE} \geq 0$, $B_0^{PE} > 0$, $C_0^{PE} > 0$, hence, $\partial s_0^{PE}(\phi_0^H) / \partial \phi_0^H \geq 0$. In addition, since $\xi_0^{PE} < D^{PE}(0) / (2n\alpha)$, we have $\forall \phi_0^H \in [0, 1]$, $B_0^{PE} - C_0^{PE}\phi_0^H > 0$ and $s_0^{PE}(\phi_0^H)$ is well-defined for all values of ϕ_0^H .

The snowball effects will be established if $\forall \phi_0^H \in [0, 1]$, $s_0^{PE}(\phi_0^H) \leq s_0(\phi_0^H)$. I proceed as follows : I show that

$$s_0^{PE}(1) = s_0(1)$$

Indeed,

$$s_0^{PE}(1) = s_0(1) = \frac{n}{1 - n} \quad (2.89)$$

This equality leads to

$$A_0^{PE} B_0 - A_0 B_0^{PE} = A_0^{PE} C_0 - A_0 C_0^{PE} \quad (2.90)$$

I then show that $\forall \eta \in [0, \eta_1(0)]$,

$$A_0^{PE} B_0 - A_0 B_0^{PE} \leq 0 \quad (2.91)$$

Indeed, we have

$$A_0^{PE} B_0 - A_0 B_0^{PE} = -\frac{\Theta_0}{\Xi_0} \quad (2.92)$$

with

$$\begin{aligned} \Theta_0 = & \eta(1-\alpha)^4 \alpha (\beta^L - \beta^H)^2 \beta^L (1-\delta) \delta (1-n) [\Delta q + t(1-2n)]^2 \\ & \times \{ 2\beta^H (1-n) nt + \alpha (\beta^L - \beta^H) [\beta^H (c-k) + \delta(1-n) [\Delta q + t(1-2n)]] \} \end{aligned} \quad (2.93)$$

which is always positive, and

$$\Xi_0 = 2\hat{\beta}t [2\hat{\beta}n(1-n)t - \eta\alpha(1-\alpha)(\beta^L - \beta^H)] \quad (2.94)$$

which is positive as soon as $\eta \leq \eta(0)$. This inequality leads to

$$A_0^{PE} B_0 - A_0 B_0^{PE} < \phi_0^H (A_0^{PE} C_0 - A_0 C_0^{PE}) \quad (2.95)$$

hence, with $B_0 - C_0 > 0$ and $B_0^{PE} - C_0^{PE} > 0$, we get that :

$$s_0^{PE}(\phi_0^H) \leq s_0(\phi_0^H) \quad (2.96)$$

2.C.4 Neighborhood choice

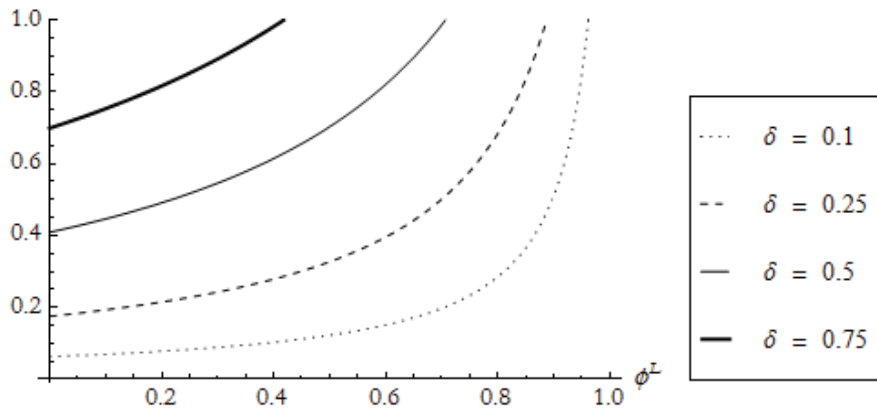
The cost differential under screening and endogenous neighborhood valuation is such that :

$$\begin{aligned}
 \Delta_{C01}(\phi, \eta) &> 0 \Leftrightarrow \\
 &\alpha \{2\hat{\beta}(1-n)nt - \eta\alpha(1-\alpha)(\beta^L - \beta^H)\} \\
 &\times \{2\hat{\beta}(1-n)nt\delta + \eta\alpha(1-\alpha)(\beta^L - \beta^H)(1-\delta)\} \\
 &\times \left\{ \begin{array}{l} \alpha(1-\alpha)(\beta^L - \beta^H)(1-\delta)\Delta q \\ -t\{\hat{\beta}[1+\delta(1-2n)] + \beta^H(1-\delta)(1-2n)\} \end{array} \right\} \quad (2.97) \\
 &> 4(1-\alpha)\hat{\beta}^2\delta(1-n)n^2t^2 \\
 &\times \left\{ \begin{array}{l} \alpha(\beta^L - \beta^H)[\eta(1-a) + (1-\delta)\Delta q(1-n)] \\ + (1-n)t[2\beta^Ln - \alpha(\beta^L - \beta^H)(1-\delta(1-2n))] \end{array} \right\}.
 \end{aligned}$$

2.D Additional figures

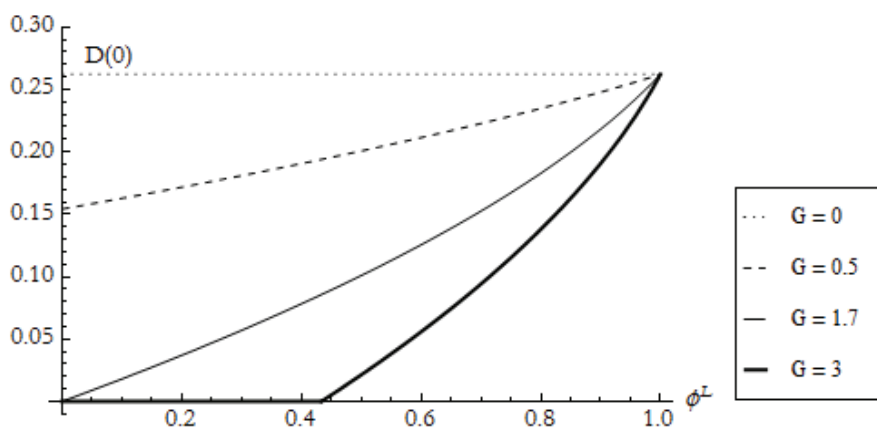
2.D.1 Trade-off with public housing in neighborhood 1

Fig. 2.8 – Optimal relative size of the public housing program $s_1(\phi_1^L)/(1-n)$ as a function of ϕ_1^L , the level of acceptance of type-L applicants



2.D.2 Segregation with public housing in neighborhood 1

Fig. 2.9 – Optimal level of segregation $D^*(\phi_1^L, G)$ as a function of ϕ_1^L the level of acceptance of type-L applicants



2.D.3 Welfare of the two groups of consumers under screening

2.D.3.1 When public housing is built in neighborhood 0

Fig. 2.10 – Relative welfare gain of the group of type-H consumers when public housing is built in neighborhood 0 as a function of ϕ_0^H the level of acceptance of type-H applicants

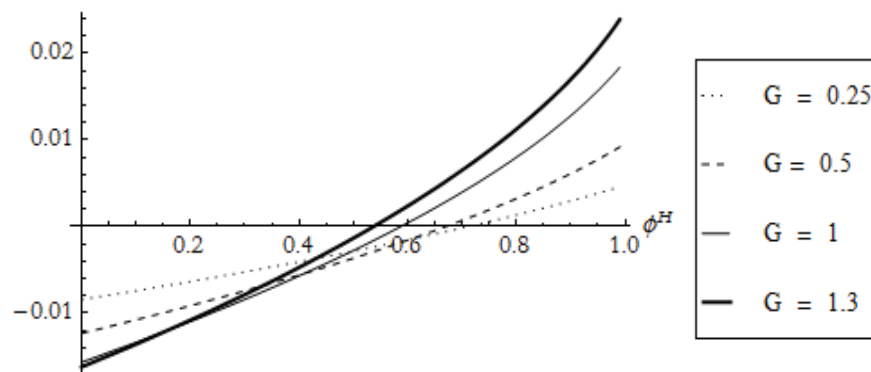
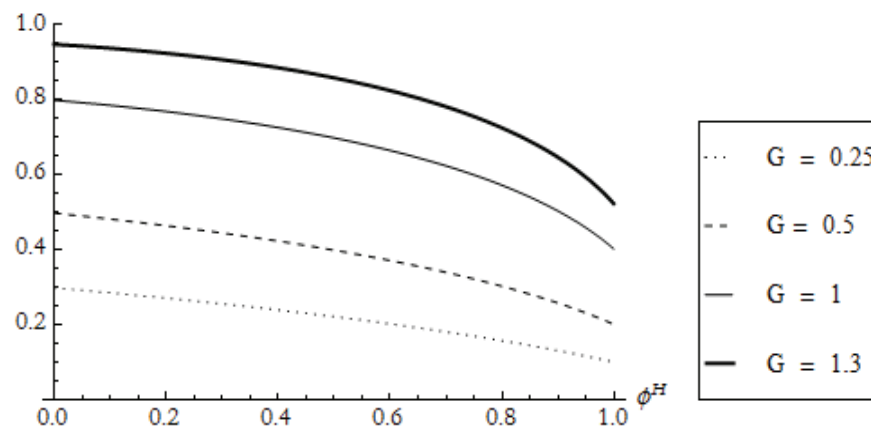


Fig. 2.11 – Relative welfare gain of the group of type-L consumers when public housing is built in neighborhood 0 as a function of ϕ_0^H the level of acceptance of type-H applicants



2.D.3.2 When public housing is built in neighborhood 1

Fig. 2.12 – Relative welfare gain of the group of type-H consumers when public housing is built in neighborhood 1 as a function of ϕ_1^L the level of acceptance of type-L applicants

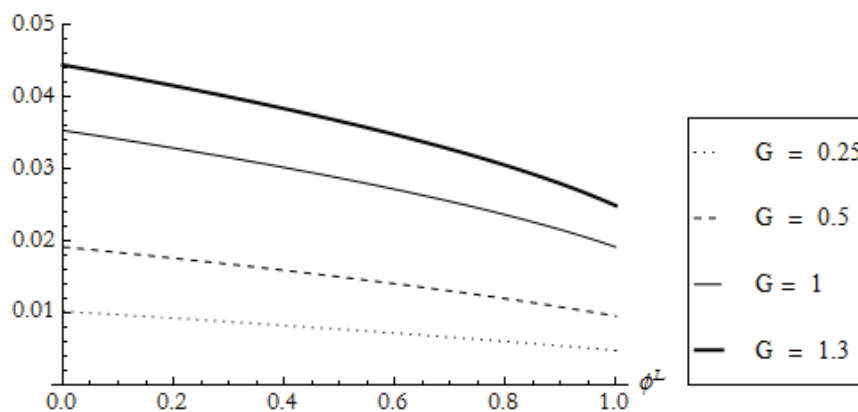
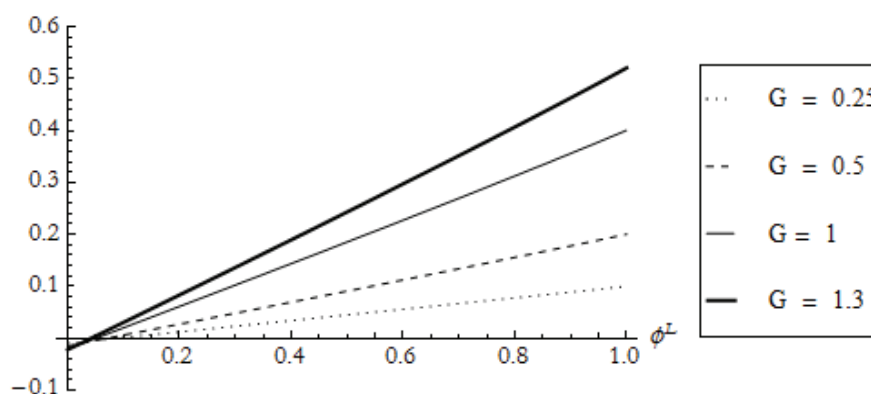
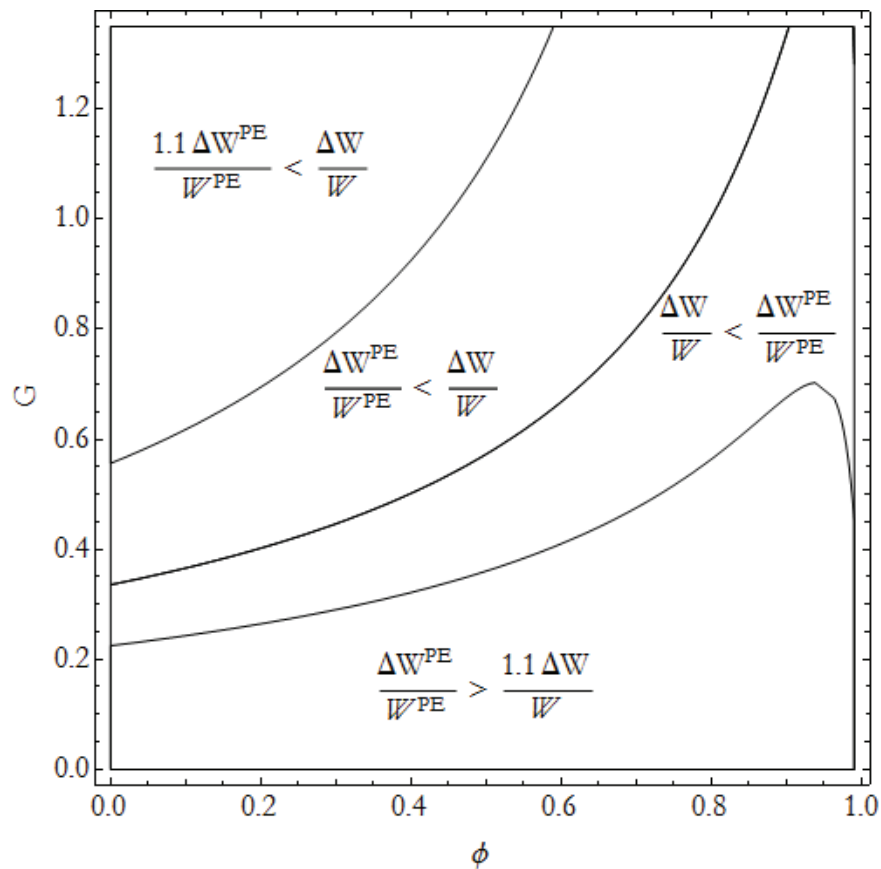


Fig. 2.13 – Relative welfare gain of the group of type-L consumers when public housing is built in neighborhood 1 as a function of ϕ_1^L the level of screening against type-L applicants



2.D.4 Relative welfare gains with and without externalities

Fig. 2.14 – Comparison of $\Delta W^{PE}(s_0)/W^{PE}(0)$ and $\Delta W(s_0)/W(0)$ in the (ϕ, G) plane



3

Ethnic Sorting in French Public Housing¹

¹This chapter has benefited from discussions with Pierre-Philippe Combes, Clément de Chaisemartin, Bruno Decreuse, Laurent Gobillon, Florence Goffette-Nagot, Francis Kramarz, Anne Laferrère and Alain Trannoy. Special thanks to Edwin Leuven and Maxime Tô. Earlier versions were presented at GREQAM lunch Seminar, CREST LMI seminar, TEPP Conference in Evry and APET Conference in Galway.

"In the free market, an apartment is allocated to an individual if his desire for the apartment exceeds the price of the apartment. This means that poorer residents who are willing to sacrifice enough financially can in principle choose to live in a richer community in order to get more successful peers for themselves or their children. [...] In a shortage economy, the allocation of apartments gets far less straightforward. Desire for the apartment plays some role, but since there are more people who want apartments (at that price) than get them, other variables come in, including nepotism, favouritism and so forth." ([Glaeser \(2002\)](#))

3.1 Introduction

Public housing policies have two potentially competing objectives : affordability and desegregation ([Quigley and Raphael \(2004\)](#)). While the provision of housing units below urban rents makes it easier for many low-income households to benefit from decent housing conditions in cities where they could not afford to live otherwise, the impact of public housing programs on the level of segregation *within* cities is more ambiguous. The uneven distribution of public housing between neighborhoods (or between separate jurisdictions of the same metropolitan area) is often blamed for exacerbating intra-urban segregation, by creating isolated, self-inforcing ghettos.² Even though this caveat has long been acknowledged, it remains difficult to address since doing so requires the combination of three conditions : first, the public housing supply must be spatially integrated, ie public housing units must be spread as evenly as possible across all kinds of neighborhoods. This is very costly in good-quality neighborhoods, given the second condition, which requires the public rent gradient according to the quality of the neighborhood to be flatter than on the private rental market ; finally, since these two first conditions combined are likely to generate ratio-

²According to [Dujardin and Goffette-Nagot \(2009\)](#), "public housing in France is known to be a powerful source of urban segregation".

ning, one must also ensure that the allocation process is not biased at the expense of some types of applicants, for instance, ethnic minorities. This last condition is particularly hard to meet because of several non-monetary sorting mechanisms, which may involve agencies as well as applicants and existing tenants and are not properly internalized by most public housing programs.

This chapter aims to document the level of sorting against African immigrants within the French public housing market and identify some of the mechanisms that may be responsible for it. Here, sorting is to be understood as the fact that, conditionnally on their broader region of residence, public tenants of African origin tend to be overrepresented in the poorest neighborhoods. The empirical strategy is based on the comparison between the average socioeconomic profile of the neighborhood where African immigrants and non-immigrants live. This profile is characterized by an index based on the local distribution of professions or by a binary variable which indicates whether the neighborhood is targeted by a special program called "Zones Urbaines Sensibles". I use matching estimates which account for the differences in the distributions of the individual characteristics of the two groups, both at the household and at the dwelling level and I propose two methods to account for the fact that the comparison will only be meaningful when performed between individuals living within the same region. The different methods and specifications that I use are consistent in showing that the neighborhood quality differential between African HLM tenants and non-immigrant HLM tenants is comparable in magnitude to the one observed in the private rental market, even though the pricing of a HLM is weakly correlated with neighborhood characteristics.

Prior to any interpretation regarding which mechanisms are involved, this mere finding raises two issues : first, in terms of public policy, it questions the use of public housing programs to address segregation ; second, in terms of econometric analysis, it challenges the assumption that the allocation of public housing is quasi-random. Let us start with the first one. Public housing programs are among the largest welfare programs in many countries

([Olsen \(2008\)](#), [Laferrère and LeBlanc \(2006\)](#)). However, their potential benefits may be completely outweighed by the consequences of such governance failures. In the extreme case, the combination of rationing and lack of transparency may even lead to regressive redistribution. A proper understanding of why these mechanisms arise and sustain would help come up with a management strategy that could mitigate their effects. This is all the more needed that public housing programs are currently under siege. There is a growing consensus, both from a theoretical³ and from an empirical viewpoint ⁴, that place-based housing policies introduce too many distortions compared to more flexible solutions such as housing vouchers. However, most analyses up to now are somewhat specific to the U.S., where housing policies are quite decentralized since they are largely paid for by revenues from local property taxes. Moreover, it is possible that some of these analyses do not properly account for the upward impact of housing subsidies on housing prices ([Fack \(2006\)](#)). In France, most housing programs still take the form of publicly-owned, rent-controlled, housing units : the HLM program (Habitations à Loyer Modéré) accounts for more than 15% of the total housing stock. There is not much political support in favor of a massive deregulation of the HLMs, even though numerous political scandals have highlighted the existence of underground local political economies of vote-catching along the past decades (such as the "Corsican Connection" in Paris Quartier Latin).⁵ There still is a widespread belief that more public housing, if scattered enough, will lead to a better-integrated urban society. In 2000, this belief gave ground to a new legislation : the SRU law (Solidarité et Renouvellement

³In a general equilibrium framework with the quality of education as an endogenously determined local public good, [Sarpca et al. \(2010\)](#) show that housing vouchers are strictly preferred to public housing units for their consequences on the labor supply, as well as on the quality of education and the level of private rents.

⁴In a recent summary of the empirical studies, [Olsen \(2008\)](#) writes that "the most important finding of the empirical literature on the effects of different housing programs from the viewpoint of housing policy is that recipient-based housing assistance has provided equally good housing at a much lower total cost than any type of unit-based assistance."

⁵Which also allows the newspaper *Le Monde* to write, after an in-depth investigation of the composition of the population of HLM tenants in the wealthy suburb of Neuilly-sur-Seine, that some of Neuilly public tenants spend their weekends in their castle (*Le Monde* 2, 01/25/2008)

Urban), which stipulates that, to avoid financial sanctions, a large majority of municipalities must progressively increase their HLM supply up to 20%. Such disposition stemmed from a compromise between feasibility (municipalities are the smallest administrative units with executive power) and the idea that, the most relevant scale to look at segregation being the metropolitan area, ensuring equal distribution between cities of a common metropolitan area was a reasonable first-order approximation to reduce segregation. While the evaluation of the compliance of municipalities has recently begun ([Monmousseau \(2009\)](#)), the final impact of SRU on segregation will also crucially depend on the condition that these new public housing units are allocated to the relevant social groups, which was only assumed by the lawmaker.⁶

The assumption of quasi-random allocation is made by most empirical studies which use public housing occupancy as an econometric device against selection issues. The rationale behind it is that rationing prevents public tenants from choosing precisely where they will locate. Therefore, the allocation of public tenants across neighborhoods (within a given area) can be interpreted as the result of a natural experiment, where residential location is exogenously determined. This institutional argument has been widely used⁷ to assess the causal impact of neighborhood characteristics (neighbors, job densities, amenities) on educational and labor market outcomes. Some studies have taken it so seriously that they have specifically focused on a sample of public tenants ([Oreopoulos \(2003\)](#), [Patacchini and Zenou \(2007\)](#), [Algan et al. \(2011\)](#)). Most studies, however, rather use regressions on the subsample of public tenants as a complementary approach, to check whether the results are similar to IV estimates ([Goux and Maurin \(2007\)](#)) or even to simple estimates that were obtained on the whole sample ([Gobillon and Selod \(2007\)](#)).⁸ In another strand of the

⁶In the second chapter of this thesis, I provide an illustration of the reason why by using a simple theoretical framework à la Hotelling.

⁷See [Aslund et al. \(2010\)](#) for one of the very few examples of another institutional feature : the compulsory scattering of incoming refugees in Sweden.

⁸Even if some of these studies reckon that rationing does not automatically eradicate strategic behavior, they do not investigate this concern any further ([Gobillon and Selod \(2007\)](#); [Goffette-](#)

literature, the assumption of quasi-random allocation within public housing is used for the consequences that constrained location choices and constrained residential mobility may have on labor market performance. Indeed, according to the underlying job search models that motivate these studies, public housing is quite likely to act as an unemployment trap. This seems particularly relevant for ethnic minorities, who have more trouble entering the private housing market because of discrimination ([Bouvard *et al.* \(2009\)](#); [Decreuse and Schmutz \(2010\)](#); [Combes *et al.* \(2010\)](#)). However, in one of the few econometric studies on France, [Dujardin and Goffette-Nagot \(2009\)](#) show that living in public housing does not seem to have a negative impact on employment probability, once taken the endogeneity of public housing into account. They conclude that this counterintuitive result makes a strong case against the existence of neighborhood effects on the employment probability in France, a claim they give support to in subsequent work ([Dujardin and Goffette-Nagot \(2010\)](#)). However, another possible interpretation might also be that, while the overall impact of public housing on unemployment is indeed zero, this results hides a large heterogeneity, between those among public tenants who were able to win on all counts and have turned public housing occupancy into an advantage, and the others, who cumulate handicaps. The policy implications of such interpretation would be dramatically different.

Finally, in the last part of the chapter, I try to link together the question of ethnic segregation and the characteristics of the allocation process of HLMs. To my knowledge, this is largely unexplored territory. Apart from school choice mechanisms ([Nechyba \(2006\)](#)), the empirical literature on the allocation processes of a rationed good remains scarce. This is particularly true of public housing. Most research in this area has been pursued by urban geographers, who have provided qualitative evidence on the determinants of the allocation of tenants within public housing, especially in the UK. Their studies have presented different allocation mechanisms, whether through the role played by public housing agencies

Nagot and Dujardin (2005)).

or through the role played by applicants' own behavior ([Henderson and Karn \(1987\)](#); [Kintrea and Pawson \(2003\)](#)). However, because of their qualitative nature, such studies were not able to try and assess the respective importance of each of these mechanisms. More generally, the lack of quantitative studies on this matter may be due to the following two difficulties : first, it is difficult to assess the attractiveness of a good the demand of which is not reflected in prices.⁹ Second, most available datasets focus on the current situation of tenants and cannot be used to retrace the past of an application process. Therefore, if one only has information on successful matches, it becomes impossible to disentangle between what determined the match when it occurred and what happened after the match, or even because of it. I am able to make use of some very specific information contained in the French National Housing Survey (Enquête Nationale Logement, ENL) to try and address these issues.

In section [3.2](#), I present the French HLM market, both from its supply and its demand sides. In section [3.3](#), I provide correlations and propensity score matching estimates to show that African immigrants in public housing live in poorer neighborhoods than their French-born counterparts. In section [3.4](#), I describe the main three mechanisms which may account for this situation and I explain why it probably reflects, at least partly, the existence of constraints from the supply-side of the market. Section [3.5](#) concludes.

3.2 The HLM program

In France, public housing is a very large and old public program which dates back to the 1920s. Publicly-subsidized, rent-controlled housing units represent 40% of the rental market, 15% of the total stock of main homes. As a consequence of its age and its size, the HLM constellation is very diverse in terms of quality, location, governance structure and

⁹One way to overcome this issue is to look at administrative data, such as waiting lists and requests to move ([Bird \(1976\)](#)). Centralized administrative data has recently started being gathered in France and may hopefully become available in the near future.

population ([Laferrère and LeBlanc \(2006\)](#) ; [Jacquot \(2007\)](#)). I first describe the population and the location of the HLMs. Then I show that HLM rents are less correlated with location characteristics than private rents.

3.2.1 The HLM population

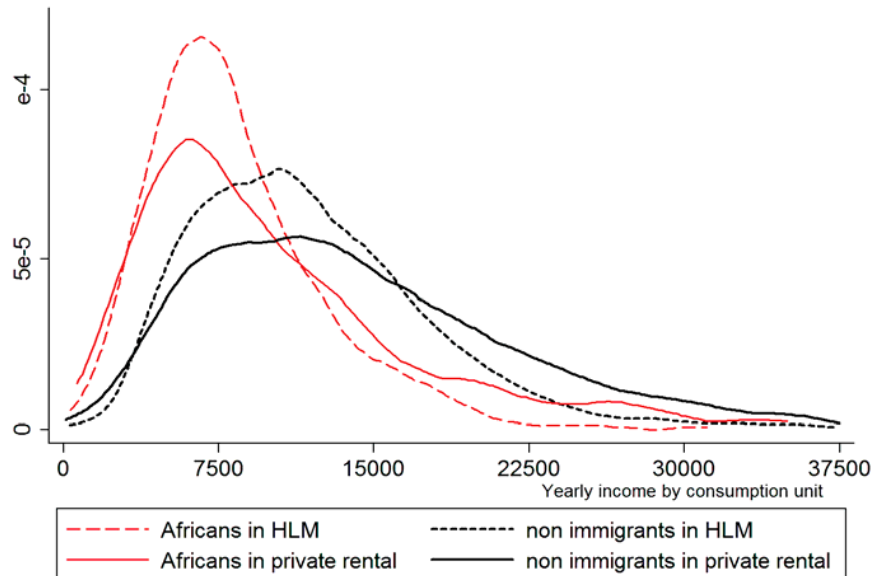
One singularity of the HLM population is that it is characterized by the overrepresentation of ethnic minorities. Many reasons account for this situation, such as the long-term consequences of the first location choice of immigrants in France ([Verdugo \(2011c\)](#)) and a likely discrimination on the private housing market (see Chapter 1 of this thesis). According to the ENL 2002, using first-generation immigrants of African origin as a proxy for belonging to an ethnic minority, one can see that they form 11% of the population of HLM tenants against 7% of the tenants' population as a whole. This overrepresentation is robust to the control of individual and location characteristics, both in stocks and in flows within and into the HLM market (cf. Table 3.13 in Appendix 3.A).

Compared to other public housing programs over the world, the HLM program is characterized by high eligibility thresholds. According to previous studies, between 65% ([Laferrère and LeBlanc \(2006\)](#)) and up to 80% (Wasmer in [Mistral and Plagnol \(2009\)](#)) of French households are eligible to a HLM. Moreover, since there is little legal possibility of eviction of a tenant who has turned out to be noneligible after an increase in her resources, HLMs are partly populated by households who are no longer eligible. The combination of these two features has two consequences : a severe rationing¹⁰ and a population of HLM tenants which remains close to the population of private tenants in terms of income distribution, even if it is less heterogeneous. As shown in Figure 3.1, this is true both for

¹⁰After households are registered, their request follows a queuing process which, depending on the location, may often last more than one year before ending with a first proposal. The lack of transparency on the ranking of admittance criteria makes the whole process quite difficult for the household to understand.

African immigrants and for the French-born.

Fig. 3.1 – Income distribution by origin for private and HLM tenants



Notes : (i) Yearly household income by consumption unit in 2002 euros; (ii) Source : ENL 2002

3.2.2 Location of the HLMs

As far as the location of HLMs is concerned, its most salient feature is that the share of HLMs in the local housing stock increases with population density. Consequently, it is very unevenly distributed across the different regions of France.¹¹ However, at a smaller scale, such as the municipality or the neighborhood, it may well be the case that the location of HLMs is not as different from the location of private rentals as expected. A way to check whether this is the case or not is to compare the distribution of the socioeconomic profiles of the neighborhoods where the HLMs are located, to the same distribution for private rentals. A natural indicator of this profile is the local average household income. However,

¹¹According to the 2007 Census, the share of HLMs at the département level is distributed with a mean of 0.139, a standard deviation of 0.058, going from 0.047 to 0.359 and it is positively correlated with the total population in the département (see Figures 3.3 and 3.4 in Appendix 3.A).

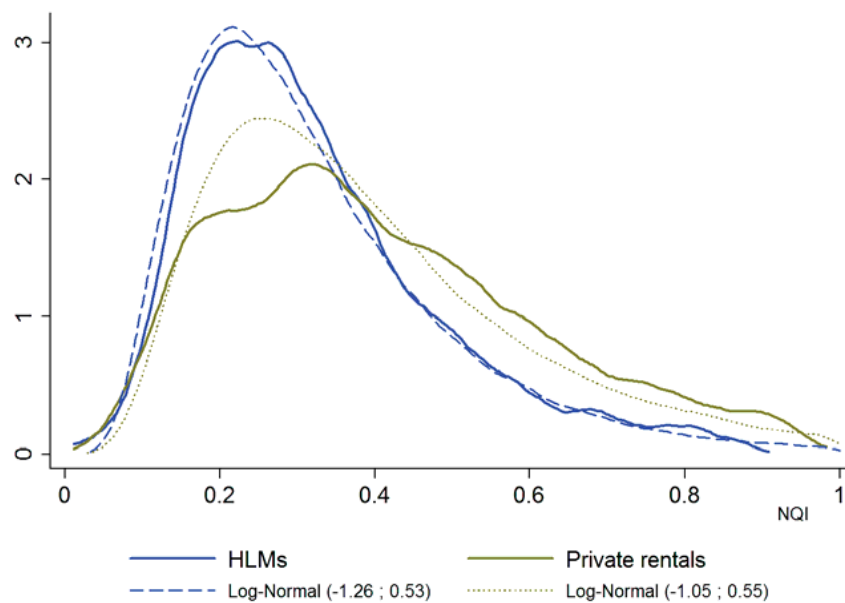
such information is not easily available in France, since the French Census does not collect data on income. One possibility would be to use data from the "Revenus Fiscaux Localisés" database. I use a second-best proxy for neighborhood social standing which was constructed by [Tabard and Martin-Houssart \(2002\)](#) through a factor analysis of the local distribution of men's jobs, conducted on 7,500 different neighborhoods using data from the 1999 Census.¹² The index proposed by [Tabard and Martin-Houssart \(2002\)](#) is the neighborhood coordinate on the main axis of their analysis, accounting for 25% of total inertia. It specifically isolates executive functions, professions and engineers and provides a logarithmic measure of socio-spatial inequalities, which increases with the size of the urban area (especially when the neighborhood is located at the center of the area). This index has then been merged with individual data from the ENL 2002, which allows to graph its distribution for private and HLM tenants. In this chapter, I will use a linear transformation of this index, in order to have values comprised between 0 and 1. I will call this linear transformation the "Neighborhood Quality Index", or "NQI". As shown in Figure 3.2, even though HLMs are located in more deprived neighborhoods, they remain widespread on a rather large range of neighborhoods (the variances of both distributions are very close).

3.2.3 Pricing in the HLM market

HLM rents are designed to be much less closely related to the location characteristics of the dwelling than private rents. This feature aims to increase access to all kinds of neighborhoods for all social categories of households. HLM agencies have to fix rent below a ceiling value which is set by law according to very large geographical zones, and annual changes are regulated. As a consequence, there is not supposed to be a lot of observable

¹²These neighborhoods, which were selected to be as homogeneous as possible in terms of population size, are formed by a reunion of census tracks in municipalities with a population greater than 10,000 inh. (45% of cases), by municipalities themselves when their population is smaller than 10,000 inh. and greater than 5,000 inh. (19%), and by an administrative reunion of municipalities (called "canton" or "arrondissement") otherwise.

Fig. 3.2 – Distributions of the NQI for HLMs and private rentals



Source : ENL 2002

variation in HLM rents per squared meter according to intra-urban location characteristics. Table 3.1 shows that this goal is largely met : regardless of the fixed-effect specification, the elasticity of rent with respect to the NQI is always at least three times higher in the private rental market than in the HLM market and in some specifications (columns 3 and 5), the estimates for the HLMs are hardly significant.

Moreover, there is little legal room for price discrimination in the HLM market, contrary to what happens in the USA, where public rents are set as a proportion of the household income adjusted for family composition ([LaFerrère and LeBlanc \(2006\)](#)). The question that then needs to be asked is whether the price of the other consumption goods that are purchased locally (for example, daily groceries) varies enough from one neighborhood to another to have a significant impact on the self-selection of some types of applicants to public housing out of some neighborhoods. More precisely, is the price differential on these goods high enough to make applicants prefer staying in a low-quality, expensive, private rental ? To be able to answer this question, one would need to know the fraction of income

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
$\log NQI \times HLM$	0.110*** (0.029)	0.045*** (0.014)	0.031* (0.017)	0.054*** (0.017)	0.036* (0.019)	0.054** (0.024)
$\log NQI \times (1 - HLM)$	0.351*** (0.063)	0.296*** (0.041)	0.266*** (0.030)	0.284*** (0.038)	0.258*** (0.034)	0.240*** (0.026)
HLM	-0.670*** (0.048)	-0.701*** (0.058)	-0.684*** (0.057)	-0.675*** (0.059)	-0.670*** (0.059)	-0.622*** (0.048)
Dwelling characteristics	X	X	X	X	X	X
Location fixed effects	No	R	D	E	D × S	M
adj-R ²	0.59	0.60	0.61	0.62	0.62	0.64
N	11632					

Notes : (i) Ordinary-least-square estimates of an equation of the log of rent by squared meters. (ii) Standard errors in parentheses are clustered at the region level. Significance : * : 10%, ** : 5%, *** : 1% (iii) location controls : R = Region, D = Département, E = Employment Area, S = City Size, M = Municipality (iv) all regressions control for dwelling characteristics : many items on the comfort and size of the dwelling, on the size, the construction date, the accessibility and the security of the building ; for a list, see Table 3.14 in Appendix 3.A. (v) Source : ENL 2002

Tab. 3.1 – Rents as a function of neighborhood quality, dwelling characteristics and location

that is spent on locally-purchased goods, for the relevant categories of population, and to have a sense of the variation in local price indices for these specific goods. On average, tenants spend between 20 and 25% of household income on rent (this share increases for the lowest deciles) and the rent differential between public and private is about 40%. As a consequence, the local-price effect would need to be greater than 10% of household income. This condition seems quite implausible in regard to current patterns of household daily consumption, which involve large suburban shopping malls that are rather homogeneous in terms of prices. Moreover, whereas the share of locally-purchased goods probably increases in larger cities, where it may be difficult to access those malls, the rent differential between the public and the private rental markets increases in larger cities as well.¹³ Finally, the assumption that prices other than rent do not have large counterbalancing sorting effects becomes even more plausible after taking transportation costs into account, since the lower-

¹³I will come back to the question of the differences between large cities and small cities at the end of Section 3.3.

quality neighborhoods are also more likely to be farther from employment centers.¹⁴

3.3 Ethnic sorting in the HLMs

3.3.1 Definition

I focus on the allocation of households in different neighborhoods, conditionally on their location within a broader geographical area. This broader area results from past location choices and constraints (Verdugo (2011c)) and will be treated as exogenous in the analysis (Bouvard *et al.* (2009)). The sorting of African immigrants I am interested in may be defined as follows : all else being equal, will a household who lives in public housing in a given geographical area where there are several different neighborhoods, be more likely to end up living in a poorer neighborhood if its head is of African origin ? Similarly to the literature on discrimination, the unexplained component of the within-location neighborhood quality differential will here be interpreted as sorting. However, it may well be the case that sorting reflects the specificity of African immigrants' housing demand. In other words, the statistical analysis presented in this section does not imply that African immigrants are discriminated against by the public housing program. This question is postponed to Section 3.4.

Apart from causality-related issues, the other question that needs to be addressed deals with the relevant scale of the exogenous location of the household. If it is not taken into account, this issue will lead to spurious results, driven by the fact that African immigrants are overrepresented in larger cities and that larger cities fare better in terms of the NQI.¹⁵ However, since it is largely a product of history with a lot of hysteresis, the

¹⁴In the ENL, the respondent declares whether he or she faces a daily commute to work and if so, provides an estimate of the average duration of this commute. An ordinary-least-squares regression of the log of this duration on the log of the NQI with municipality fixed effects yields a significant estimate for elasticity of transportation duration with respect to neighborhood quality of -13% on the sample of private tenants and of -16% on the sample of HLM tenants.

¹⁵Indeed, the mean of the log of the NQI is equal to -1.232 for African HLM tenants and to -1.278 for non immigrant HLM tenants (the difference is significant at the 10% confidence level) and this

unconditional location of the population is not a relevant indicator of sorting. This question of the relevant scale on which location should be conditioned relates, among other things, to the labor market and to the maximal commuting time which households are ready to endure before trying to relocate closer to their job. Throughout the chapter, I will consider five alternative partitions of the French territory : regions, départements,¹⁶ employment areas,¹⁷ départements X city size (in 9 classes) and municipalities. There are 21 regions, 94 départements, 341 employment areas and more than 36,000 municipalities in continental France. Whereas I will not choose which partition is the most relevant, I believe that the two most relevant partitions are given by the employment areas and the interaction between départements and city size class (although the latter does not yield continuous areas and is harder to interpret as a result).

3.3.2 Controlled correlations

The existence of sorting within location can first be shown with controlled correlations. Tables 3.2 and 3.3 display the results of an equation of the log the NQI as a function of individual, location and dwelling characteristics, estimated by ordinary least squares. The main variable of interest is a dummy variable indicating whether the respondent is an African immigrant or not. For consistency with the matching estimates, I drop the other immigrants from the sample. The estimations are conducted separately for HLM and private tenants (for estimates of the other coefficients, see Table 3.15 in Appendix 3.B). The estimates obtained on the sample of HLM tenants will always be compared to the estimates obtained on the sample of private tenants, used as a benchmark.

is even truer on the private rental market (-0.898 against -1.082, the difference being significant at the 1% confidence level).

¹⁶Départements are roughly equivalent to US districts.

¹⁷Employment areas are defined statistically as areas where most of the workforce both lives and works. Their delimitation follows regional boundaries and, most of the time, also the boundaries of the département.

HLM tenants (N = 4544)						
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
African immigrant	0.117** (0.052)	-0.012 (0.025)	-0.026 (0.020)	-0.055*** (0.016)	-0.061*** (0.014)	-0.054** (0.023)
Household characteristics	X	X	X	X	X	X
Location fixed effects	No	R	D	E	D × S	M
adjusted R ²	0.10	0.34	0.46	0.65	0.63	0.84
Private tenants (N = 6299)						
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
African immigrant	0.292*** (0.057)	0.007 (0.048)	0.001 (0.032)	-0.043* (0.024)	-0.058* (0.029)	-0.043* (0.023)
Household characteristics	X	X	X	X	X	X
Location fixed effects	No	R	D	E	D × S	M
adjusted R ²	0.21	0.42	0.55	0.73	0.76	0.92

Notes : (i) Ordinary-least-square estimates of an equation of the log of neighborhood quality. (ii) Standard errors in parentheses are clustered at the region level. Significance : * : 10%, ** : 5%, *** : 1% (iii) Household characteristics include : household income by consumption unit, gender and diploma of the household head, household size, number of children and an indicator of single-parent family, year of arrival in the dwelling and a set of 8 dummy variables on the occupation of the household head. (iv) Sample : All HLM tenants for which information on neighborhood quality is provided (v) Source : ENL 2002

Tab. 3.2 – Neighborhood quality as a function of location and household characteristics

Table 3.2 shows the importance of conditioning on location. The coefficient estimate on the African immigrant dummy is positive without fixed effects, not different from zero for large-scale (région or départements) fixed effects and negative when location is defined more precisely (employment areas, city size by département or municipalities). This statement applies both to HLM and private tenants. However, whereas unconditional sorting is almost three-times larger in the private rental market, conditional sorting is at least as large in the HLM market as soon as one conditions precisely enough on location (columns (4) to (6)).

Table 3.3 shows that the previous correlations are robust to the control for a wide set of observable characteristics of the dwelling (the same characteristics used as controls in Table 3.1 and the level of rent), except that the coefficient estimates on the African immigrant dummy become a bit larger for the sample of private tenants. However, it is

theoretically unclear whether one could justify controlling for these dwelling characteristics or not. This amounts to assuming, either that households care ex ante about the characteristics of the dwelling and that African immigrants may have different preferences regarding these characteristics; or that the supply of the dwelling characteristics is ethnic-dependent, and drives the location of African HLM tenants because the dwelling characteristics themselves have a specific geographic distribution.

HLM tenants (N = 4544)						
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
African immigrant	0.055 (0.034)	-0.019 (0.026)	-0.023 (0.021)	-0.046*** (0.016)	-0.047*** (0.014)	-0.045** (0.020)
Household characteristics	X	X	X	X	X	X
Dwelling characteristics	X	X	X	X	X	X
Location fixed effects	<i>No</i>	<i>R</i>	<i>D</i>	<i>E</i>	<i>D × S</i>	<i>M</i>
adjusted R ²	0.20	0.38	0.49	0.67	0.65	0.84
Private tenants (N = 6299)						
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
African immigrant	0.066** (0.025)	-0.054 (0.036)	-0.036* (0.019)	-0.060*** (0.017)	-0.061** (0.023)	-0.043* (0.022)
Controls : same as above	X	X	X	X	X	X
Location fixed effects	<i>No</i>	<i>R</i>	<i>D</i>	<i>E</i>	<i>D × S</i>	<i>M</i>
adjusted R ²	0.45	0.54	0.61	0.76	0.77	0.92

Notes : (i) Ordinary-least-square estimates of an equation of the log of neighborhood quality. (ii) Standard errors in parentheses are clustered at the region level. Significance : * : 10%, ** : 5%, *** : 1% (iii) Controls include the same as in Table 3.2 and a set of dwelling characteristics described in Table 3.14. (iv) Sample : All HLM tenants for which information on neighborhood quality is provided (v) Source : ENL 2002

Tab. 3.3 – Neighborhood quality as a function of location, household characteristics and dwelling characteristics

3.3.3 Propensity score matching

3.3.3.1 Method

The previous correlations do not provide fully convincing evidence of sorting if being an African immigrant also has an impact on the distribution of the other control variables, which seems plausible. In this section, I use propensity score matching to address this issue. The propensity score is given by the estimated probability (with a probit specification) that the respondent is an African immigrant, given a set of observable characteristics, the matching variables.¹⁸

However, the problem is that sorting is defined *within* location, whereas the matching variables which I can use are only defined at the individual level. It is not possible to include all the fixed effects as matching variables because of the small size of the population African immigrants : the score would only be estimated for a very small subsample of the population. One possible solution is then to perform the comparison on a transformation of the NQI for which the effects of location have been washed out. In order to do so, I proceed as follows : in the first step, for a household i with characteristics X_i and living in location j , I estimate the following equation by ordinary least squares :

$$\log NQI_{ij} = X_i\beta + FE_j + u_{ij}, \quad (3.1)$$

This estimation is performed separately for both samples of tenants (HLM and private).

The new outcome variable I obtain is defined by :

$$\log NQI_{ij}^{FE} = X_i\hat{\beta} + \hat{u}_{ij} \quad (3.2)$$

¹⁸It may seem strange to estimate a probability to be an African immigrant. However, this statement must not be taken literally. It stems from the literature on treatment effects. Following the Roy-Rubin causal model, I assimilate here the fact to be an African immigrant as a non random treatment.

where $\hat{\beta}$ is the estimated vector of the coefficients on the individual variables and $\hat{u}_{ij}$ is the estimated residual. The superscript *FE* indicates which fixed-effect specification has been used in the first step. I call this new variable the "residual log(NQI)". The second step consists in the comparison of the average value of the residual log(NQI) among African immigrants and among a matched sample of non-immigrants which are similar to African immigrants with respect to their propensity score. The matching variables which are used correspond to the characteristics X used in the first step and are also the same as the control variables in Tables 3.2 and 3.3. As for the correlations displayed before, I consider two different sets of matching variables : a set of household characteristics and a set of variables that includes both household and dwelling characteristics. The estimates associated with the propensity score are displayed in Table 3.16 in Appendix 3.B.

3.3.3.2 Results

Tables 3.4 and 3.5 display unmatched differences (first four lines of the panel) and kernel matching estimates of the average treatment effect (ATT), based on an Epanechnikov distribution with a 10% bandwidth.¹⁹ The ATT is given by the difference between the average of the residual log(NQI) for African immigrants and for the matched sample of non-immigrants. In theory, the value could be different between lines 1 and 5 of each panel because, on line 5, the mean is computed on the sample of African immigrants who are in the same support as the matched sample of non-immigrants. However, common support requirements are not a big issue here, since they only lead to exclude, at most, two observations. There are two important results. First, on the HLM sample, the negative difference in residual log(NQI) between African immigrants and non-immigrants remains very significant for precise fixed effect specifications, whereas it remains zero for region and département fixed effects, and positive in the absence of fixed effects. Second result, differences are quite

¹⁹Alternative specifications were tested and yield very similar results.

similar in magnitude in the two samples of HLM and private tenants (both the unmatched difference and the ATT). The same conclusions apply when the score is estimated on the set of dwelling characteristics as well, as shown in Table 3.5.

HLM tenants (N = 4544)						
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
African immigrants	-1.232	-1.318	-1.320	-1.340	-1.344	-1.323
Non immigrants	-1.278	-1.127	-1.267	-1.265	-1.265	-1.267
Difference unmatched	0.045*	-0.050**	-0.053***	-0.075***	-0.079***	-0.056**
	(0.025)	(0.021)	(0.019)	(0.015)	(0.015)	(0.009)
African immigrants matched	-1.232	-1.318	-1.320	-1.340	-1.344	-1.323
Non immigrants matched	-1.377	-1.325	-1.317	-1.297	-1.297	(1.288
ATT	0.145***	0.008	-0.003	-0.043**	-0.047***	-0.035***
	(0.029)	(0.025)	(0.022)	(0.018)	(0.018)	(0.012)
Dependent variable	$\log NQI^{No}$	$\log NQI^R$	$\log NQI^D$	$\log NQI^E$	$\log NQI^{D \times S}$	$\log NQI^M$
Out of common support	African immigrants : 0/475, non immigrants : 0/4069					
Private tenants (N = 6299)						
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
African immigrants	-0.898	-1.137	-1.131	-1.152	-1.156	-1.117
Non immigrants	-1.082	-1.070	-1.071	-1.070	-1.069	-1.071
Difference unmatched	0.183***	-0.067**	-0.060**	-0.082***	-0.087***	-0.045***
	(0.035)	(0.029)	(0.025)	(0.019)	(0.017)	(0.009)
African immigrants matched	-0.894	-1.135	-1.128	-1.152	-1.156	-1.117
Non immigrants matched	-1.148	-1.118	-1.112	-1.094	-1.090	-1.079
ATT	0.254***	-0.018	-0.017	-0.057***	-0.066***	-0.038***
	(0.029)	(0.027)	(0.021)	(0.017)	(0.017)	(0.010)
Dependent variable	$\log NQI^{No}$	$\log NQI^R$	$\log NQI^D$	$\log NQI^E$	$\log NQI^{D \times S}$	$\log NQI^M$
Out of common support	African immigrants : 1/280, non immigrants : 0/6019					

Notes : (i) Average Treatment Effect : difference in the average of the residual $\log(NQI)$ between African immigrants and a matched sample of non-immigrants. Kernel matching based on an Epanechnikov distribution with a 10% bandwidth (ii) Matching variables are the same as in Table 3.2 (iii) Significance of the difference : * : 10%, ** : 5%, *** : 1% (iv) Source : ENL 2002

Tab. 3.4 – Residual $\log(NQI)$: kernel matching on household characteristics

HLM tenants (N = 4544)						
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
African immigrants	-1.232	-1.305	-1.312	-1.338	-1.347	-1.335
Non immigrants	-1.278	-1.269	-1.268	-1.265	-1.264	-1.266
Difference unmatched	0.045*	-0.036*	-0.043**	-0.073***	-0.083***	-0.069***
	(0.025)	(0.021)	(0.019)	(0.015)	(0.015)	(0.009)
African immigrants matched	-1.232	-1.305	-1.312	-1.338	-1.347	-1.335
Non immigrants matched	-1.316	-1.304	-1.309	-1.304	-1.307	-1.303
ATT	0.084***	-0.002	-0.003	-0.035*	-0.040**	-0.032**
	(0.032)	(0.027)	(0.024)	(0.019)	(0.020)	(0.013)
Dependent variable	$\log NQI^{No}$	$\log NQI^R$	$\log NQI^D$	$\log NQI^E$	$\log NQI^{D \times S}$	$\log NQI^M$
Out of common support	African immigrants : 0/475, non immigrants : 0/4069					
Private tenants (N = 6299)						
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
African immigrants	0.898	-1.049	-1.048	-1.094	-1.116	-1.106
Non immigrants	-1.082	-1.075	-1.075	-1.072	-1.071	-1.072
Difference unmatched	0.183***	0.026	0.026	-0.022	-0.044**	-0.034**
	(0.035)	(0.030)	(0.026)	(0.019)	(0.018)	(0.009)
African immigrants matched	-0.899	-1.049	-1.049	-1.094	-1.116	-1.106
Non immigrants matched	-1.051	-1.066	-1.069	-1.079	-1.089	-1.086
ATT	0.152***	0.018	0.020	-0.018	-0.027	-0.020*
	(0.035)	(0.031)	(0.027)	(0.020)	(0.020)	(0.011)
Dependent variable	$\log NQI^{No}$	$\log NQI^R$	$\log NQI^D$	$\log NQI^E$	$\log NQI^{D \times S}$	$\log NQI^M$
Out of common support	African immigrants : 2/280, non immigrants : 0/6019					

Notes : (i) Average Treatment Effect : difference in the average of the residual $\log(NQI)$ between African immigrants and a matched sample of non-immigrants. Kernel matching based on an Epanechnikov distribution with a 10% bandwidth (ii) Matching variables are the same as in Table 3.3 (iii) Significance : * : 10%, ** : 5%, *** : 1% (iv) Source : ENL 2002

Tab. 3.5 – Residual $\log(NQI)$: kernel matching on household and dwelling characteristics

3.3.4 Stratified Mahalanobis matching

3.3.4.1 Method

The previous method is valid to take into account the fact that the outcome of interest is the within-location variability of neighborhood quality. However, it is not completely satisfactory in the sense that it compares African immigrants to non-immigrants who do not belong to the same location, ie with whom they do not in fact compete on the housing market. To take into account this feature with a propensity score strategy is not feasible,

because it would mean to estimate a different propensity score for each location. A solution is to use a stratified matching strategy, performed directly on a set of matching variables including both the individual characteristics and the fixed effects and which will overweight the importance of the fixed-effect component.

To that end, I use a modified version of the Mahalanobis distance. The classic Mahalanobis distance between two vectors $\mathbf{x}$ and $\mathbf{y}$ is given by

$$M = \sqrt{(\mathbf{x} - \mathbf{y})^T S^{-1} (\mathbf{x} - \mathbf{y})} \quad (3.3)$$

where S is the covariance matrix of the components of $\mathbf{x}$ and $\mathbf{y}$. Here, the matching variables are twofold : a set X of individual variables and a set Y of location binary variables. Let $V(X)$ and $V(Y)$ be the respective covariance matrices of these two sets of variables. I modify the matrix S so that households will be matched in priority with households living in the same location. The quadratic metric I use is defined by

$$\tilde{M} = \sqrt{(\mathbf{x} - \mathbf{y})^T \tilde{S} (\mathbf{x} - \mathbf{y})} \quad (3.4)$$

where $\tilde{S}$ is the following block-diagonal matrix :

$$\tilde{S} = \begin{pmatrix} (V(X))^{-1} & 0 \\ 0 & \mu (V(Y))^{-1} \end{pmatrix} \quad (3.5)$$

Households will be matched in priority with their geographic neighbors if the coefficient μ is large enough. In practice, I will set $\mu = 1000$. This means that households without a geographic neighbor may still be matched according to their individual characteristics but they will be almost neglected in the computation of the average treatment effect.

3.3.4.2 Results

Each non-immigrant household is matched to its closest African immigrant neighbor.²⁰ Tables 3.6 and 3.7 show that the previous results hold when the individual matching variables are only household characteristics, but that the matched differences are now somewhat larger on the private rental market when the set of individual matching variables also includes dwelling characteristics.

HLM tenants (N = 4544)						
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
African immigrants	-1.232	-1.232	-1.232	-1.232	-1.232	-1.232
Non immigrants matched	-1.358	-1.205	-1.278	-1.158	-1.167	-1.150
ATT	0.126*** (0.049)	-0.027 (0.027)	-0.093*** (0.029)	-0.074*** (0.028)	-0.066*** (0.023)	-0.082*** (0.023)
Strata	No	R	D	E	D × S	M
Out of common support	African immigrants : 0/475, non immigrants : 0/4069					
Private tenants (N = 6299)						
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
African immigrants	-0.898	-0.898	-0.898	-0.898	-0.898	-0.898
Non immigrants matched	-1.199	-0.875	-0.826	-0.827	-0.832	-0.833
ATT	0.301*** (0.047)	-0.023 (0.036)	-0.072*** (0.026)	-0.071*** (0.025)	-0.066** (0.026)	-0.065*** (0.022)
Strata	No	R	D	E	D × S	M
Out of common support	African immigrants : 0/280, non immigrants : 0/6019					

Notes : (i) Average Treatment Effect : difference in the average of log(NQI) between African immigrants and a matched sample of non-immigrants. Closest neighbor matching based on the distance defined in the text. (ii) Matching variables are the same as in Table 3.2 (iii) Significance : * : 10%, ** : 5%, *** : 1% (iv) Source : ENL 2002

Tab. 3.6 – Log(NQI) : stratified Mahalanobis matching on household characteristics and location

3.3.5 Robustness of the results

In Appendix 3.C and 3.D, I provide two robustness checks of those results. The first one is to use an alternative indicator of neighborhood quality : a binary variable which indicates whether the neighborhood has been designated to be part of a place-based public

²⁰Alternative specifications with more neighbors were tested and yield very similar results.

HLM tenants (N = 4544)						
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
African immigrants	-1.232	-1.232	-1.232	-1.232	-1.232	-1.232
Non immigrants matched	-1.291	-1.275	-1.194	-1.202	-1.171	-1.187
ATT	0.059	0.042	-0.039*	-0.031	-0.061***	-0.045**
	(0.043)	(0.030)	(0.021)	(0.021)	(0.026)	(0.019)
Strata	<i>No</i>	<i>R</i>	<i>D</i>	<i>E</i>	<i>D</i> × <i>S</i>	<i>M</i>
Out of common support	African immigrants : 0/475, non immigrants : 0/4069					
Private tenants (N = 6299)						
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
African immigrants	-0.898	-0.898	-0.898	-0.898	-0.898	-0.898
Non immigrants matched	-0.980	-0.822	-0.827	-0.843	-0.810	-0.860
ATT	0.082	-0.076**	-0.071***	-0.056**	-0.088***	-0.038*
	(0.062)	(0.031)	(0.026)	(0.027)	(0.025)	(0.021)
Strata	<i>No</i>	<i>R</i>	<i>D</i>	<i>E</i>	<i>D</i> × <i>S</i>	<i>M</i>
Out of common support	African immigrants : 0/280, non immigrants : 0/6019					

Notes : (i) Average Treatment Effect : difference in the average of log(NQI) between African immigrants and a matched sample of non-immigrants. Closest neighbor matching based on the distance defined in the text. (ii) Matching variables are the same as in Table 3.3 (iii) Significance : * : 10%, ** : 5%, *** : 1% (iv) Source : ENL 2002

Tab. 3.7 – Log(NQI) : stratified Mahalanobis matching on household and dwelling characteristics and location

program called the "Zones Urbaines Sensibles" (henceforth, ZUS).²¹ This indicator is less precise than the NQI but is worth studying, since living in ZUS is also meaningful, both in socioeconomic and in symbolic terms, and may for instance induce redlining. Both controlled correlation, kernel matching and stratified matching estimates yield the same qualitative conclusion as before. The only difference stems from the fact that since ZUS are overrepresented in large cities, the unconditional difference in neighborhood quality between African immigrants and non-immigrants (ie, without controlling for location), is also defavorable to African immigrants.

Finally, since Paris region plays a very specific role in the location of African immigrants (half of the African immigrant population lives there), I reproduce the whole analysis

²¹This program started in 1996. According to the lawmaker, ZUS are characterized by large-scale housing schemes, derelict habitat and a strong imbalance between local population and local employment. There are 717 ZUS in France, excluding French overseas départements and territories. The 714 of them which were part of a municipality with more than 10,000 inhabitants gathered more than 4.25 millions inhabitants in 1999.

after excluding Paris urban area. Results are affected in the sense that, according to the matching estimates, sorting is only observed within municipalities. However, it is generally larger for HLM tenants. This finding calls for future research on the specific role of Paris region in the location patterns of African immigrants.

3.4 Is it supply or demand ?

3.4.1 Potential explanations

The previous section has provided empirical evidence that African immigrants in HLMs do not live in neighborhoods of the same social standing as non immigrants with the same individual characteristics, once controlled for the specificity of their location on the French territory. However, up to now, it is impossible to draw any conclusion with regard to whether this situation reflects the specificity of African immigrants' housing demand or the specificity of the distribution of HLMs that are made available to them. If the former dominates, then the HLM program cannot be blamed for this situation : African immigrants get what they ask for ; on the contrary, if the latter mechanism is effective, this means that one of the major public policies in France is biased at the expense of African immigrants.

The demand story has three branches. The first branch is about the self-inforcing impact of immigrant networks. It is twofold : first, if immigrants take into account the local proportion of immigrants in their valuation of a neighborhood, it is possible that the NQI, which is only based on social categories, is not a relevant proxy of neighborhood quality for African immigrants. I come back in details to this question in the next subsection ; second, one may think that if new vacancies are heard of by word-of-mouth, and that information networks are ethnic-specific, African immigrants will tend to be more aware of new vacancies in places where there already are other African immigrants. However, even if this channel is plausible on the private housing market (Combes et al, 2010), it is less relevant in the HLM

market, because of the centralization of the queuing process. The second branch of the demand story would be that African immigrants who apply for public housing are less picky and refuse less often the offers they receive. This is all the more likely that they suffer from discrimination on the private housing market, as shown in the first chapter of this thesis. In the third subsection of this section, I make use of available information on past rejections by current HLM tenants to investigate this issue. Finally, the last branch of the demand story deals with the exit side of the matching process and the possibility of a positive impact of seniority of public tenants on the quality of their dwelling. Indeed, whereas rent control has a negative impact on residential mobility, this will be even truer for households who live in very high-quality public housing.²² If African immigrants, for unobservable reasons, are more mobile than non-immigrants, they might benefit less from this filtration effect. However, all the specifications displayed in Section 3.3 include the year of arrival in the dwelling in the individual controls. Moreover, the analyses that will follow in the next subsections focus on tenants who have moved in recently, for whom more information is available, and the results do not differ much from what is observed on the whole sample.

The other strand of explanation involves a possible discrimination against African immigrants by public housing agencies. The rationale behind a discriminatory behavior may either be financial, or political. If it is financial, public housing agencies which care about balancing their budget will seek to minimize the vacancy rate in the HLM market and attract good tenants. The second goal will give ground to statistical discrimination if, for exogenous reasons, African immigrants default more often on rent than non-immigrants : as a result, they will mostly be proposed the least attractive lots, ie those that cannot attract the other applicants. As for the first goal, it may give ground to customer discrimination : if agencies have reasons to believe that non-immigrant applicants do not want to move in next to an

²²This process of differential attrition yields a positive correlation between the seniority of public tenants and the quality of their dwelling. This mechanism is alluded to by Glaeser (2002) in a theoretical paper on rent control and it has been established repeatedly on the HLM market concerning the characteristics of the dwelling (Blanc *et al.* (1999) ; Jacquot (2007) ; Laferrère (2008).

African neighbor and African immigrants do not form too large a share of the population of applicants, the agencies which cannot completely exclude African applicants will have an incentive to practice ethnic matching. A similar mechanism has been established on the private rental market in the first chapter of this thesis. Finally, the rationale for discrimination may also be political : indeed, history has shown that public housing programs are sometimes used in underground local political economies as a means of rewarding voters. Since most immigrants cannot vote, there is no reason for granting them good-quality offers. This last theory will be tested in the last subsection.

3.4.2 Are African immigrants happier in poorer neighborhoods ?

One of the first questions that comes to mind is whether this spatial sorting really reflects a situation of constraints upon African immigrants or if the criteria that African immigrants use in their valuation of the neighborhoods are so specific (for instance, if they seek neighborhoods with other African immigrants, who are on average poorer than the rest of the population) that they may not be captured accurately by a socioeconomic index. To address this issue, I use subjective information regarding the declared level of satisfaction regarding one's neighborhood : indeed, in the ENL, respondents are asked to grade their neighborhood on a one-to-ten scale. In this subsection, I show that the estimated elasticity of this declared level of neighborhood-related satisfaction to the NQI is never lower for African immigrants, regardless of the specification.²³

These results are only indicative, since the estimates suffer from both an omitted variable bias and from an endogeneity bias.²⁴ I do not address these issues directly, but I

²³In fact, they are even sometimes significantly higher for African immigrants. I do not interpret this result here, which may be driven by a larger unobserved heterogeneity in the population of African immigrants.

²⁴Moreover, they may not address the possibility of lexicographic preferences, with the local share of immigrants as the first-order criterion, and the wealth of the neighborhood as a second-order criterion.

make use of another subjective variable in order to mitigate the concerns that they raise : in the ENL, respondents are also asked to grade their dwelling condition on a one-to-ten scale. Both variables are correlated but there remains a lot of variability between the two. This second variable allows me to do two things : first, in Table 3.8, I control for the log of the dwelling-related grade in the equation of the log of the neighborhood-related grade, in order to mitigate the issue of unobserved heterogeneity ; second, in Table 3.17, displayed in Appendix 3.B, the dependent variable is the estimated residual from a univariate regression of the log of the neighborhood-related grade on the log of the dwelling-related grade. Both strategies lead to the same conclusion.

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
log (NQL) × (African immigrant)	0.166*** (0.047)	0.145*** (0.043)	0.140*** (0.045)	0.335*** (0.053)	0.132*** (0.042)	0.305*** (0.046)
log (NQL) × (Non immigrant)	0.072*** (0.023)	0.047** (0.017)	0.086*** (0.020)	0.318*** (0.039)	0.070*** (0.020)	0.274*** (0.034)
African immigrant	-0.051 (0.032)	0.003 (0.032)	0.022 (0.039)	0.050 (0.030)	0.059** (0.027)	0.084*** (0.027)
log (grade w/r to dwelling)					0.409*** (0.019)	0.393*** (0.024)
Household characteristics		X	X	X	X	X
Dwelling characteristics			X	X	X	X
Location fixed effects	No	No	No	M	No	M
adj-R ²	0.02	0.04	0.10	0.15	0.24	0.27
N	10843					

Notes : (i) Ordinary-least-square estimates of an equation of the log of grade given to the neighborhood. (ii) Standard errors in parentheses are clustered at the region level. Significance : * : 10%, ** : 5%, *** : 1% (iii) Household and dwelling characteristics are the same as in Table 3.3 (iv) Source : ENL 2002

Tab. 3.8 – Grade given to the neighborhood as a function of neighborhood quality, dwelling characteristics, household characteristics, location and the grade given to the dwelling itself

3.4.3 What can previous refusals tell ?

3.4.3.1 Definition and issues

Applicants to HLMs are allowed to refuse a dwelling proposal which they do not like : even if they are put back at the end of the queue as a result, there is no extra penalty for doing so. One possible rationale behind the authorization of such refusals would be that this improves the quality of matches, by allowing some degree of decentralization in the allocation process. However, it also automatically tends to favor the least deprived applicants, who can try to behave strategically as a result. In the ENL, both current applicants and HLM tenants who have moved in for less than four years are asked if they have ever refused a HLM proposal and if so, if the main reason was that they were not satisfied with the neighborhood in which the dwelling was located. This kind of information is rather rare in survey data, which usually does not indicate the intermediate steps of a matching process. Refusals concern a fairly large number of applicants : in 2002, 24% of HLM tenants who have recently moved in declare that they had refused at least one proposal before accepting their current dwelling, and 16% of households who are currently waiting for a proposal declare that they have already dismissed at least one proposal. Among them, 48% and 43% respectively claim that their main reason for doing so was the neighborhood in which it was located.

The raw differences in neighborhood quality that are associated with these refusals are statistically significant and they increase when one isolates refusals that were explicitly motivated by the poor quality of the neighborhood.²⁵ However, this correlation is spurious, since it is mostly driven by location effects ; as shown in Figure 3.5 in Appendix 3.B, applicants refuse more often in larger cities, where the HLM supply is larger, whereas the NQI

²⁵Indeed, the log of the NQI for HLM tenants who have refused at least one proposal before accepting the dwelling where they currently reside is equal to -1.301, against -1.220 for those who have not (the difference is significant at the 1% confidence level) and the gap increases, with values -1.294 and -1.172, if one isolates refusals that were explicitly motivated by neighborhood quality (the difference is still significant at the 1% confidence level).

also increases with city size. In fact, as shown in Table 3.9, the residual $\log(\text{NQI})$ is not different between HLM tenants who have refused a previous proposal and HLM tenants who have not, as soon as location is defined precisely enough (columns (4) to (6)).²⁶

	Recent HLM tenants (N = 1825)					
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Have refused	-1.220	-1.225	-1.230	-1.250	-1.254	-1.260
a previous proposal	(0.026)	(0.021)	(0.019)	(0.014)	(0.015)	(0.009)
Have not refused	-1.301	-1.278	-1.272	-1.264	-1.267	-1.272
a previous proposal	(0.014)	(0.012)	(0.011)	(0.008)	(0.008)	(0.005)
Difference	0.081***	0.053**	0.042**	0.014	0.014	-0.012
	(0.029)	(0.024)	(0.021)	(0.017)	(0.017)	(0.011)
Outcome variable	$\log \text{NQI}^{\text{No}}$	$\log \text{NQI}^{\text{R}}$	$\log \text{NQI}^{\text{D}}$	$\log \text{NQI}^{\text{E}}$	$\log \text{NQI}^{\text{D} \times \text{S}}$	$\log \text{NQI}^{\text{M}}$

Notes : (i) Student tests comparing the average of the residual $\log(\text{NQI})$ for recent HLM tenants who have refused a previous HLM proposal and the average of the the residual $\log(\text{NQI})$ for recent HLM tenants who have not (ii) Significance : * : 10%, ** : 5%, *** : 1% (iii) Source : ENL 2002

Tab. 3.9 – Comparison of the within-location variation of the log of the NQI between HLM tenants who have refused a first proposal and HLM tenants who have not.

However, this absence of correlation cannot be interpreted as the indication that refusals have no positive impact on neighborhood quality. Indeed, it is possible that some of the applicants who have not refused any previous proposal belong to a group who is in fact favored by the agencies and draws HLM offers within a distribution of neighborhood qualities that is skewed to the right. If it is the case, the estimates of the causal impact of a refusal will be biased to zero. This interpretation is all the more likely that there is some evidence that HLM applicants do behave strategically with respect to their ability to refuse a housing proposal.²⁷ Unfortunately, since the ENL does not provide any information on the offers that were refused by the applicants, and in particular the quality of the neighborhood

²⁶The results are very similar if I isolate the refusals that were explicitly motivated by neighborhood quality.

²⁷In Appendix 3.E, I discuss the role that current income and unemployment risk may play in explaining the decisions to refuse a proposal, as well as the impact of the characteristics of the local HLM supply (its quantity, its quality and its diversity). I show that the probability to have refused a proposal is strongly correlated with the quantity of the local HLM supply and that unemployment risk seems to play a larger role than income (considered as a proxy for instant outside option).

in which the refused HLM was located, it is not possible to assess the direct causal impact of a refusal.

3.4.3.2 Refusals by African immigrants

Despite these limitations, the information on refusals remains useful to understand the situation of African immigrants better. According to the results displayed in Tables 3.31 and 3.32 in Appendix 3.E.2, African applicants refuse HLM offers as frequently as their non-immigrant counterparts, no more, no less, once controlled for their location. That said, there still seems to be a specificity of African immigrants with respect to the link between refusals and neighborhood quality. Indeed, Table 3.10 shows that the difference in the residual $\log(\text{NQi})$ between refusers and non-refusers is significant for African immigrants, contrary to non immigrants :

Among the sample of recent HLM tenants (who have moved in for less than four years), African immigrants who have refused a previous HLM offer live in the same kind of neighborhoods that non immigrant HLM tenants. This result is robust to the control for household characteristics and dwelling characteristics, as shown in Table 3.11, which reproduces the estimations displayed in Tables 3.2 and 3.3 and adds a dummy variable indicating if the household has refused a previous proposal and an interaction variable between this dummy and the African immigrant dummy. The estimate of the coefficient on this interaction variable counterbalances the main effect of being an African immigrant. The estimate is not significant in the specification with municipality fixed effects, but in this case, the estimated coefficient on the main effect of being African is not significant either.

3.4.3.3 Possible explanation

Provided that the unobservable differences between African refusers and African non-refusers are the same as between non-immigrant refusers and non-immigrant non-refusers,

Recent African HLM tenants (N = 212)						
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Have refused	-1.100	-1.234	-1.198	-1.290	-1.252	-1.297
a previous proposal	(0.068)	(0.053)	(0.046)	(0.039)	(0.040)	(0.031)
Have not refused	-1.297	-1.411	-1.40	-1.382	-1.401	-1.336
a previous proposal	(0.047)	(0.040)	(0.033)	(0.024)	(0.026)	(0.017)
Difference	0.197**	0.177*	0.207***	0.093**	0.149***	0.040
	(0.084)	(0.067)	(0.056)	(0.046)	(0.048)	(0.035)
Dependent variable	$\log NQI^{No}$	$\log NQI^R$	$\log NQI^D$	$\log NQI^E$	$\log NQI^{D \times S}$	$\log NQI^M$
Recent non immigrant HLM tenants (N = 1613)						
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Have refused	-1.237	-1.223	-1.234	-1.244	-1.253	-1.255
a previous proposal	(0.028)	(0.022)	(0.020)	(0.016)	(0.016)	(0.010)
Have not refused	-1.302	-1.261	-1.254	-1.248	-1.249	-1.264
a previous proposal	(0.014)	(0.013)	(0.011)	(0.009)	(0.009)	(0.005)
Difference	0.065**	0.038	0.021	0.004	-0.004	0.009
	(0.031)	(0.026)	(0.023)	(0.018)	(0.018)	(0.011)
Dependent variable	$\log NQI^{No}$	$\log NQI^R$	$\log NQI^D$	$\log NQI^E$	$\log NQI^{D \times S}$	$\log NQI^M$

Notes : (i) Student tests comparing, separately for African immigrants and for non-immigrants, the average of the residual $\log(NQI)$ for recent HLM tenants who have refused a previous HLM proposal and the average of the the residual $\log(NQI)$ for recent HLM tenants who have not (ii) Significance : * : 10%, ** : 5%, *** : 1% (iii) Source : ENL 2002

Tab. 3.10 – Comparison of the residual $\log(NQI)$ between HLM tenants who have refused a first proposal and HLM tenants who have not, distinguishing between African immigrants and non-immigrants

the previous correlation results may be interpreted in a kind of difference-in-difference framework. In that case, the estimate on the interaction variable shows that African immigrants draw HLM offers within a worse distribution of neighborhood qualities than non-immigrants but that the effect of this discrimination by HLM agencies disappears for those who can afford to refuse an offer.

This explanation also helps make sense of the fact that African immigrants do not seem to refuse offers less frequently than non-immigrants, whereas they probably have fewer outside options on the private housing market, where they suffer from discrimination : this counterintuitive finding may be due to the fact that they receive lower-quality HLM offers in general, which compensates their lower propensity to refuse HLM offers. In addition, if HLM agencies know that African applicants refuse offers less frequently, they have an incentive

Recent HLM tenants (N =1826)						
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
African immigrant	0.051 (0.088)	-0.118*** (0.040)	-0.133*** (0.046)	-0.127*** (0.033)	-0.149*** (0.039)	-0.069 (0.049)
Previous refusal (PR)	0.035 (0.046)	0.025 (0.026)	0.008 (0.022)	-0.001 (0.020)	-0.019 (0.026)	0.010 (0.021)
African immigrant × PR	0.102 (0.071)	0.121** (0.055)	0.155** (0.071)	0.072* (0.039)	0.136** (0.049)	-0.002 (0.054)
Household characteristics	X	X	X	X	X	X
Location fixed effects	No	R	D	E	D × S	M
adjusted R ²	0.10	0.30	0.43	0.66	0.64	0.84
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
African immigrant	-0.002 (0.064)	-0.116*** (0.038)	-0.115*** (0.045)	-0.107*** (0.033)	-0.125*** (0.038)	-0.049 (0.043)
Previous refusal (PR)	0.012 (0.038)	0.012 (0.027)	0.000 (0.025)	-0.006 (0.020)	-0.020 (0.026)	0.006 (0.019)
African immigrant × PR	0.113* (0.063)	0.129** (0.051)	0.156** (0.069)	0.077** (0.034)	0.137** (0.054)	0.013 (0.055)
Household characteristics	X	X	X	X	X	X
Dwelling characteristics	X	X	X	X	X	X
Location fixed effects	No	R	D	E	D × S	M
adjujusted R ²	0.22	0.36	0.47	0.68	0.66	0.85

Notes : (i) Ordinary-least-square estimates of an equation of the log of neighborhood quality. (ii) Standard errors in parentheses are clustered at the region level. Significance : * : 10%, ** : 5%, *** : 1% (iii) household and dwelling characteristics are the same as in Tables 3.2 or 3.3. (iv) Sample : All recent HLM tenants for which information on neighborhood quality is provided (v) Source : ENL 2002

Tab. 3.11 – Neighborhood quality as a function of location, household and dwelling characteristics and past refusals

to offer them lower-quality HLMs, in order to minimize the vacancy rate in the lower-quality segments of the HLM market. This theory, that would require deeper investigation to be established properly, would reconcile the supply-related and the demand-related explanations of ethnic sorting in the HLMs.

3.4.4 Does HLM governance matter ?

Finally, an alternative explanation to the ethnic differential in neighborhood quality which is worth mentioning and also involves a possible discrimination by public housing agencies, deals with the political economy of public housing allocation. In many situations, public

housing is used as a tool to secure a political clientele of beholden public tenants. This reasoning does not apply to non-citizens, who are not allowed to vote, and to agencies that are managed nationally or by non-political bodies. Here again, the reasoning involves a difference-in-difference framework, between immigrants (or non-citizens) and non-immigrants (or citizens), on the one hand, and between "political" and "non-political" HLMs, on the other.

The ENL asks recent HLM tenants which kind of HLM agency they submitted their application to : about 28% of them submitted their application to municipal services, another 51% did it through "organismes HLM", which form a non-elected, slightly centralized, conglomerate and the rest is scattered among associations, firms, social workers, etc. I isolate municipality-managed HLMs and I look at the impact of the interaction variable between a dummy "municipal management" and a dummy "African immigrant" on the quality of the neighborhood, just as before. As shown in Table 3.12, all specifications lead to the same conclusion, namely, that municipal management is in fact beneficial to African immigrants : similarly to what is observed for refusals, the impact of the interaction variable counterbalances the main effect of being African immigrant.

This result is robust to a redefinition of the group of African immigrants that would exclude French citizens (about 35% of the sample). It is also robust to the control for past refusals, which means that both findings are not two faces of the same phenomenon (see Table 3.18, in Appendix 3.B). However, the reason why municipal HLM agencies would discriminate less against African immigrants is unclear.

Recent HLM tenants (N =1844)						
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
African immigrant	-0.007 (0.069)	-0.140 ^a (0.034)	-0.134 ^a (0.034)	-0.134 ^a (0.029)	-0.134 ^a (0.032)	-0.084 ^c (0.043)
Municipal management (MM)	0.029 (0.070)	-0.060 (0.036)	-0.066 ^c (0.029)	-0.043 ^c (0.021)	-0.017 (0.030)	0.022 (0.025)
African immigrant × MM	0.314 ^a (0.068)	0.210 ^a (0.037)	0.148 ^a (0.031)	0.099 ^a (0.032)	0.085 ^b (0.033)	0.061 (0.045)
Household characteristics	X	X	X	X	X	X
Location fixed effects	No	R	D	E	D × S	M
adjusted R ²	0.10	0.31	0.44	0.67	0.64	0.84
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
African immigrant	-0.016 (0.054)	-0.117 ^a (0.032)	-0.102 ^a (0.032)	-0.103 ^a (0.028)	-0.106 ^a (0.030)	-0.059 (0.038)
Municipal management (MM)	0.058 (0.049)	-0.027 (0.027)	-0.041 ^b (0.019)	-0.030 ^c (0.016)	-0.014 (0.023)	0.020 (0.021)
African immigrant × MM	0.193 ^a (0.059)	0.141 ^a (0.038)	0.101 ^a (0.028)	0.062 ^c (0.031)	0.069 ^b (0.026)	0.059 (0.038)
Individual controls	X	X	X	X	X	X
Household characteristics	X	X	X	X	X	X
Location fixed effects	No	R	D	E	D × S	M
adjusted R ²	0.22	0.36	0.47	0.68	0.66	0.85

Notes : (i) Ordinary-least-square estimates of an equation of the log of neighborhood quality. (ii) Standard errors in parentheses are clustered at the region level. Significance : * : 10%, ** : 5%, *** : 1% (iii) Controls are the same as in Table 3.11. (iv) Sample : All recent HLM tenants for which information on neighborhood quality is provided (v) Source : ENL 2002

Tab. 3.12 – Neighborhood quality as a function of location, household and dwelling characteristics and the institutional nature of the HLM agency

3.5 Conclusion

For public housing programs to reduce the residential segregation of African immigrants, it is necessary that African public tenants live in the neighborhoods where African immigrants are underrepresented in the private housing market. Unless this condition is satisfied, the size of the program and its allocation in all kinds of neighborhoods will not affect its ability to reduce segregation.²⁸ This condition is not satisfied in the French public housing program, which tends to favor non-immigrants households, who end up in better-

²⁸See the second chapter of this thesis for an application to economic segregation.

located HLMs than African immigrants. Unfortunately, some of the processes that account for what could be seen as a major governance failure of the program are difficult to address at an aggregate level : this is notably the case of the discretionary power of the HLM agencies, which seem to practice a kind of ethnic matching.

From my results, it is far from obvious that increasing the cost of refusing a HLM proposal would help address this issue. Similarly, whereas considerations in terms of efficiency of the program may dictate that tenants who are no longer in urging need of public housing should leave their dwelling more often,²⁹ it is not clear whether this would improve at all the segregation of African immigrants in the HLMs. However, and contrary to the intuition, HLMs that are managed by municipalities do seem to form an exception. This finding certainly calls for further research.

²⁹This will be the case if the financial bonus they receive tends to disappear, with a rent-setting process that would use some degree of price discrimination with respect to household income. Such device ("les surloyers de solidarité") already exists but it is seldom implemented or remains too small to generate a real incentive for departure.

APPENDIX

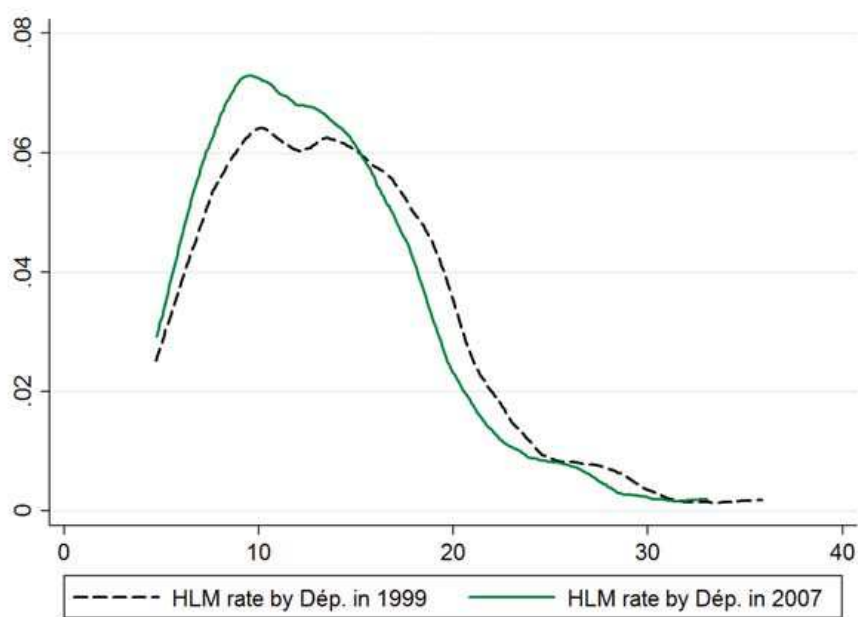
3.A Additional descriptive Statistics

All renters (<i>N</i> = 10221)	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
African immigrant	0.138*** (0.020)	0.123*** (0.020)	0.119*** (0.020)	0.108*** (0.020)	0.080*** (0.020)	0.050** (0.021)
Other immigrant	-0.004 (0.019)	-0.005 (0.019)	-0.007 (0.020)	-0.018 (0.020)	-0.022 (0.019)	-0.032 (0.020)
Location fixed effects	<i>No</i>	<i>R</i>	<i>D</i>	<i>E</i>	<i>D</i> × <i>S</i>	<i>M</i>
adj-R ²	0.14	0.16	0.17	0.19	0.22	0.30
Have moved... (<i>N</i> = 4471)	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
African immigrant	0.207*** (0.032)	0.195*** (0.033)	0.196*** (0.033)	0.194*** (0.033)	0.169*** (0.033)	0.148*** (0.038)
Other immigrant	-0.041 (0.029)	-0.041 (0.030)	-0.042 (0.030)	-0.052 (0.031)	-0.050 (0.030)	-0.053 (0.036)
Location controls	<i>No</i>	<i>R</i>	<i>D</i>	<i>E</i>	<i>D</i> × <i>S</i>	<i>M</i>
adj-R ²	0.15	0.16	0.17	0.18	0.21	0.26
... from a private rental (<i>N</i> = 3162)	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
African immigrant	0.187*** (0.041)	0.167*** (0.042)	0.176*** (0.042)	0.169*** (0.042)	0.169*** (0.042)	0.140*** (0.049)
Other immigrant	-0.032 (0.029)	-0.040 (0.030)	-0.033 (0.030)	-0.049 (0.030)	-0.041 (0.031)	-0.064* (0.037)
Location controls	<i>No</i>	<i>R</i>	<i>D</i>	<i>E</i>	<i>D</i> × <i>S</i>	<i>M</i>
adj-R ²	0.10	0.10	0.11	0.12	0.14	0.21
... from a HLM (<i>N</i> = 1309)	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
African immigrant	0.180*** (0.048)	0.181*** (0.051)	0.164*** (0.054)	0.179*** (0.057)	0.113** (0.058)	0.117 (0.078)
Other immigrant	-0.017 (0.067)	-0.011 (0.067)	-0.023 (0.068)	-0.006 (0.076)	-0.058 (0.075)	-0.015 (0.117)
Location controls	<i>No</i>	<i>R</i>	<i>D</i>	<i>E</i>	<i>D</i> × <i>S</i>	<i>M</i>
adj-R ²	0.15	0.15	0.16	0.20	0.23	0.32

Notes : (i) Ordinary-least-square estimates of an equation of the probability to be currently living in HLM. (ii) Standard errors in parentheses are clustered at the municipality level. Significance : * : 10%, ** : 5%, *** : 1% (iii) location controls : R = Region, S = City Size, D = Département, E = Employment Zone, M = Municipality. (iv) All regressions include the highest diploma of the respondent (four categories), the gender and age of the respondent, the household income by consumption unit and household size, the number of children and if the household is composed of a single parent with children. (v) Source : ENL 2002

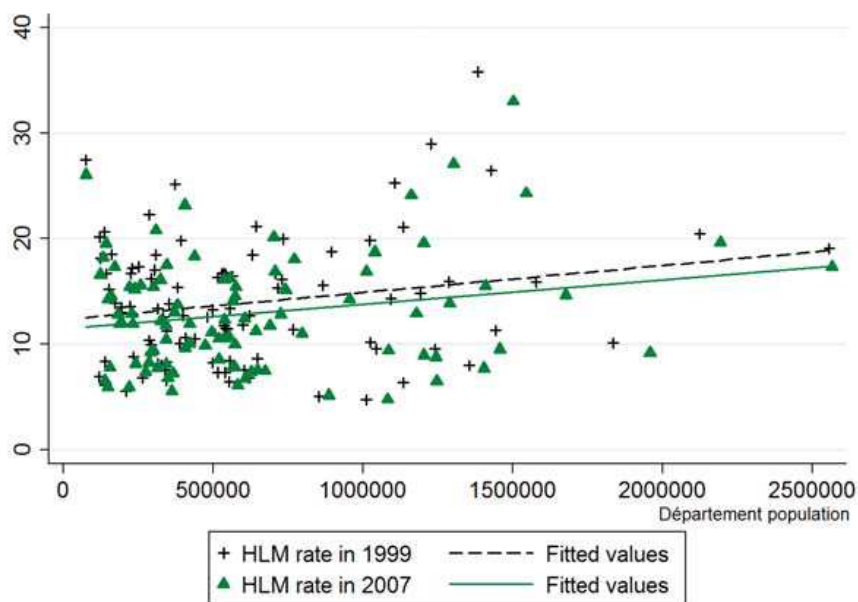
Tab. 3.13 – The probability of living in HLM for households who were renters four years before the survey and are still renters at the time of the survey

Fig. 3.3 – Distribution of the share of HLM by département (Source : Census 1999 and 2007)



Source : Census 1999 and 2007

Fig. 3.4 – Share of HLM and overall population by département (Source : Census 1999 and 2007)



Source : Census 1999 and 2007

	HLM (1)	Private (2)	Difference (3)	(4)
Number of rooms	3.29	2.98	0.32***	(0.02)
Size in squared meters	71.00	65.96	5.04***	(0.52)
Rent by squared meter (2002 euro)	4.49	7.44	-2.95***	(0.10)
Balcony (share)	0.43	0.35	0.08***	(0.01)
Private outdoor space (share)	0.18	0.30	-0.11***	(0.01)
Large bathtub (share)	0.80	0.59	0.21***	(0.01)
Safety device in the building (share)	0.43	0.35	0.08***	(0.01)
Parking space (share)	0.34	0.42	-0.08***	(0.01)
Double-glazing (share)	0.75	0.49	0.25***	(0.01)
Good-quality facade (share)	0.54	0.55	-0.01	(0.01)
Humidity (share)	0.30	0.33	-0.03***	(0.01)
Exposure to sun (share)	0.47	0.47	0.00	(0.01)
Good opinion on accessibility by public transportation (share)	0.71	0.63	0.08***	(0.01)
Number of levels in the building	4.33	2.69	1.64***	(0.07)
Building built between 1949 and 1974 (share)	0.50	0.27	0.23***	(0.01)
Building built between 1975 and 1981 (share)	0.16	0.09	0.09***	(0.01)
Building built between 1982 and 1989 (share)	0.11	0.06	0.05***	(0.00)
Building built after 1990 (share)	0.17	0.16	0.01**	(0.01)
N	5183	7183		

Notes : (i) Student tests comparing dwelling characteristics for HLM and private rentals (ii) Significance : * : 10%, ** : 5%, *** : 1% (iii) Sample : all tenants (iv) Source : ENL 2002

Tab. 3.14 – Dwelling characteristics, comparison between HLM and private tenants

3.B Additional tables and Figures

	HLM tenants (N = 4544)					
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
African immigrant	0.117** (0.052)	-0.012 (0.025)	-0.026 (0.020)	-0.055*** (0.016)	-0.061*** (0.014)	-0.054** (0.023)
Household income	7.57** (3.63)	2.60** (1.21)	1.56* (0.873)	1.82** (0.811)	1.89*** (0.659)	1.23* (0.621)
Household size	-0.020 (0.012)	-0.016* (0.009)	-0.016** (0.007)	-0.015 (0.010)	-0.012* (0.007)	-0.007 (0.007)
Number of children	0.029* (0.014)	0.017 (0.011)	-0.020* (0.010)	0.018* (0.010)	0.019** (0.008)	0.011 (0.007)
Middle-school degree	0.102* (0.030)	0.058*** (0.016)	0.047*** (0.013)	0.035** (0.014)	0.037** (0.014)	0.022* (0.013)
High-school degree	0.195*** (0.036)	0.118*** (0.022)	0.099*** (0.013)	0.01*** (0.019)	0.066** (0.023)	0.028** (0.012)
University degree	0.265*** (0.036)	0.190*** (0.019)	0.150*** (0.026)	0.108*** (0.012)	0.108*** (0.015)	0.056** (0.020)
Woman	0.011 (0.023)	0.005 (0.021)	0.001 (0.020)	0.016 (0.016)	0.028** (0.011)	0.005 (0.012)
Single parent	0.018 (0.026)	0.015 (0.024)	0.005 (0.020)	0.011 (0.013)	-0.012 (0.010)	0.011 (0.073)
Year of arrival in the dwelling	-0.004* (0.002)	-0.001 (0.001)	0.000 (0.001)	0.001** (0.001)	0.001** (0.001)	0.001 (0.001)
Occupation dummies (8)	X	X	X	X	X	X
Location fixed effects	No	R	D	E	D × S	M
adjusted R ²	0.10	0.34	0.46	0.65	0.63	0.84

Notes : (i) Ordinary-least-square estimates of an equation of the log of neighborhood quality. (ii) Standard errors in parentheses are clustered at the region level. Significance : * : 10%, ** : 5%, *** : 1% (iii) income is household income by consumption unit (in millions of euros) (iv) Sample : All HLM tenants for which information on neighborhood quality is provided (v) Source : ENL 2002

Tab. 3.15 – Neighborhood quality as a function of location and household characteristics for HLM tenants, additional estimates

	HLM tenants		Private tenants	
	(1)	(2)	(3)	(4)
Household income	-4.14*** (0.55)	-3.71*** (0.56)	-2.66*** (0.46)	-1.92*** (0.49)
Household size	0.39*** (0.04)	0.47*** (0.05)	0.10* (0.06)	0.42*** (0.07)
Number of children	-0.17*** (0.05)	-0.20*** (0.06)	0.04 (0.07)	0.09 (0.08)
Middle-school degree	-0.52*** (0.07)	-0.55*** (0.07)	-0.72*** (0.09)	-0.71*** (0.10)
High-school degree	-0.005 (0.11)	-0.02 (0.11)	-0.44*** (0.10)	-0.50*** (0.11)
University degree	0.35*** (0.11)	0.29** (0.11)	-0.22** (0.10)	-0.29*** (0.11)
Woman	-0.15* (0.09)	-0.16* (0.09)	-0.30*** (0.09)	-0.28*** (0.09)
Single parent	-0.25** (0.12)	-0.26** (0.12)	0.28** (0.13)	0.46*** (0.14)
Year of arrival in the dwelling	0.01** (0.00)	0.01** (0.00)	-0.00 (0.00)	-0.01 (0.00)
Occupation dummies (8)	X	X	X	X
Dwelling characteristics		X		X
R ²	0.19	0.24	0.11	0.23
N	4544		6299	

Notes : (i) Probit estimates of an equation of the probability that the household head is an African immigrant. (ii) Standard errors in parentheses are clustered at the region level. Significance : * : 10%, ** : 5%, *** : 1% (iii) income is household income by consumption unit (in 100,000 euros) and other controls include : are the same as in Tables 3.2 and 3.3 (iv) Sample : All tenants for which information on neighborhood quality is provided (v) Source : ENL 2002

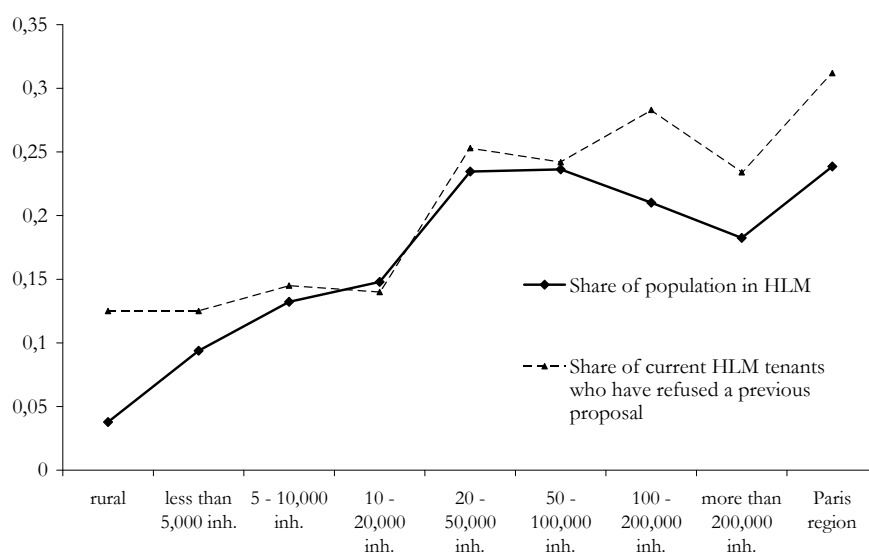
Tab. 3.16 – Propensity score estimates of being an African immigrant for HLM and private tenants

	(1)	(2)	(3)	(4)
$\log(\text{NQL}) \times (\text{African immigrant})$	0.163*** (0.046)	0.153*** (0.043)	0.132*** (0.042)	0.302*** (0.046)
$\log(\text{NQL}) \times (\text{Non immigrant})$	0.050** (0.020)	0.041** (0.018)	0.069*** (0.020)	0.270*** (0.034)
African immigrant	0.049 (0.032)	0.074** (0.031)	0.060** (0.026)	0.087*** (0.028)
Household characteristics		X	X	X
Dwelling characteristics			X	X
Location fixed effects	No	No	No	M
adj-R ²	0.01	0.02	0.10	0.11
N	10843			

Notes : (i) Ordinary-least-square estimates of an equation of the part of the log of neighborhood-related grade unexplained by the log of dwelling-related grade. (ii) Standard errors in parentheses are clustered at the region level. Significance : c : 10%, b : 5%, a : 1% (iii) location controls : R = Region, D = Département, E = Employment Area, S = City Size, M = Municipality (iv) all regressions control for dwelling characteristics : many items on the comfort and size of the dwelling, on the size, the construction date, the accessibility and the security of the building (v) Source : ENL 2002

Tab. 3.17 – Part of the grade given to the neighborhood not explained by the grade given to the dwelling as a function of neighborhood quality, dwelling characteristics and location

Fig. 3.5 – Proportion of previous refusals among current HLM applicants and of HLMs in total housing stock, by city size



Source : ENL 2002 and Census 1999

Recent HLM tenants (N =1825)						
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
African immigrant	-0.010 (0.081)	-0.166*** (0.039)	-0.168*** (0.046)	-0.150*** (0.034)	-0.166*** (0.040)	-0.082* (0.045)
Municipal management (MM)	0.030 (0.071)	-0.058 (0.037)	-0.068** (0.029)	-0.044* (0.022)	-0.018 (0.030)	0.033 (0.025)
African immigrant × MM	0.302*** (0.067)	0.200*** (0.037)	0.132*** (0.030)	0.093*** (0.031)	0.057** (0.030)	0.065 (0.050)
Previous refusal (PR)	0.036 (0.048)	0.024 (0.027)	0.007 (0.023)	-0.003 (0.020)	-0.019 (0.026)	0.009 (0.021)
African immigrant × PR	0.074 (0.079)	0.112 ^c (0.058)	0.153 ^b (0.073)	0.069 ^c (0.038)	0.131 ^b (0.051)	-0.007 (0.058)
Individual characteristics	X	X	X	X	X	X
Location fixed effects	No	R	D	E	D × S	M
adjusted R ²	0.11	0.31	0.44	0.66	0.64	0.84
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
African immigrant	-0.038 (0.064)	-0.145*** (0.037)	-0.137*** (0.042)	-0.121*** (0.031)	-0.138*** (0.038)	-0.061 (0.040)
Municipal management (MM)	0.058 (0.050)	-0.027 (0.028)	-0.042** (0.019)	-0.031* (0.017)	-0.016 (0.023)	0.020 (0.021)
African immigrant × MM	0.185*** (0.057)	0.131*** (0.039)	0.087*** (0.031)	0.055* (0.032)	0.059** (0.026)	0.062 (0.043)
Previous refusal (PR)	0.013 (0.039)	0.012 (0.028)	-0.000 (0.025)	-0.007 (0.020)	-0.020 (0.026)	0.005 (0.019)
African immigrant × PR	0.092 (0.068)	0.121** (0.054)	0.154** (0.072)	0.076** (0.035)	0.133** (0.056)	0.008 (0.057)
Individual characteristics	X	X	X	X	X	X
Dwelling characteristics	X	X	X	X	X	X
Location fixed effects	No	R	D	E	D × S	M
adjusted R ²	0.22	0.36	0.47	0.68	0.66	0.85

Notes : (i) Ordinary-least-square estimates of an equation of the log of neighborhood quality. (ii) Standard errors in parentheses are clustered at the region level. Significance : * : 10%, ** : 5%, *** : 1% (iii) Controls are the same as in Tables 3.2 or 3.3 (iv) Sample : All recent HLM tenants for which information on neighborhood quality is provided (v) Source : ENL 2002

Tab. 3.18 – Neighborhood quality as a function of location, household and dwelling characteristics, past refusals and the institutional nature of the HLM agency

3.C To be or not to be in ZUS

HLM tenants (N = 4835)						
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
African immigrant	0.189*** (0.043)	0.193*** (0.043)	0.176*** (0.034)	0.144*** (0.028)	0.125*** (0.027)	0.078*** (0.018)
Individual characteristics	X	X	X	X	X	X
Location fixed effects	No	R	D	E	D × S	M
adjusted R ²	0.05	0.05	0.11	0.17	0.19	0.47
Private tenants (N = 6754)						
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
African immigrant	0.109*** (0.029)	0.104*** (0.033)	0.093** (0.035)	0.088** (0.033)	0.088** (0.034)	0.061* (0.033)
Individual characteristics	X	X	X	X	X	X
Location fixed effects	No	R	D	E	D × S	M
adjusted R ²	0.02	0.04	0.06	0.09	0.09	0.27

Notes : (i) Ordinary-least-square estimates of an equation of the probability to live in ZUS. (ii) Standard errors in parentheses are clustered at the region level. Significance : * : 10%, ** : 5%, *** : 1% (iii) Controls are the same as in Table 3.2 (iv) Sample : All HLM tenants (v) Source : ENL 2002

Tab. 3.19 – Probability to live in ZUS as a function of location and household characteristics

HLM tenants (N = 4835)						
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
African immigrant	0.105*** (0.020)	0.117*** (0.018)	0.111*** (0.016)	0.096*** (0.016)	0.088*** (0.017)	0.057*** (0.014)
Individual characteristics	X	X	X	X	X	X
Dwelling characteristics	X	X	X	X	X	X
Location fixed effects	No	R	D	E	D × S	M
adjusted R ²	0.18	0.19	0.22	0.26	0.26	0.51
Private tenants (N = 6754)						
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
African immigrant	0.094*** (0.027)	0.093*** (0.030)	0.085** (0.032)	0.082** (0.030)	0.084** (0.032)	0.060* (0.031)
Individual characteristics	X	X	X	X	X	X
Dwelling characteristics	X	X	X	X	X	X
Location fixed effects	No	R	D	E	D × S	M
adjusted R ²	0.04	0.06	0.08	0.11	0.10	0.27

Notes : (i) Ordinary-least-square estimates of an equation of the probability to live in ZUS. (ii) Standard errors in parentheses are clustered at the region level. Significance : * : 10%, ** : 5%, *** : 1% (iii) Controls are the same as in Table 3.3 (iv) Sample : All HLM tenants (v) Source : ENL 2002

Tab. 3.20 – Probability to live in ZUS as a function of location, dwelling characteristics and household characteristics

HLM tenants (N = 4835)						
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
African immigrants	0.433	0.428	0.412	0.384	0.373	0.318
Non immigrants	0.215	0.216	0.217	0.221	0.222	0.228
Difference unmatched	0.218*** (0.020)	0.212*** (0.020)	0.194*** (0.019)	0.163*** (0.018)	0.151*** (0.018)	0.090*** (0.013)
African immigrants matched	0.433	0.428	0.412	0.384	0.373	0.318
Non immigrants matched	0.246	0.246	0.249	0.257	0.262	0.252
ATT	0.186*** (0.026)	0.182*** (0.026)	0.162*** (0.025)	0.126*** (0.024)	0.111*** (0.024)	0.066*** (0.017)
Dependent variable	ZUS^{No}	ZUS^R	ZUS^D	ZUS^E	$ZUS^{D \times S}$	ZUS^M
Out of common support	African immigrants : 0/497, non immigrants : 0/4338					
Private tenants (N = 6754)						
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
African immigrants	0.153	0.144	0.130	0.125	0.125	0.091
Non immigrants	0.034	0.035	0.035	0.035	0.035	0.037
Difference unmatched	0.119*** (0.012)	0.109*** (0.011)	0.095*** (0.011)	0.089*** (0.011)	0.089*** (0.011)	0.054*** (0.009)
African immigrants matched	0.153	0.144	0.130	0.125	0.125	0.091
Non immigrants matched	0.042	0.042	0.042	0.042	0.042	0.041
ATT	0.111*** (0.021)	0.102*** (0.021)	0.088*** (0.021)	0.083*** (0.020)	0.083*** (0.020)	0.050*** (0.016)
Dependent variable	ZUS^{No}	ZUS^R	ZUS^D	ZUS^E	$ZUS^{D \times S}$	ZUS^M
Out of common support	African immigrants : 0/294, non immigrants : 0/6460					

Notes : (i) Average Treatment Effect : difference in the average of the residual probability to live in ZUS between African immigrants and a matched sample of non-immigrants. Kernel matching based on an Epanechnikov distribution with a 10% bandwidth. The residual probability is obtained using the same method as the one described in the text for the residual log(NQI) (ii) Matching variables are the same as in Table 3.2 (iii) Significance of the difference : * : 10%, ** : 5%, *** : 1% (iv) Source : ENL 2002

Tab. 3.21 – Residual probability to live in ZUS : kernel matching on household characteristics

HLM tenants (N = 4835)						
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
African immigrants	0.433	0.444	0.437	0.415	0.405	0.350
Non immigrants	0.215	0.214	0.215	0.217	0.218	0.224
Difference unmatched	0.218*** (0.020)	0.230*** (0.020)	0.222*** (0.019)	0.198*** (0.018)	0.187*** (0.018)	0.126*** (0.014)
African immigrants matched	0.433	0.444	0.437	0.415	0.405	0.350
Non immigrants matched	0.349	0.346	0.350	0.349	0.346	0.312
ATT	0.084*** (0.028)	0.098*** (0.027)	0.087*** (0.026)	0.066*** (0.025)	0.060** (0.025)	0.038** (0.019)
Dependent variable	ZUS^{No}	ZUS^R	ZUS^D	ZUS^E	$ZUS^{D \times S}$	ZUS^M
Out of common support	African immigrants : 0/497, non immigrants : 0/4338					
Private tenants (N = 6754)						
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
African immigrants	0.153	0.148	0.138	0.132	0.131	0.091
Non immigrants	0.034	0.034	0.035	0.035	0.035	0.037
Difference unmatched	0.119*** (0.012)	0.113*** (0.011)	0.103*** (0.011)	0.096*** (0.011)	0.096*** (0.011)	0.054*** (0.009)
African immigrants matched	0.151	0.145	0.136	0.129	0.129	0.092
Non immigrants matched	0.067	0.063	0.062	0.058	0.056	0.051
ATT	0.084*** (0.022)	0.082*** (0.022)	0.074*** (0.021)	0.071*** (0.021)	0.073*** (0.021)	0.041** (0.017)
Dependent variable	ZUS^{No}	ZUS^R	ZUS^D	ZUS^E	$ZUS^{D \times S}$	ZUS^M
Out of common support	African immigrants : 2/294, non immigrants : 0/6460					

Notes : (i) Average Treatment Effect : difference in the average of the residual probability to live in ZUS between African immigrants and a matched sample of non-immigrants. Kernel matching based on an Epanechnikov distribution with a 10% bandwidth. The residual probability is obtained using the same method as the one described in the text for the residual log(NQI) (ii) Matching variables are the same as in Table 3.2 (iii) Significance of the difference : * : 10%, ** : 5%, *** : 1% (iv) Source : ENL 2002

Tab. 3.22 – Residual probability to live in ZUS : kernel matching on household and dwelling characteristics

HLM tenants (N = 4835)						
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
African immigrants	0.433	0.433	0.433	0.433	0.433	0.433
Non immigrants matched	0.233	0.203	0.280	0.276	0.280	0.342
Difference matched	0.199*** (0.037)	0.229*** (0.031)	0.153*** (0.032)	0.157*** (0.031)	0.153*** (0.032)	0.091*** (0.028)
Strata	No	R	D	E	D × S	M
Out of common support	Africans : 0/497, non immigrants : 0/4338					
Private tenants (N = 6754)						
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
African immigrants	0.153	0.153	0.153	0.153	0.153	0.153
Non immigrants matched	0.065	0.037	0.068	0.068	0.068	0.112
Difference matched	0.088*** (0.024)	0.116*** (0.025)	0.085*** (0.032)	0.085*** (0.027)	0.085*** (0.032)	0.041 (0.030)
Strata	No	R	D	E	D × S	M
Out of common support	Africans : 0/294, non immigrants : 0/6889					

Notes : (i) Average Treatment Effect : difference in the average of log(NQI) between African immigrants and a matched sample of non-immigrants. Closest neighbor matching based on the distance defined in the text. (ii) Matching variables are the same as in Table 3.2 (iii) Significance : * : 10%, ** : 5%, *** : 1% (iv) Source : ENL 2002

Tab. 3.23 – Probability to live in ZUS : Stratified Mahalanobis matching on household characteristics and location

HLM tenants (N = 4835)						
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
African immigrants	0.433	0.433	0.433	0.433	0.433	0.433
Non immigrants matched	0.346	0.310	0.300	0.306	0.300	0.398
Difference matched	0.087** (0.042)	0.123*** (0.030)	0.133*** (0.029)	0.127*** (0.030)	0.133*** (0.028)	0.034 (0.028)
Strata	No	R	D	E	D × S	M
Out of common support	Africans : 0/497, non immigrants : 0/4338					
Private tenants (N = 6754)						
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
African immigrants	0.153	0.153	0.153	0.153	0.153	0.154
Non immigrants matched	0.065	0.058	0.068	0.075	0.068	0.112
Difference matched	0.088*** (0.034)	0.095*** (0.025)	0.085*** (0.027)	0.078*** (0.028)	0.085*** (0.029)	0.041 (0.028)
Strata	No	R	D	E	D × S	M
Out of common support	Africans : 0/280, non immigrants : 0/6019					

Notes : (i) Average Treatment Effect : difference in the average of log(NQI) between African immigrants and a matched sample of non-immigrants. Closest neighbor matching based on the distance defined in the text. (ii) Matching variables are the same as in Table 3.3 (iii) Significance : * : 10%, ** : 5%, *** : 1% (iv) Source : ENL 2002

Tab. 3.24 – Probability to live in ZUS : Stratified Mahalanobis matching on household and dwelling characteristics and location

3.D A Paris effect ?

HLM tenants (N = 3622)						
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
African immigrant	0.037 (0.033)	-0.004 (0.033)	-0.018 (0.026)	-0.058** (0.022)	-0.066*** (0.020)	-0.070** (0.023)
Household characteristics	X	X	X	X	X	X
Location fixed effects	No	R	D	E	D × S	M
adjusted R ²	0.05	0.13	0.28	0.55	0.53	0.77
Private tenants (N = 5271)						
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
African immigrant	0.158*** (0.044)	0.077** (0.032)	0.042* (0.021)	-0.015 (0.028)	-0.025 (0.021)	-0.054 (0.039)
Household characteristics	X	X	X	X	X	X
Location fixed effects	No	R	D	E	D × S	M
adjusted R ²	0.18	0.30	0.43	0.67	0.70	0.90

Notes : The same as in Table 3.2

Tab. 3.25 – Neighborhood quality as a function of location and household characteristics (excluding Paris urban area)

HLM tenants (N = 3622)						
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
African immigrant	0.013 (0.031)	-0.009 (0.034)	-0.017 (0.029)	-0.047** (0.021)	-0.047** (0.021)	-0.054* (0.027)
Individual characteristics	X	X	X	X	X	X
Dwelling characteristics	X	X	X	X	X	X
Location fixed effects	No	R	D	E	D × S	M
adjusted R ²	0.12	0.18	0.31	0.57	0.55	0.78
Private tenants (N = 5271)						
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
African immigrant	0.049 (0.034)	-0.005 (0.029)	-0.017 (0.019)	-0.044* (0.023)	-0.036* (0.019)	-0.054 (0.038)
Controls : same as above	X	X	X	X	X	X
Location fixed effects	No	R	D	E	D × S	M
adjusted R ²	0.36	0.43	0.51	0.70	0.71	0.90

Notes : The same as in Table 3.3

Tab. 3.26 – Neighborhood quality as a function of location, household and dwelling characteristics (excluding Paris urban area)

HLM tenants (N = 3622)						
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
African immigrants	-1.408	-1.435	-1.442	-1.473	-1.478	-1.469
Non immigrants	-1.405	-1.402	-1.401	-1.398	-1.398	-1.399
Difference unmatched	-0.003 (0.028)	-0.033 (0.027)	-0.041* (0.024)	-0.075*** (0.019)	-0.080*** (0.019)	-0.070*** (0.012)
African immigrants matched	-1.407	-1.435	-1.442	-1.473	-1.478	-1.469
Non immigrants matched	-1.483	-1.467	-1.462	-1.442	-1.441	-1.422
ATT	0.075** (0.033)	0.032 (0.031)	0.021 (0.028)	-0.031 (0.023)	-0.037 (0.023)	-0.047*** (0.016)
Dependent variable	$\log NQI^{No}$	$\log NQI^R$	$\log NQI^D$	$\log NQI^E$	$\log NQI^{D \times S}$	$\log NQI^M$
Out of common support	Africans : 0/325, non immigrants : 0/3297					
Private tenants (N = 5251)						
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
African immigrants	-1.098	-1.170	-1.201	-1.241	-1.243	-1.247
Non immigrants	-1.191	-1.189	-1.189	-1.187	-1.187	-1.187
Difference unmatched	0.093** (0.045)	0.019 (0.042)	-0.012 (0.037)	-0.053** (0.027)	-0.055** (0.025)	-0.059*** (0.013)
African immigrants matched	-1.092	-1.165	-1.195	-1.239	-1.241	-1.246
Non immigrants matched	-1.215	-1.210	-1.207	-1.201	-1.199	-1.193
ATT	0.123*** (0.040)	0.045 (0.040)	0.012 (0.036)	-0.038 (0.027)	-0.042 (0.026)	-0.054*** (0.017)
Dependent variable	$\log NQI^{No}$	$\log NQI^R$	$\log NQI^D$	$\log NQI^E$	$\log NQI^{D \times S}$	$\log NQI^M$
Out of common support	Africans : 1/139, non immigrants : 0/5131					

Notes : The same as in Table 3.4

Tab. 3.27 – Residual $\log(NQI)$: kernel matching on household characteristics (excluding Paris urban area)

HLM tenants (N = 3622)						
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
African immigrants	-1.408	-1.426	-1.435	-1.472	1.484	1.484
Non immigrants	-1.405	-1.403	-1.402	-1.398	-1.397	-1.397
Difference unmatched	-0.005 (0.028)	-0.023 (0.027)	-0.033 (0.024)	-0.074*** (0.019)	-0.087*** (0.019)	-0.087*** (0.012)
African immigrants matched	-1.408	-1.426	-1.435	-1.472	-1.484	-1.484
Non immigrants matched	-1.435	-1.433	-1.441	-1.435	-1.443	-1.443
ATT	0.027 (0.035)	0.007 (0.034)	0.006 (0.030)	-0.037 (0.024)	-0.041* (0.025)	-0.041** (0.017)
Dependent variable	$\log NQI^{No}$	$\log NQI^R$	$\log NQI^D$	$\log NQI^E$	$\log NQI^{D \times S}$	$\log NQI^M$
Out of common support	Africans : 0/325, non immigrants : 0/3297					
Private tenants (N = 5271)						
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
African immigrants	-1.098	-1.148	-1.171	-1.213	-1.224	-1.239
Non immigrants	-1.191	-1.190	-1.189	-1.188	-1.188	-1.188
Difference unmatched	0.093** (0.045)	0.042 (0.042)	0.018 (0.038)	-0.025 (0.028)	-0.036 (0.026)	-0.052*** (0.013)
African immigrants matched	-1.098	-1.148	-1.171	-1.213	-1.224	-1.239
Non immigrants matched	-1.202	-1.201	-1.202	-1.201	-1.216	-1.204
ATT	0.104** (0.042)	0.053 (0.042)	0.031 (0.037)	-0.012 (0.028)	-0.008 (0.028)	-0.036** (0.017)
Dependent variable	$\log NQI^{No}$	$\log NQI^R$	$\log NQI^D$	$\log NQI^E$	$\log NQI^{D \times S}$	$\log NQI^M$
Out of common support	Africans : 0/140, non immigrants : 0/5131					

Notes : The same as in Table 3.5

Tab. 3.28 – Residual $\log(NQI)$: kernel matching on household and dwelling characteristics (excluding Paris urban area)

HLM tenants (N = 3622)						
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
African immigrants	-1.408	-1.408	-1.408	-1.408	-1.408	-1.408
Non immigrants matched	-1.490	-1.405	-1.317	-1.355	-1.317	-1.304
Difference matched	0.082*	-0.003	-0.091**	-0.052	-0.091**	-0.104***
	(0.043)	(0.028)	(0.038)	(0.036)	(0.038)	(0.031)
Strata	<i>No</i>	<i>R</i>	<i>D</i>	<i>E</i>	<i>D</i> × <i>S</i>	<i>M</i>
Out of common support	Africans : 0/325, non immigrants : 0/3297					
Private tenants (N =5271)						
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
African immigrants	-1.098	-1.098	-1.098	-1.098	-1.098	-1.098
Non immigrants matched	-1.223	-1.116	-1.191	-1.061	-1.062	-1.048
Difference matched	0.125**	0.017	0.093	-0.037	-0.036	-0.051
	(0.059)	(0.053)	(0.045)	(0.036)	(0.041)	(0.033)
Strata	<i>No</i>	<i>R</i>	<i>D</i>	<i>E</i>	<i>D</i> × <i>S</i>	<i>M</i>
Out of common support	Africans : 0/140, non immigrants : 0/5131					

Notes : The same as in Table 3.6

Tab. 3.29 – Log(NQI) : stratified Mahalanobis matching on household characteristics and location (excluding Paris urban area)

HLM tenants (N = 3622)						
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
African immigrants	-1.408	-1.408	-1.408	-1.408	-1.408	-1.408
Non immigrants matched	-1.490	-1.377	-1.395	-1.364	-1.349	-1.331
Difference matched	0.082*	-0.031	-0.013	-0.043	-0.058*	-0.076**
	(0.044)	(0.037)	(0.032)	(0.034)	(0.034)	(0.030)
Strata	<i>No</i>	<i>R</i>	<i>D</i>	<i>E</i>	<i>D × S</i>	<i>M</i>
Out of common support	Africans : 0/325, non immigrants : 0/3297					
Private tenants (N = 5271)						
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
African immigrants	-1.098	-1.098	-1.098	-1.098	-1.098	-1.098
Non immigrants matched	-1.205	-1.124	-1.074	-1.075	-1.067	-1.063
Difference matched	0.107	0.026	-0.024	-0.023	-0.031	-0.035
	(0.064)	(0.050)	(0.045)	(0.036)	(0.039)	(0.032)
Strata	<i>No</i>	<i>R</i>	<i>D</i>	<i>E</i>	<i>D × S</i>	<i>M</i>
Out of common support	Africans : 0/140, non immigrants : 0/5131					

Notes : The same as in Table 3.7

Tab. 3.30 – Log(NQI) : stratified Mahalanobis matching on household and dwelling characteristics and location (excluding Paris urban area)

3.E Wait and see, you will end up in better company

The probability to have refused a HLM proposal is positively correlated with current income and this correlation is robust to the control by other individual characteristics and local effects. If income was fixed³⁰, it could be argued that the decision is driven by the level of reservation utility, which increases with income.³¹ However, empirically, it is difficult to ensure that such correlation is not driven by reverse causality and omitted variables. Indeed, the decision to refuse a proposal does not only depend on the characteristics of the offer itself. For example, the general quality of the local HLM supply is expected to have an ambiguous impact on the refusal decision since better offers should be less rejected but a larger share of good-quality slots should also make applicants with a bad draw retry their luck more often. This makes it difficult to interpret any simple regression of current neighborhood quality on past refusals in a causal fashion. Moreover, from a theoretical perspective, the simple reservation-utility story does not take the rationing of HLMs into account, nor the fact that HLMs act as an insurance device against the risk of losing one's private dwelling in the event of a negative income shock. One way to tackle with both empirical and theoretical issues is to address them jointly and try and perform a more structural analysis of the determinants of a refusal, where the convergent analysis of several identified effects will give more weight to the story.

³⁰On the labor market, the positive impact of non-income wealth on the length of unemployment has long been verified (Stancanelli (1999)).

³¹Imagine a Cobb-Douglas framework where the level of utility depends on q , the quality of the neighborhood, priced π on the private rental market and zero on the HLM market, and a set of other consumption goods taken as numeraire. On the HLM market, people who apply to a given HLM market are randomly assigned to a neighborhood quality q_S and enjoy utility $U^{HLM} = Aq_S^\alpha M^{1-\alpha}$. On the private market, households choose $q^* = M\alpha/\pi$ and enjoy utility $U^P = A(q^*)^\alpha [M(1-\alpha)]^{1-\alpha}$.

3.E.1 Applicant behavior under income uncertainty

I consider a simple dynamic model where applicants to public housing are both defined by tenancy status $j = P, S$ (for private and social/public housing) and job status $i = E, U$ (for employed and unemployed). They apply for public housing to insure against unemployment risk, because private tenants who become unemployed must depart from their dwelling and live in precarious conditions until they find another job or receive a public housing offer, whereas public tenants do not have to change their housing consumption when unemployed. Unlike public housing, which is rationed, private housing is instantaneously accessible. Employed workers become unemployed with rate $\delta_E = u$ and unemployed workers find a job with rate $\delta_U = v$. We assume that $v \geq u$, so that more people are employed than unemployed. Public housing offers arrive at rate η which does not depend on the strategies adopted (partial equilibrium framework). Finally, public housing tenants may depart (unvoluntarily) with rate s , but only when they are employed : Let $s_E > s_U = 0$. Let x_j^i the level of instant utility of a type- i worker and type- j tenant. We have $x_P^E > x_P^U = 0$ and $x_S^E = x_S^U = x_S > 0$. The value functions which determine the actions taken by applicants are the following :

$$r\Pi_S^i = x_S + \delta_i [\Pi_S^{-i} - \Pi_S^i] + s_i [\Pi_P^i - \Pi_S^i] \quad (3.6)$$

$$r\Pi_P^i = x_P^i + \delta_i [\Pi_P^{-i} - \Pi_P^i] + \eta [\max\{\Pi_S^i; \Pi_P^i\} - \Pi_P^i] \quad (3.7)$$

Applicants face three possible strategies : never refuse an offer, refuse an offer only when they are employed and always refuse offers. However, note that the third strategy is not compatible with having applied in the first place. Let R^{ho} denote the event "refusing a proposal". If we consider the aggregation of all local housing markets, let Φ denote the cumulative distribution function of x_S/x_P . After solving the three corresponding systems,

we get the following :

$$\Pr(R^{ho}|E) = \Phi[1 - u/(r + v + u + \eta)] \quad (3.8)$$

With $\Pr(E) = v/(u + v)$, we can compute the average probability $\Pr(R^{ho}) = \frac{v}{v+u} \Phi\left[\frac{r+v+\eta}{r+v+u+\eta}\right]$

and we get the following comparative statics :

$$\partial \Pr(R^{ho}) / \partial j \geq 0, \forall j = v, \eta, r \quad (3.9)$$

$$\partial \Pr(R^{ho}) / \partial u \leq 0 \quad (3.10)$$

Proposition 3.E.1. (i) *Unemployment risk. The rejection probability should decrease in the level of unemployment risk and increase in the job finding rate.* (ii) *Rationing. The rejection probability should increase in the arrival rate of housing offers.* (iii) *Risk aversion. The rejection probability should increase in the discount rate.*

The simple story about reservation may be added to the framework, by considering that applicants differ in labor income w which only impacts x_P , with $\partial x_P / \partial w > 0$. In that case, we have to consider a continuum of distributions Φ_w , where $w < w' \Rightarrow \Phi_w > \Phi_{w'}$ and we get $\partial \Pr(R) / \partial w \geq 0$.

Proposition 3.E.2. *If the dynamic unemployment-risk story is more (resp., less) relevant than the static reservation-utility story, then the rejection probability is more (resp., less) negatively impacted by unemployment risk than it is positively impacted by current income.*

One way to enrich this framework is to allow for heterogeneous public housing quality and on-the-job search. In this situation, on-the-job search designates the possibility for current public housing tenants to apply for another public dwelling of better quality. We now consider that public housing units can either be H of quality q_H in proportion π and L of quality q_L in proportion $(1 - \pi)$, with $q_H > q_L$. We assume that π is exogenous. Public

tenants in unit L enjoy instant utility x_{SL} and keep searching for H . We assume that applicants never refuse H because $x_{SH} \geq x_P$; hence, we only focus on the cases when applicants consider whether they should reject a type- L proposal or not. On-the-job searchers receive offers at rate η_S whereas other applicants receive offers at rate η_P . The new value functions are the following :

$$r\Pi_P^i = x_P^i + \delta_i [\Pi_P^{-i} - \Pi_P^i] + \eta_P [\pi \Pi_{SH}^i + (1 - \pi) \max \{ \Pi_{SL}^i; \Pi_P^i \} - \Pi_P^i] \quad (3.11)$$

$$r\Pi_{SL}^i = x_{SL}^i + \delta_i [\Pi_{SL}^{-i} - \Pi_{SL}^i] + s_i [\Pi_P^i - \Pi_{SL}^i] + \eta_S \pi [\Pi_{SH}^i - \Pi_{SL}^i] \quad (3.12)$$

$$r\Pi_{SH}^i = x_{SH}^i + \delta_i [\Pi_{SH}^{-i} - \Pi_{SH}^i] + s_i [\Pi_P^i - \Pi_{SH}^i] \quad (3.13)$$

Since unemployed applicants may well decide to reject type- L offers, applicants now have to choose between three possible strategies. If we consider the aggregation of all local public housing markets (which we assume are all composed of π type- H and $(1 - \pi)$ type- L units), let Φ_L denote the cumulative distribution function of x_{SL}/x_P . After solving the three corresponding systems, we get Ψ_i the solution to equation $\Pr(R|E, i) = \Phi_L(\Psi_i)$. The probability of refusal is now $\Pr(R) = (1 - \pi) [(v/(u + v)) \Phi_L(\Psi_E) + (u/(u + v)) \Phi_L(\Psi_U)]$. The impact of π on $\Pr(R)$ is ambiguous. The direct effect, which goes through $(1 - \pi)$, is negative : the more numerous the high-quality offers, the less likely to reject an offer. However, the indirect effect may be positive, depending on the sign of $(\eta_P - \eta_S)$. In particular, straightforward computations show that $\eta_P \geq \eta_S \Leftrightarrow \partial \Psi_E / \partial \pi \geq 0$. If on-the-job search is less efficient, then an increase in quality will increase the incentive for employed applicants to reject low-quality proposals, since they know that the probability to get a high-quality proposal in the future is high.³²

Finally, the impact of the heterogeneity of the public housing supply is determined by

³²The same reasoning may in principle be applied to unemployed applicants as well, but since they also care about their current situation, this is not as straightforward. However, one can easily verify the following two implications : $\eta_S = \eta_P \Rightarrow \partial \Psi_U / \partial \pi \leq 0$ and $\eta_S = 0 \Rightarrow \partial \Psi_U / \partial \pi \geq 0$. Both are compatible with the previous equivalence on employed applicants.

the sign of $\Pr(R^{he}) - \Pr(R^{ho})$. It can be shown that this expression is positive for a large set of distributions Φ_L and Φ_H . If this is the case, then the probability to reject a proposal should increase in the heterogeneity of the public housing supply.

3.E.2 The determinants of a rejection

I estimate an equation of the probability to have refused a HLM proposal in the recent past. I choose to focus on this general question rather than on the specific question regarding whether applicants have refused a proposal specifically because they did not like its location. Even if both variables are declarative in nature, the second one is even more subjective and might not be very reliable. In particular, one may think that people tend to underestimate the role played by location and/or voluntarily prefer minimizing its importance, for the sake of appearance. I consider two different samples : the sample of HLM tenants who have recently moved in for less than four years and the sample of all households who were asked whether they had the opportunity to refuse a proposal or not, which includes the former but also, the households who are currently waiting for a proposal. The purpose of this empirical investigation is threefold : first, check whether the probability of refusal is different for African immigrants ; second, assess the respective importance of current income and unemployment probability in the rejection decision and finally, study whether the characteristics of the public housing supply (rationing and quality) really impact this decision.

I consider several specifications which depend on the number of local controls. If income dynamics matter in the rejection decision, the individual probability to become unemployed should be negatively correlated with the probability to refuse an offer. On the other hand, if the simple story about reservation utility is more relevant, controlling for the individual level of income should make the previous effect disappear. With the ENL, I compute the expected probability $\Pr(\widehat{u_{2002}})$ for the respondent to be unemployed in 2002 given past

unemployment status, individual controls in 1997 and location in 1997. Then $\widehat{\Pr(u_{2002})}$ is included in a probit model of the probability to have refused a HLM proposal, with bootstrapped standard errors (100 draws).

I use the following proxies : $\widehat{\Pr(u_{2002})}$ for u , Inc for x_P , and the other individual controls include : age, diploma, gender, household size in 1997, the fact to live HLM in 1997 and to be unemployed in 1997. I also include a dummy variable indicating if the household head is an African immigrant. For the matching rate η , I use HLM rates by département (from the 1999 Census) and for π , administrative data on HLM construction date by département. I also include region fixed effects and city size dummies. For the applicant i , living in area $z(i)$, I estimate the following equation :

$$\Pr(R)_{i,[1997;2002]} = \beta_0 + \beta_1 \widehat{\Pr(u)}_{i,[1997;2002]} + \beta_2 Inc_{i,2002} + \mathbf{X}_{i,1997} \boldsymbol{\beta} + \mathbf{Z}_{z(i),2002} \boldsymbol{\gamma} + \varepsilon_i \quad (3.14)$$

where $\mathbf{X}_i$ and $\mathbf{Z}_i$ are the other individual and geographical characteristics (household size in 1997, immigration status, region fixed effects and and city size dummies). The estimations results are displayed in Tables 3.31 and 3.32.

	(1)	(2)	(3)	(4)
Current income	1.070** (0.546)	0.893 (0.558)	0.823 (0.586)	0.875 (0.554)
Prob(Unemployment)	-1.138*** (0.314)	-1.128*** (0.312)	-1.119*** (0.319)	1.333*** (0.328)
African immigrant	0.202** (0.173)	0.144 (0.101)	0.158 (0.100)	0.130 (0.107)
Département HLM Share		2.083*** (0.557)	2.381*** (0.729)	2.028*** (0.515)
Share of new HLMs among HLMs by département		-1.246** (0.613)	-0.838 (0.729)	-0.554 (0.793)
Region fixed effects			X	X
City size dummies				X
Other individual controls	X	X	X	X
R ²	0.02	0.03	0.04	0.05
N	2038	2038	2038	2038

Notes : (i) Estimation of a probit model of the probability to have refused a previous HLM proposal. (ii) The standard error on Prob(unemployment) is obtained by bootstrap (iii) Standard errors in parentheses are clustered at the region level. Significance : * : 10%, ** : 5%, *** : 1% (iv) income is household income by consumption unit (v) Other individual controls include : gender of the respondent, household size in 1997, whether the respondent lived in HLM in 1997, respondent's highest diploma, whether the respondent is a first-generation African immigrant and whether he was unemployed in 1997. (vi) Sample : HLM tenants who have moved in in the past four years

Tab. 3.31 – The determinants of a refusal by past applicants

	(1)	(2)	(3)	(4)
Current income	0.947* (0.527)	0.791 (0.520)	0.852 (0.537)	0.908* (0.512)
Prob(Unemployment)	-1.195*** (0.397)	-1.142*** (0.353)	-1.109*** (0.391))	-1.239*** (0.384)
African immigrant	0.108* (0.056)	0.056 (0.060)	0.082 (0.056)	0.055 (0.058)
Département HLM Share		0.989** (0.419)	1.548*** (0.404)	1.440*** (0.362)
Share of new HLMs among HLMs by département		-1.502*** (0.575)	-1.114 (0.711)	-0.954 (0.738)
Other individual controls	X	X	X	X
Region fixed effects			X	X
City size dummies				X
R ²	0.01	0.02	0.03	0.04
N	2867	2867	2867	2867

Notes : (i) Estimation of a probit model of the probability to have refused a previous HLM proposal. (ii) The standard error on Prob(unemployment) is obtained by bootstrap (iii) Standard errors in parentheses are clustered at the region level. Significance : * : 10%, ** : 5%, *** : 1% (iv) income is household income by consumption unit (v) Other individual controls include : gender of the respondent, household size in 1997, whether the respondent lived in HLM in 1997, respondent's highest diploma, whether the respondent's is a first-generation African immigrants and whether he was unemployed in 1997. (vi) Sample : HLM tenants who have moved in in the past four years and current HLM applicants

Tab. 3.32 – The determinants of a refusal by past and current applicants

Troisième partie

Logement, mobilité Résidentielle et Emploi

La seconde partie a montré les limites de la politique HLM quant à sa capacité à combattre la ségrégation urbaine, en particulier en ce qui concerne la localisation intra-urbaine des immigrés africains. Dans la troisième partie de ce travail, on essaie de construire des ponts entre les difficultés, documentées dans les deux parties précédentes, d'accès au marché du logement des immigrés africains, les caractéristiques de leur mobilité résidentielle et leur performance relative sur le marché du travail.

4

Mobilité Résidentielle et Emploi des Immigrés Africains en France : Une Approche par Calibration¹

¹Ce chapitre est la version remaniée d'un article enregistré comme document de travail GREQAM 2010-10. Il a été écrit en collaboration avec Bruno Decreuse et a bénéficié des commentaires de Pierre-Philippe Combes, François Langot, Morgane Laouénan et Alain Trannoy, ainsi que de deux rapporteurs anonymes. Il a été présenté au séminaire d'économie appliquée de l'Ecole d'Economie de Paris, aux Journées Economie et Espace 2010 (INRA, Rennes), aux Journées Louis-André Gerard-Varet 2010 (IDEP, Marseille), au GLUNLAB workshop de la Conférence RCEF 2010 (Université de Bologne, Rimini) et au Macro Lunch Seminar de l'Université de Louvain-la-Neuve.

4.1 Introduction

Ce chapitre s'intéresse à l'emploi et à la localisation géographique des personnes d'origine africaine sur le territoire français. Les immigrés d'origine africaine, désignés par le terme "Africains" dans la suite de ce travail, sont surexposés au chômage ([Aeberhardt et al. \(2010\)](#)), sur-représentés dans les grandes agglomérations, et déménagent moins fréquemment en direction des petites agglomérations que le reste de la population ([Bouvard et al. \(2009\)](#)) ; ces constats résistent au contrôle des caractéristiques observables. Il y a trois raisons complémentaires qui peuvent expliquer ces différents faits : 1) les Africains souffrent de problèmes d'accès aux emplois dans les petites villes ; 2) ils rencontrent des difficultés d'accès aux logements dans ces petites villes ; 3) ils n'ont pas envie d'aller dans les petites villes. Le problème est de trouver une méthode qui permette de quantifier le rôle joué par les trois points. L'opération n'est pas simple car un déménagement implique souvent simultanément l'obtention d'un emploi (ou la perte d'un autre), l'obtention d'un logement, et l'acceptation du déménagement. Le problème est en fait plus général et intervient dès lors que mobilité résidentielle et mobilité sur le marché du travail interagissent.

Nous calibrons un modèle structurel de recherche d'emploi où se mêlent les préférences géographiques, les opportunités économiques, et les possibilités de logement. Notre modèle repose sur l'hypothèse que les demandeurs d'emploi prospectent simultanément plusieurs bassins d'emplois, situés dans des zones géographiques différentes, et donc y compris hors de leur zone de résidence ([Burda et Profit \(1996\)](#)). La probabilité de recevoir une offre d'emploi émanant d'un bassin d'emploi donné dépend des caractéristiques locales du marché du travail. Elle est cependant plus faible pour un individu qui ne réside pas dans le bassin d'emploi. On suppose ainsi que l'efficacité de la recherche d'emploi est plus faible hors de la zone de résidence que dans cette même zone. La probabilité d'emploi dépend ainsi de

plusieurs facteurs comme les probabilités de recevoir une offre d'emploi sur chaque bassin d'emploi, mais également, dans le cas où l'offre est située hors de la zone de résidence du demandeur, de la capacité du demandeur à obtenir un logement dans cette nouvelle zone ainsi que de son désir de s'installer dans cette zone.

Le modèle compte deux périodes et distingue deux groupes ethniques, les Africains et les personnes qui ne sont pas immigrées, désignées par le terme "non-immigrés" dans la suite de ce travail), deux états, l'emploi et le chômage et deux zones de résidence, les agglomérations de plus de 100 000 habitants et les autres. Il prédit des transitions entre les différents états et les différentes zones pour les deux groupes ethniques. Ces transitions théoriques sont ensuite confrontées aux transitions effectivement observées à partir de données du Recensement et de l'Enquête Nationale Logement. Nous considérons à cette fin un groupe d'Africains dont nous avons rapproché les caractéristiques des non-immigrés pour neutraliser les différences individuelles observables. Ces données nous permettent de calibrer les paramètres structurels du modèle, qui dépendent du groupe démographique, du statut d'emploi initial et de la zone de résidence à chaque période. Ces paramètres sont : la probabilité de recevoir une offre d'emploi, la probabilité d'obtenir un logement sachant que l'on a aussi reçu une offre d'emploi et la probabilité d'obtenir un logement sans avoir reçu simultanément d'offre d'emploi. Nous calibrons également la distribution des préférences géographiques au sein des deux groupes démographiques à partir d'une question de l'Enquête Logement portant sur la satisfaction des personnes interrogées vis-à-vis du logement.

Nous obtenons deux séries de résultats. La première concerne les différences les plus notables entre Africains et non-immigrés. Les non-immigrés ont des préférences plus marquées pour les petites agglomérations que les Africains. Compte tenu des revenus accessibles dans les différentes options pour les deux groupes, 47 % des Africains préfèrent être au chômage (avec un logement) dans les grandes villes plutôt que de travailler dans une petite agglomération, alors que 40 % des non-immigrés sont dans ce cas de figure. La

probabilité de rester dans l'emploi est nettement plus faible pour les Africains et ce pour les deux zones. Ces probabilités diffèrent de plus de 10 points. En revanche les probabilités d'accéder à l'emploi à partir du chômage sont proches. Les Africains semblent donc confrontés à un problème important d'instabilité des relations d'emploi. Enfin, la probabilité d'accès au logement lorsqu'on dispose d'une offre d'emploi est beaucoup plus faible pour les Africains que pour les non-immigrés.

La seconde série de résultats concerne l'explication quantitative du différentiel de taux de chômage et de localisation géographique entre les deux zones. D'une part, le différentiel résiduel de taux de chômage dépend d'abord des difficultés spécifiques rencontrées par les Africains sur le marché du travail et en particulier à l'instabilité de leur situation d'emploi. Le marché du logement joue pour environ 10 % de l'écart, les préférences géographiques pour 2 % et les effets d'hystérèse liés à localisation initiale pour 2 % également. L'espace au sens large représente ainsi 15 % de l'écart. Ce chiffre peut sembler relativement faible ; il faut cependant garder à l'esprit que nous tentons d'expliquer les disparités résiduelles de chômage. Deuxièmement, les différences ethniques de localisation géographique sont bien davantage liées aux préférences géographiques intrinsèques et au fonctionnement du marché du logement qu'au fonctionnement du marché du travail. Le différentiel d'accès au marché du logement représente ainsi plus de 70 % de l'écart de long terme de localisation entre les deux populations, alors que les préférences géographiques représentent environ 20 % de cet écart.²

L'apport de ce travail repose sur l'exposé de faits nouveaux et sur la manière originale de quantifier les rôles respectifs des préférences géographiques, des frictions du marché du travail et des frictions du marché du logement. La moindre performance des minorités ethniques sur le marché du travail est expliquée par deux facteurs principaux. D'une part, elles

²La section 4.4 précise ce que nous entendons par court terme et long terme. A court terme, les effets d'hystérèse liés à la localisation initiale jouent un rôle crucial dans le différentiel de localisation entre les deux populations, environ 80% de l'écart. Ces effets d'hystérèse disparaissent à long terme.

peuvent être victimes de différentes formes de discrimination sur le marché du travail (voir [Bouvard et al. \(2009\)](#) et [Duguet et al. \(2007\)](#) pour la France) ; d'autre part, elles peuvent souffrir d'une situation de mésallocation spatiale (ou *spatial mismatch*) à l'échelle intra-urbaine (voir [Gobillon et Selod \(2007\)](#) et [Gobillon et al. \(2011\)](#) pour la France). Cependant, rares sont les travaux qui prennent en compte le fait que la localisation résidentielle, même à l'échelle intra-urbaine, est très largement endogène aux performances sur le marché du travail. [Aslund et al. \(2010\)](#) résument toutes les difficultés propres à la quantification de cet impact et utilisent une expérience naturelle pour limiter les risques de biais. Cette approche pose néanmoins le problème de la portée des résultats décrits. Plutôt qu'une expérience naturelle, nous choisissons ici de calibrer un modèle structurel. Nos résultats, s'ils dépendent donc de la validité de nos hypothèses de modélisation, permettent en revanche d'effectuer des décompositions simples et d'isoler le fonctionnement du marché du logement.³

Les travaux sur le *spatial mismatch* considèrent uniquement le problème de la localisation intra-urbaine des minorités et n'examinent pas les raisons de la répartition spécifique des minorités sur le territoire national. Dans le cas des immigrés d'origine africaine, cette répartition est pourtant trop singulière pour être ignorée ([Bouvard et al. \(2009\)](#)). La répartition géographique des immigrés a bien fait l'objet de travaux économétriques, mettant en avant les déterminants du choix de localisation des immigrés, déterminants liés aux caractéristiques individuelles, à la composition ethnique locale ([Bartel \(1989\)](#)), ou encore à l'offre locale de prestations sociales ([Borjas \(1999\)](#)) ou de logements sociaux ([Verdugo \(2011c\)](#)). Cependant, ces travaux se concentrent sur le choix de localisation initiale des nouveaux immigrés et négligent les dynamiques de mobilité interrégionale qui modifieraient ensuite cette première répartition. À l'inverse, certains travaux ont cherché à mesurer les déterminants de la mobilité interrégionale, liés en particulier aux variations locales du niveau des salaires

³Notons que cela ne garantit pas que nous identifions ici des mécanismes causaux, dans la mesure où il peut également s'agir d'un impact d'équilibre, lié aux ajustements sur les deux marchés ([Heckman \(2010\)](#)).

et du taux de chômage, mais, cette fois, sans plus distinguer les dynamiques propres aux ménages immigrés (un des premiers exemples est Pissarides et Wadsworth (1989)).

Enfin, ce type d'approche néglige le rôle spécifique du marché du logement. La plupart des travaux d'économie du travail impliquant le marché du logement se concentrent sur l'identification de l'impact d'un statut résidentiel particulier (propriété ou location sociale) sur la performance sur le marché du travail, sans réellement chercher à quantifier l'impact des frictions du marché du logement sur le fonctionnement du marché du travail. La modélisation de cette interaction constitue pourtant une des frontières actuelles en économie du travail. Par exemple, Rupert et Wasmer (2009) proposent une explication au différentiel de chômage entre Etats-Unis et Europe, explication qui repose en partie sur le plus haut niveau de frictions sur le marché du logement observé en Europe. Le cadre théorique que nous proposons ici a pour ambition de considérer les interactions entre les deux marchés. A notre connaissance, le rôle de ces interactions, et plus généralement, des interactions entre mobilité géographique et mobilité professionnelle sur les différences inter-ethniques de performance sur le marché du travail demeure un phénomène sous-étudié, même aux Etats-Unis. Une exception notable est cependant l'étude de Raphael et Riker (1999), qui développe des arguments à la fois théoriques et empiriques permettant d'expliquer une partie du plus faible revenu des Afro-américains et des Hispano-américains par les contraintes pesant sur leur mobilité géographique.⁴

Nous procédons en six temps. La section 4.2 expose à grands traits les différences entre Africains et non-immigrés du point de vue du marché du travail, de la localisation résidentielle et de la mobilité géographique. La section 4.3 présente un modèle des transitions individuelles entre deux zones géographiques, grandes et petites villes, et deux statuts professionnels, emploi et chômage. Ce modèle est ensuite calibré en section 4.4 sur les données

⁴Le raisonnement proposé relie différences en termes de salaire de réserve et différences en termes de coûts associés à la mobilité. Dans la mesure où les firmes ont connaissance de la moindre mobilité moyenne de certains groupes de travailleurs, elles sont susceptibles de pratiquer une forme de discrimination statistique associée à cette moindre mobilité.

de l'Enquête Nationale Logement, ce qui nous permet d'utiliser les valeurs obtenues pour évaluer l'impact des différents paramètres du modèle sur le taux de chômage et la répartition géographique des immigrés africains en section 4.5. La section 4.6 discute différentes spécifications et tests de la robustesse de notre cadre d'analyse et la section 4.7 conclut.

4.2 Faits stylisés

Cette section présente les données de l'Enquête Logement que nous exploitons tout au long de l'article. Nous diagnostiquons les deux faits saillants qui motivent notre analyse. D'une part, nous rappelons que les personnes d'origine africaine sont surexposées au risque chômage ; cette surexposition résiste au contrôle des caractéristiques observables. D'autre part, nous montrons que les personnes d'origine africaine sont sur-représentées dans les grandes agglomérations, semblent moins enclines à les quitter lorsqu'elles y résident, et semblent plus enclines à y entrer lorsqu'elles n'y résident pas.

On considère l'échantillon suivant : l'ensemble des ménages interrogés par l'Enquête Nationale Logement en 1996, 2002 ou 2006, qui résidaient déjà en France métropolitaine quatre ans avant la date d'enquête et étaient les occupants en titre de leur logement, qui font partie de la population active à la date d'enquête et faisaient déjà partie de la population active quatre ans auparavant. Nous considérons tous les ménages, quel que soit l'âge ou le sexe de la personne de référence (PR). Nous mettons l'accent sur les caractéristiques de cette personne en partant du principe que c'est elle qui prend les décisions en matière de localisation du ménage.⁵ Tout au long de ce travail, nous présenterons donc des statistiques mesurées sur l'ensemble des trois vagues d'enquête, qui correspondent donc à une moyenne sur la décennie 1996-2006.

Dans cet échantillon de 56 733 ménages, 3246 (soit 5.7 %) seront considérés comme

⁵Cet a priori est probablement faux dans un certain nombre de cas, comme lorsque le déménagement intervient à la suite de la reprise d'emploi du ou de la partenaire.

"Africains", la PR étant un immigré d'origine africaine de première génération. De la même manière, on peut également isoler deux autres groupes d'immigrés, les "Européens" et le "Reste du Monde", qui correspond aux immigrés originaires des trois autres continents. Comme l'indique le Tableau 4.1, tous ces groupes sont différents du groupe de non-immigrés au regard de leurs caractéristiques individuelles observables : les immigrés sont en moyenne plus vieux, moins diplômés et moins souvent des femmes et ils vivent dans des ménages plus grands, comptant un plus grand nombre d'enfants.

	Africains (1)	Européens (2)	Reste du Monde (3)	Non immigrés (4)
Âge de la PR	45.06 (9.44)	45.91 (9.35)	43.52 (9.34)	43.26 (9.30)
PR a le bac ou plus	0.254 (0.435)	0.255 (0.436)	0.382 (0.486)	0.387 (0.487)
PR est une femme	0.160 (0.367)	0.170 (0.376)	0.182 (0.386)	0.223 (0.416)
Taille du ménage	3.832 (2.017)	3.086 (1.356)	3.646 (1.715)	2.874 (1.361)
Nombre d'enfants	1.830 (1.684)	1.057 (1.091)	1.605 (1.396)	1.028 (1.098)
N	3246	2080	1408	49999

Notes : (i) Les écarts-types sont entre parenthèses. (ii) Source : ENL 1996, 2002 et 2006

Tab. 4.1 – Distribution des caractéristiques sur lesquelles on effectue la pondération pour les ménages immigrés et les ménages non-immigrés

On s'intéresse à l'exposition au chômage des différentes populations, ainsi qu'à leur répartition géographique sur le territoire français. L'exposition au chômage est mesurée par le taux de chômage des actifs. La localisation géographique reprend la partition avancée par [Bouvard et al. \(2009\)](#). Les auteurs avancent que, bien que la population d'origine africaine déménage presque autant que le reste de la population, elle souffre d'une mobilité réduite entre zones denses et zones peu denses. Nous distinguons donc deux zones géographiques selon la taille d'unité urbaine (TUU) telle que la définit l'INSEE. La zone 1 regroupe les unités urbaines de moins de 100 000 habitants aux Recensements de 1990 ou de 1999

(TUU de 0 à 5) et la zone 2 regroupe les unités urbaines de plus de 100 000 habitants (TUU de 6 à 8). Cette partition a pour avantage de couper la population de non-immigrés en deux parties à peu près égales.

Les trois groupes d'immigrés isolés dans le Tableau 4.1 diffèrent sensiblement du groupe de non-immigrés au regard de ces deux caractéristiques. Cependant, nous choisissons d'isoler spécifiquement les Africains du reste de la population, et ce pour deux raisons, données dans le Tableau 4.2. Tout d'abord, ce sont eux qui diffèrent le plus des ménages non-immigrés, à la fois en termes de taux de chômage (20.3 % contre 6.9 %) et de localisation (23.9 % d'entre eux résident en zone 1, contre 55.5 % pour les non-immigrés). D'autre part, si l'on effectue une repondération des groupes d'immigrés de façon à ce que la distribution de leurs caractéristiques observables décrites dans le Tableau 4.1 reflète la distribution de ces caractéristiques pour les non-immigrés, cette repondération laisse inchangés les taux de chômage et de zone 1 des Africains, tandis qu'elle réduit sensiblement les écarts pour les deux autres groupes d'immigrés.

	Africains (1)	Européens (2)	Reste du Monde (3)	Non immigrés (4)
Taux de chômage	0.203 (0.402)	0.088 (0.284)	0.172 (0.378)	0.069 (0.253)
Taux après pondération	0.199 (0.399)	0.067 (0.250)	0.119 (0.324)	0.069 (0.253)
Réduction de l'écart avec (4)	3.0%	110.5%	51.5%	NA
Taux de zone 1	0.239 (0.427)	0.443 (0.497)	0.269 (0.452)	0.555 (0.497)
Taux après pondération	0.244 (0.430)	0.469 (0.499)	0.326 (0.469)	0.555 (0.497)
Réduction de l'écart avec (4)	1.6%	23.2%	19.9%	NA
N	3246	2080	1408	49999
N après pondération	3227	2076	1404	49999

Notes : (i) Lecture : Le taux de chômage moyen des ménages Africains est de 20.3% et il reste presque inchangé à 19.9% quand on considère une population contrefactuelle pondérée par la distribution des caractéristiques des ménages non immigrés en termes de sexe, de diplôme et d'âge de la PR, ainsi que de taille et de nombre d'enfants du ménage. (ii) Les écarts-types sont entre parenthèses. (iii) Source : ENL 1996, 2002 et 2006

Tab. 4.2 – Impact nul de la pondération sur le taux de chômage et la localisation des Africains

Dans la suite de ce travail, on négligera donc les autres populations d'immigrés et on considérera une population d'immigrés africains, dits "Africains pondérés", dont la distribution en termes de caractéristiques observables est rendue semblable à celle de la population non-immigrée. Ces caractéristiques sont le sexe, l'âge et le diplôme de la personne de référence (PR), la taille du ménage et le nombre d'enfants du ménage. Ces variables sont discrétisées en deux, six, quatre, six et quatre classes respectivement. Le poids associé à chaque ménage africain est alors le produit de son poids d'échantillonnage et de la population pondérée de ménages non-immigrés correspondant au croisement de ces six critères ; quant aux ménages non-immigrés, ils sont seulement pondérés par leur poids d'échantillonnage individuel. Notons qu'il serait sans doute également intéressant de distinguer les nord-Africains des autres personnes d'origine africaine, ce que nous ne pouvons faire ici pour cause de manque d'observations.

Le Tableau 4.3 complète ces résultats. Il exploite une particularité de l'Enquête Logement. L'ENL est une enquête en coupe transversale qui comporte une dimension de panel car les personnes interrogées sont questionnées précisément sur leur situation familiale, professionnelle et immobilière quatre ans auparavant. Le Tableau 4.3 représente ainsi les matrices de transition des deux groupes entre les états de chômeur et d'employé d'une part, et entre les zones 1 et 2 d'autre part. Les matrices de transition montrent que les Africains éprouvent davantage de difficultés à trouver un emploi, et que leur mobilité inter-zone est nettement plus faible que celle du reste de la population, notamment en direction de la zone 1. On retrouve également les conclusions du Tableau 4.3 en opérant une analyse par régression, comme l'illustre le Tableau 4.12 en Annexe 4.A.

Africains		t	Chômeur	Employé	Chômeur	Employé
pondérés	N	$t - 1$	en zone 1	en zone 1	en zone 2	en zone 2
	67	Ch. en 1	0.548	0.442	0.007	0.004
	484	Emp. en 1	0.136	0.803	0.032	0.029
	395	Ch. en 2	0.0001	0.005	0.495	0.500
	2281	Emp. en 2	0.001	0.025	0.163	0.811
Non		t	Chômeur	Employé	Chômeur	Employé
immigrés	N	$t - 1$	en zone 1	en zone 1	en zone 2	en zone 2
	1204	Ch. en 1	0.498	0.456	0.014	0.032
	25029	Emp. en 1	0.042	0.920	0.002	0.035
	1132	Ch. en 2	0.016	0.040	0.487	0.457
	22634	Emp. en 2	0.005	0.072	0.053	0.870

Notes : (i) Lecture : en moyenne entre 1996 et 2006, un ménage dont la PR est non-immigrée et est au chômage en zone 1 en $t-1$ a une probabilité de 49.8% d'être encore au chômage en zone 1 en t . (ii) Africains pondérés : groupe contrefactuel dont les caractéristiques sont rapprochées de celles des non-immigrés en termes de sexe, d'âge et de diplôme de la PR et de taille et de nombre d'enfants du ménage. (iii) Zone 1 : TUU de 0 à 5 ; Zone 2 : TUU de 6 à 8. (iv) Un test d'égalité des matrices par le rapport de vraisemblance conduit à une valeur de $-2LR=551$, ce qui permet de rejeter l'hypothèse nulle avec une probabilité supérieure à 0,999. (v) Source : ENL 1996, 2002 et 2006

Tab. 4.3 – Matrice de transition entre chômage et emploi et entre zone 1 et zone 2

4.3 Cadre théorique

4.3.1 Le modèle

On s'intéresse à la mobilité résidentielle et professionnelle de deux groupes d'individus. Le modèle comprend deux périodes, durant lesquelles on observe la localisation géographique et le statut d'emploi d'individus qui sont définis par cinq caractéristiques : leur ethnie $i \in \{A, NA\}$ selon qu'ils sont d'origine africaine ($i = A$) ou non, leur localisation initiale $j \in \{1, 2\}$ selon qu'ils résidaient en $t - 1$ dans une grande agglomération ($j = 2$) ou non, leur statut initial d'activité $f \in \{u, e\}$ selon qu'ils étaient au chômage ($f = u$) ou non en $t - 1$, leur localisation actuelle $k \in \{1, 2\}$ et leur statut actuel d'activité $g \in \{u, e\}$. Nous faisons l'hypothèse que les décisions concernant la mobilité sont faites par la seule personne de référence, mais nous prenons en compte l'ensemble des revenus du ménage. Dans ce cadre, un "individu" est considéré comme étant équivalent au ménage qu'il représente.

Nous utilisons un modèle d'utilité aléatoire (Hausman et Wise (1978)) où un ménage

m obtient l'utilité

$$V = \ln y_m + d_m, \quad (4.1)$$

avec y_m le revenu réel du ménage et d_m une variable de confort qui dépend du lieu de résidence. Les choix de localisation d'un ménage m d'ethnie $i(m)$ vivant en zone $k(m)$ vont donc être déterminés par $y_k^i(g)$, le revenu réel moyen par zone, ethnie, et statut d'activité, et par les variables de confort d_1 et d_2 spécifiques à ce ménage. Le revenu réel est défini de la façon suivante :

$$y_k^i(g) = \begin{cases} w_k^i & \text{si } g = e \\ b_k^i & \text{si } g = u \end{cases}.$$

Le paramètre w_k^i désigne le salaire réel moyen, et b_k^i le revenu d'inactivité réel moyen du chômage. Pour simplifier, le revenu du chômage dépend de la zone de résidence et non du revenu passé.

Les variables d_m sont distribuées aléatoirement au sein de chaque groupe démographique. La loi de distribution diffère potentiellement entre les groupes, ce qui permet de tenir compte de biais ethniques potentiels dans les choix de localisation. On note d_k^i la distribution des préférences géographiques des individus d'ethnie i dans la zone k , c'est-à-dire le bien-être associé à leur seule présence dans la zone k . Ces préférences géographiques sont données. Elles renvoient implicitement à un ensemble de facteurs culturels et familiaux, comme le lieu de naissance ou le premier habitat lors de l'entrée en France, les lieux de vacances pendant l'enfance, la région d'origine de la famille, etc.

Tout individu prospecte un emploi simultanément sur les deux zones. L'efficacité de la recherche d'emploi est unitaire dans la zone de résidence, et elle vaut $\alpha \in [0, 1]$ hors de la zone de résidence. La probabilité d'une offre d'emploi par unité de recherche d'emploi dépend de la zone de recherche k , de l'ethnie i et du statut initial f . Cette probabilité est notée p_k^{if} . Par définition, un individu vivant en j a donc une probabilité p_j^{if} de recevoir une offre en j et une probabilité αp_{-j}^{if} de recevoir une offre d'emploi dans l'autre zone.

La probabilité d'accès au logement vaut 1 dans le cas d'un individu qui ne change pas de zone de résidence entre les deux périodes. On suppose que les individus immobiles sont assurés de conserver leur logement, quelle que soit leur situation actuelle d'emploi. Cette hypothèse est forte, étant donné qu'un locataire qui perd son emploi et se met en situation d'impayé de loyer court le risque d'une expulsion, de même que les propriétaires accédants qui n'ont plus les moyens de s'acquitter du remboursement de leur emprunt. Cependant, cette expulsion prend du temps en France, où la loi protège fortement les locataires (Rupert et Wasmer (2009)). En outre, le réseau amical et familial disponible dans la zone de résidence protège les personnes contre le risque de non-logement.

La probabilité d'obtenir un logement dans l'autre zone dépend quant à elle de l'ethnie, de la zone de prospection, du statut initial, et de l'obtention d'un emploi dans cette nouvelle zone. On note ainsi s_k^{if} la probabilité d'accès au logement si on a reçu une proposition d'emploi dans la zone k et x_k^{if} dans le cas contraire.

Un individu de type i initialement localisé en j et de statut d'emploi $f \in \{e, u\}$ détermine ses actions en fonction de son espérance d'utilité à la période suivante, définie par :

$$\begin{aligned}
 U_j^{if} = & p_j^{if} (1 - \alpha p_{-j}^{if}) \{ x_{-j}^{if} \max \langle V_j^i(w_j^i), V_{-j}^i(b_{-j}^i) \rangle + (1 - x_{-j}^{if}) V_j^i(w_j^i) \} \\
 & + p_j^{if} \alpha p_{-j}^{if} \{ s_{-j}^{if} \max \langle V_j^i(w_j^i), V_{-j}^i(w_{-j}^i) \rangle + (1 - s_{-j}^{if}) V_j^i(w_j^i) \} \\
 & + (1 - p_j^{if}) (1 - \alpha p_{-j}^{if}) \{ x_{-j}^{if} \max \langle V_j^i(b_j^i), V_{-j}^i(b_{-j}^i) \rangle + (1 - x_{-j}^{if}) V_j^i(b_j^i) \} \\
 & + (1 - p_j^{if}) \alpha p_{-j}^{if} \{ s_{-j}^{if} \max \langle V_j^i(b_j^i), V_{-j}^i(w_{-j}^i) \rangle + (1 - s_{-j}^{if}) V_j^i(b_j^i) \}
 \end{aligned} \tag{4.2}$$

où, par exemple, la première ligne définit la situation où cet individu recevra une offre d'emploi dans sa zone et n'en recevra pas dans l'autre zone ($p_j^{if}(1 - \alpha p_{-j}^{if})$) ; auquel cas, s'il reçoit néanmoins une offre de logement dans l'autre zone (x_{-j}^{if}), il lui faudra comparer l'utilité à être employé dans sa zone et l'utilité à être au chômage dans l'autre zone

$(\max \langle V_j^i(w_j^i), V_{-j}^i(b_{-j}^i) \rangle)$, tandis que cette question ne se pose pas s'il ne reçoit pas d'offre de logement dans l'autre zone $((1 - x_{-j}^{if}) V_j^i(w_j^i))$.

4.3.2 Mobilités prédites

On considère le groupe d'individus d'ethnie i , de statut initial d'emploi f et situés initialement dans la zone j . On note n_j^{if} l'effectif total de ce groupe, après normalisation de la population totale de chaque ethnie à 1. A la période suivante, ces individus peuvent avoir changé de statut d'emploi et de localisation. Ils constituent donc désormais quatre groupes différents. Sachant que le quatrième s'obtient par soustraction des autres, on considère seulement trois de ces quatre groupes. On note l_{jj}^{if} l'effectif du groupe formé par les individus qui sont restés dans la zone j et qui y ont aujourd'hui un emploi. Réciproquement, l_{j-j}^{if} représente l'effectif du groupe formé par les individus qui ont quitté la zone j et qui ont aujourd'hui un emploi dans la zone $-j$. Enfin, u_{j-j}^{if} représente l'effectif du groupe formé par les individus qui ont quitté la zone j et sont aujourd'hui au chômage dans la zone $-j$. On ne considère pas les individus au chômage qui n'ont pas changé de zone, définis ici de façon résiduelle.

La probabilité d'emploi dans la zone initiale de résidence est ainsi définie par :

$$\frac{l_{jj}^{if}}{n_j^{if}} = p_j^{if} \left[\begin{aligned} & (1 - \alpha p_{-j}^{if}) \{ x_{-j}^{if} \Pr [V_j^i(w_j^i) \geq V_{-j}^i(b_{-j}^i)] + (1 - x_{-j}^{if}) \} \\ & + \alpha p_{-j}^{if} \{ s_{-j}^{if} \Pr [V_j^i(w_j^i) \geq V_{-j}^i(w_{-j}^i)] + (1 - s_{-j}^{if}) \} \end{aligned} \right]. \quad (4.3)$$

La probabilité d'un déménagement avec emploi est définie par :

$$\frac{l_{j-j}^{if}}{n_j^{if}} = \alpha p_{-j}^{if} s_{-j}^{if} \left\{ \begin{aligned} & p_j^{if} \Pr [V_j^i(w_j^i) < V_{-j}^i(w_{-j}^i)] \\ & + (1 - p_j^{if}) \Pr [V_j^i(b_j^i) < V_{-j}^i(w_{-j}^i)] \end{aligned} \right\}. \quad (4.4)$$

Quant à la probabilité d'un déménagement sans emploi, elle est définie par :

$$\frac{u_{j-j}^{if}}{n_j^{if}} = x_{-j}^{if} \left\{ \begin{array}{l} p_j^{if} (1 - \alpha p_{-j}^{if}) \Pr \left[V_j^i(w_j^i) < V_{-j}^i(b_{-j}^i) \right] \\ + (1 - p_j^{if}) (1 - \alpha p_{-j}^{if}) \Pr \left[V_j^i(b_j^i) < V_{-j}^i(b_{-j}^i) \right] \end{array} \right\}. \quad (4.5)$$

Le terme de gauche de chacune de ces expressions est donné par les transitions observées. Ces expressions définissent quatre systèmes non-linéaires indépendants (pour chaque paire $\{i, f\}$) de six équations. On obtient leur solution $(x_j^{if}, x_{-j}^{if}, s_j^{if}, s_{-j}^{if}, p_j^{if}, p_{-j}^{if})$ qui dépend du paramètre α d'efficacité de la recherche d'emploi hors de la zone. On utilise les différentes bases de données à notre disposition afin de donner des valeurs numériques aux probabilités $\Pr \left[V_j^i(y_j^i) \geq V_{-j}^i(y_{-j}^i) \right]$ et aux proportions empiriques l_{jk}^{if}/n_j^{if} et u_{j-j}^{if}/n_j^{if} , puis de représenter l'ensemble de ces solutions en fonction de α .

4.4 Calibration du modèle

Pour calculer les probabilités x_j^{if} , s_j^{if} et p_j^{if} , il faut connaître les taux de transition l_{jk}^{if}/n_j^{if} et u_{j-j}^{if}/n_j^{if} ainsi que les probabilités $\Pr \left[V_j^i(y_j^i) < V_{-j}^i(y_{-j}^i) \right]$.

4.4.1 Taux de transition

Les taux de transition l_{jk}^{if}/n_j^{if} et u_{j-j}^{if}/n_j^{if} que nous utilisons correspondent aux transitions observées décrites dans le Tableau 4.3. Malgré son intérêt sur de nombreux sujets, on utilise ici l'ENL faute de mieux : en France, on ne dispose pas d'un panel long renseignant à la fois le statut d'activité, la localisation et l'origine des individus, avec suffisamment d'observations pour isoler un groupe représentatif d'immigrés africains. L'Enquête Emploi ne peut pas être utilisée car les individus interrogés ne sont pas suivis sur un pas de temps assez long (18 mois) pour observer suffisamment de déménagements interrégionaux. Quant au Recensement, il comporte également une dimension rétrospective mais celle-ci n'inclut pas

d'informations sur la situation d'emploi des ménages lors du Recensement précédent, ce qui empêche de l'utiliser comme source alternative de calcul des taux de transitions. L'ENL est une enquête en coupe comportant une dimension rétrospective, ce qui pose des problèmes pour appréhender les épisodes passés de chômage de façon précise. Nous revenons sur cette question dans l'Annexe 4.B.

4.4.2 Distribution des préférences géographiques

Les probabilités s'écrivent toutes de la façon suivante :

$$\Pr [V_j^i(y_j^i) \geq V_{-j}^i(y_{-j}^i)] = \Pr \left[\ln \frac{y_j^i}{y_{-j}^i} \geq d_{-j}^i - d_j^i \right]. \quad (4.6)$$

On considère que la variable aléatoire $d_1^i - d_2^i$ suit une distribution de paramètres μ_{12}^i et σ_{12}^i . Pour calibrer les valeurs de μ_{12}^i et σ_{12}^i , on sert d'une question de l'Enquête Logement qui permet de mesurer le bien-être du ménage dans son logement. On utilise ainsi la variable catégorielle "Opinion du ménage sur ses conditions actuelles de logement", en 5 classes allant de "très satisfaisantes" à "très insuffisantes". On attribue la note 10 à la première, 8 à la seconde, etc. et 2 à la dernière. On considère uniquement ici la population de locataires du parc privé, pour des raisons d'homogénéité : en effet, c'est au sein du parc privé que les conditions de logement, à la fois entre les deux zones et entre Africains et non-immigrés, sont les plus directement comparables, et donc les différences de niveau de satisfaction, les plus susceptibles de renseigner sur l'attachement de chacune des deux ethnies à chacune des deux zones. La calibration des préférences géographiques sur le seul sous-échantillon des locataires du privé permet de prendre partiellement en compte le rôle joué par le statut résidentiel dans les comportements de mobilité géographique et professionnelle. Nous revenons néanmoins en détail sur cette question dans la sous-section 4.6.2 de ce travail.

Pour chaque ménage m d'ethnie $i(m) = A, NA$ et résidant en zone $z(m) = 1, 2$, on

	non immigrés		Africains pondérés	
	Zone 1	Zone 2	Zone 1	Zone 2
Note	7.25 (1.94)	7.19 (1.94)	5.31 (2.04)	5.79 (2.26)
N	4745	5360	135	1160

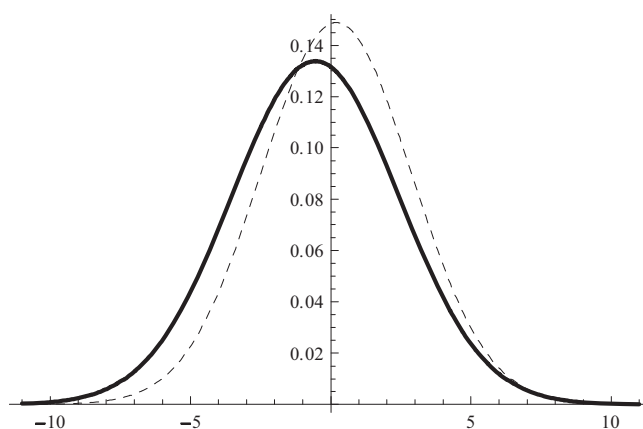
Notes : (i) Lecture : en moyenne, entre 1996 et 2006, un ménage locataire du privé dans une grande unité urbaine, dont la PR est d'origine non immigrée déclare un niveau de satisfaction lié à ses conditions actuelles de logement équivalant à une note de 7.19/10. (ii) Africains pondérés : groupe contrefactuel dont les caractéristiques sont rapprochées de celles des Africains en termes de sexe, d'âge et de diplôme de la PR et de taille et de nombre d'enfants du ménage. (iii) Zone 1 : TUU de 0 à 5; Zone 2 : TUU de 6 à 8. (iv) Ecart-type entre parenthèses. (v) Source : ENL 1996, 2002 et 2006

Tab. 4.4 – Notes qualifiant le niveau de satisfaction liée au logement pour la population de locataires du privé, par ethnie et zone de résidence

observe $d_m = S_m - \log(y_m)$. On construit le revenu réel y_m comme le ratio du revenu du ménage par unité de consommation rapporté au loyer moyen par mètre carré du secteur privé dans la zone à la puissance 0.2, coefficient qui correspond au taux d'effort moyen des locataires du privé en France.

Le panel de graphiques en Annexe 4.C représente les quatre distributions empiriques de d_m et leurs approximations normales. En faisant une hypothèse sur la covariance entre les deux variables d_1^i et d_2^i , on obtient la distribution ϕ^i de $d_1^i - d_2^i$. Nous supposons que la covariance est nulle. On obtient alors les deux lois normales, $\phi^A(-0.55; 2.98)$ et $\phi^{NA}(0.20; 2.68)$ représentées par la figure 1.

On remarque deux faits principaux : d'une part, les Africains déclarent un niveau de satisfaction plus élevé dans les grandes agglomérations que les non-immigrés. D'autre part, la variance de la distribution est plus forte dans la population d'Africains, ce que l'on peut interpréter comme un niveau d'hétérogénéité inobservée plus important au sein de cette population. Les valeurs obtenues sont robustes à un ensemble de variations détaillées dans l'Annexe 4.D, ainsi qu'à la réplique de la méthode développée ci-dessus à l'échantillon des seuls ménages retraités. Enfin, dans l'Annexe 4.E, nous expliquons en quoi l'observation du comportement résidentiel des lors du passage à la retraite est pertinente pour identifier les

Fig. 4.1 – Distributions de ϕ^A et ϕ^{NA} 

Note : La courbe pleine correspond aux Africains pondérés et la courbe tiretée, aux non-immigrés.

préférences géographiques des individus et montrons que les résultats sont qualitativement inchangés en utilisant cette information plutôt que les variables de satisfaction.

Le biais des Africains en faveur des grandes villes a de multiples explications, relevant à la fois de l'histoire personnelle des individus et des opportunités actuelles qui leur sont offertes dans les différents lieux. La population française non-immigrée a davantage de chances d'avoir développé, au cours de son existence, un attachement particulier vis-à-vis d'une région rurale ou d'une petite ville. A l'inverse, de leur pays d'accueil les immigrés de première génération connaissent généralement d'abord les grandes agglomérations, qui constituent des points de fixation des parcours migratoires (Verdugo (2011c)).

L'importance de la localisation des primo-arrivants est renforcée par des effets d'hystérèse. Le processus d'intégration des populations immigrantes passe par la mobilisation de réseaux familiaux, amicaux et professionnels basés sur l'appartenance à un même groupe. Ce constat, établi de longue date dans le cas français, est partagé par les travaux les plus récents (Beauchemin *et al.* (2010)). Conséquence du poids démographique local des immigrés, l'attachement à un lieu est renforcé par la fourniture de biens et services spécifiques (par exemple, les produits alimentaires et les infrastructures religieuses) et par le sentiment

moins fort de rejet de la part du reste de la population, que celle-ci prenne les traits des voisins de palier (Combes *et al.* (2010)) ou ceux des employés de préfecture.

Ces effets d'hystérèse ont des implications théoriques que notre modèle n'envisage pas. Si on accepte l'idée que l'attachement pour une zone est une fonction de la proportion de personnes du groupe démographique d'appartenance, alors le choix de résidence dans une zone a des rendements sociaux croissants. Ainsi, lorsqu'une personne d'origine africaine choisit de déménager dans une petite agglomération, elle augmente le rendement de la localisation dans ce type d'agglomérations pour l'ensemble des Africains. Ces rendements sociaux croissants peuvent être responsables de l'existence d'équilibres multiples, chaque équilibre étant caractérisé par une proportion spécifique d'Africains dans chaque zone. La sélection de ces équilibres dépendrait à la fois de la distribution initiale des personnes (puisque la mobilité résidentielle est réduite dans notre modèle) et des anticipations en partie auto-réalisatrices des ménages (si tous les Africains pensent que les autres vont déménager vers les petites villes, alors il est effectivement intéressant de déménager vers ces mêmes villes, ce qui valide ex-post la conjecture initiale).

En toute rigueur, notre méthode souffre d'un biais de sélection. Les personnes qui résident dans une zone ne sont pas tirées au hasard dans l'ensemble de la population. On surestime ainsi du point de vue des individus le paramètre de confort lié à la localisation alternative. Il est toutefois difficile de savoir dans quelle mesure ce biais affecte les distributions de $d_1 - d_2$ parmi les Africains et parmi les non-immigrés.

Sur un plan intuitif, les choix de localisation des Africains sont davantage contraints et ils sont fortement sur-représentés en zone 2. On peut ainsi s'attendre à ce que la distribution empirique de d_2 soit proche de la distribution non conditionnelle. En revanche, la distribution empirique de d_1 est vraisemblablement plus éloignée de la distribution non conditionnelle. Notre méthode a donc tendance à sur-estimer les préférences des Africains pour la zone 1, c'est-à-dire pour les petites agglomérations. Les effets de sélection sont a priori plus

importants pour les non-immigrés, et ce dans les deux zones. La distribution empirique de d_1 est donc trop favorable aux petites agglomérations, alors que celle de d_2 est trop favorable aux grandes agglomérations. On ne peut pas conclure pour $d_1 - d_2$.

4.4.3 Calibration des niveaux d'utilité

On détaille les quatre alternatives possibles : quand un travailleur considère un emploi dans l'autre zone, quand un chômeur considère un emploi dans l'autre zone, quand un chômeur considère l'éventualité de déménager sans avoir trouvé d'emploi dans l'autre zone, et quand un travailleur considère l'éventualité de déménager sans avoir trouvé d'emploi dans l'autre zone. Pour chaque couple (i, k) , on doit donc calculer les quatre valeurs seuils : $\ln(w_k^i/w_{-k}^i)$, $\ln(b_k^i/w_{-k}^i)$, $\ln(w_k^i/b_{-k}^i)$, $\ln(b_k^i/b_{-k}^i)$. On utilise les données de l'ENL pour comparer les revenus moyens, par zone et par statut d'activité, des non-immigrés et des Africains. Afin de pouvoir utiliser les trois dernières vagues d'enquête, les mesures sont corrigées pour l'inflation et sont ici données en euros de 2006. De même que précédemment, on divise ces revenus par le loyer privé moyen observé dans chaque zone (L_k) à la puissance 0,2. Les revenus moyens et les loyers moyens par mètre carré sont donnés dans le Tableau 4.5, qui donne également, dans les deux dernières lignes, les valeurs $\ln(w_k^i)$ et $\ln(b_k^i)$, où w_k^i et b_k^i représentent les revenus moyens "efficaces", c'est-à-dire divisés par le loyer moyen dans la zone à la puissance 0,2.

Le Tableau 4.5 délivre trois informations. D'une part, les revenus des ménages africains par unité de consommation sont nettement plus faibles que ceux des ménages non-immigrés, qu'il s'agisse des revenus d'activité ou des revenus du chômage et qu'il s'agisse de la zone 1 ou de la zone 2. D'autre part, les salaires "efficaces", représentés par w_k^i et b_k^i , sont très semblables entre les deux zones, quelle que soit l'ethnie et le statut d'activité. Enfin, les gains d'activité sont plus importants pour les Africains que pour les non-immigrés. Sans changer de zone, ce gain est de l'ordre de 33 à 40 % pour les premiers contre 27 à

	non immigrés		Africains pondérés	
	Zone 1	Zone 2	Zone 1	Zone 2
Revenu par UC	19188	23681	15075	16165
quand la PR est employée	(12204)	(16293)	(10109)	(12799)
Revenu par UC	10367	12418	6086	7628
quand la PR est au chômage	(7945)	(10802)	(2253)	(4246)
Loyer moyen	5.09	7.26	5.09	7.26
par mètre carré	(5.28)	(4.68)	(5.28)	(4.68)
$\ln(w_k^i)$	4.14	4.20	4.04	4.04
$\ln(b_k^i)$	3.87	3.92	3.64	3.71

Notes : (i) Lecture : en moyenne entre 1996 et 2006, un ménage résidant dans une grande unité urbaine, dont la PR est d'origine non-immigrée et est employée bénéficie d'un revenu annuel moyen de 23681 euros et fait face à un loyer mensuel moyen par mètre carré de 7.26 euros (euros de 2006). Cela correspond à un salaire efficace moyen dont le logarithme est égal à 4.2 (ii) Africains pondérés : groupe contrefactuel dont les caractéristiques sont rapprochées de celles des non-immigrés en termes de sexe, d'âge et de diplôme de la PR et de taille et de nombre d'enfants du ménage. (iii) Zone 1 : TUU de 0 à 5 ; Zone 2 : TUU de 6 à 8. (iv) Ecart-types entre parenthèses. (v) Source : INSEE, ENL 1996, 2002 et 2006

Tab. 4.5 – Revenu moyen et loyer moyen par mètre carré

28 % pour les seconds ; en cas de changement de zone, le gain est de 33 à 40 % pour les premiers contre 22 à 33 % pour les seconds.

Le Tableau 4.6 représente les probabilités $\Pr \left[V_j^i(y_j^i) \geq V_{-j}^i(y_{-j}^i) \right]$ pour chaque groupe démographique. L'espace des états possibles est représenté en ligne et en colonne, soit chômeur en zone 1, employé en zone 1, chômeur en zone 2 et employé en zone 2. A l'intersection d'une ligne et d'une colonne, on trouve la probabilité que l'individu du groupe sélectionné préfère l'état de la colonne à l'état de la ligne. Formellement, si y^C désigne le revenu réel moyen associé à la situation décrite en colonne et y^L le revenu réel moyen associé à la situation décrite en ligne, le tableau donne la valeur de $\phi^i [\ln(y^C/y^L)]$ qui correspond à la probabilité qu'un individu d'ethnie i choisisse la situation en colonne plutôt que la situation en ligne.

Le Tableau 4.6 singularise le biais géographique des Africains en faveur des grandes villes. Ainsi, 47 % des individus d'origine africaine "préfèrent" être au chômage dans une grande ville plutôt que de travailler dans une petite agglomération ou en milieu rural. Les non-immigrés sont 40 % dans ce cas de figure. Ce constat est d'autant plus marquant que

Africains pondérés		(<i>u</i> , 2)	(<i>e</i> , 2)
	(<i>u</i> , 1)	0.593	0.687
	(<i>e</i> , 1)	0.473	0.573
Non immigrés		(<i>u</i> , 2)	(<i>e</i> , 2)
	(<i>u</i> , 1)	0.489	0.582
	(<i>e</i> , 1)	0.396	0.491

Notes : (i) Lecture : en moyenne entre 1996 et 2006, la PR employée d'un ménage africain en zone 2 a 68,7% de chances de préférer sa situation au fait d'être au chômage en zone 1. (ii) Source : ENL 1996, 2002 et 2006

Tab. 4.6 – Probabilité de préférer la situation en colonne à la situation en ligne

les Africains au chômage en zone 2 ont davantage à gagner à occuper un emploi en zone 1 que leurs homologues non-immigrés (33 % contre 22 %).

Rappelons que l'on parle ici de localisation désirée, c'est-à-dire sans prise en compte des imperfections du marché du logement puisque le déménagement sous-jacent se ferait à conditions de logement égal. Ces imperfections sont elles-mêmes susceptibles de renforcer la tendance des Africains à éviter les petites agglomérations, ce que montre la sous-section suivante.

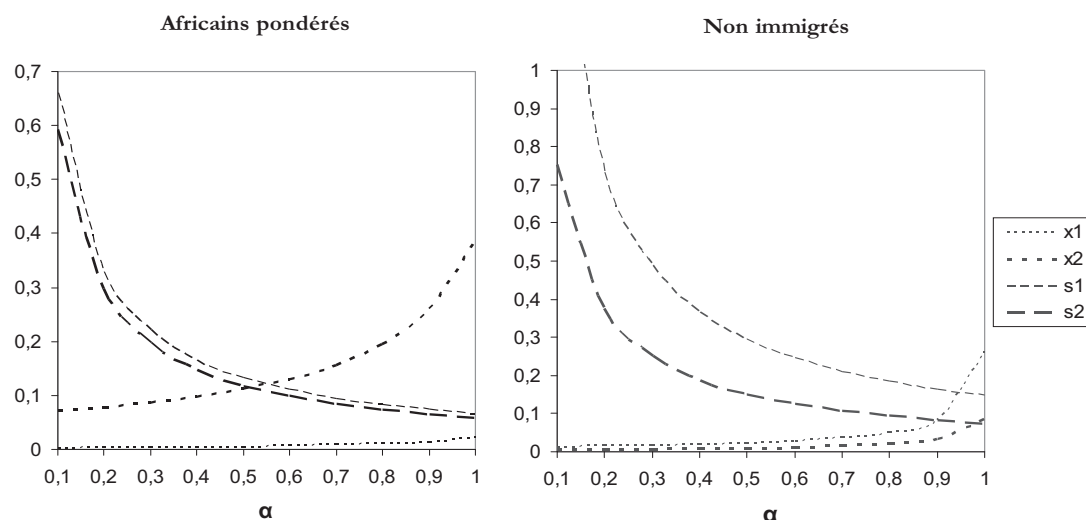
4.4.4 Probabilités d'obtenir une offre d'emploi et de logement

On utilise les différentes valeurs décrites précédemment afin de résoudre les systèmes (4.3,4.4,4.5) et ainsi calculer les valeurs des différentes probabilités d'obtention d'un logement en fonction du paramètre α , ainsi que les probabilités de recevoir une offre d'emploi.

Les Figures 4.2 et 4.3 illustrent graphiquement ces probabilités, en distinguant la population employée en période précédente et la population au chômage en période précédente. La Figure 4.4 présente une comparaison synthétique de ces différentes probabilités, par ethnie et par statut d'activité initial.

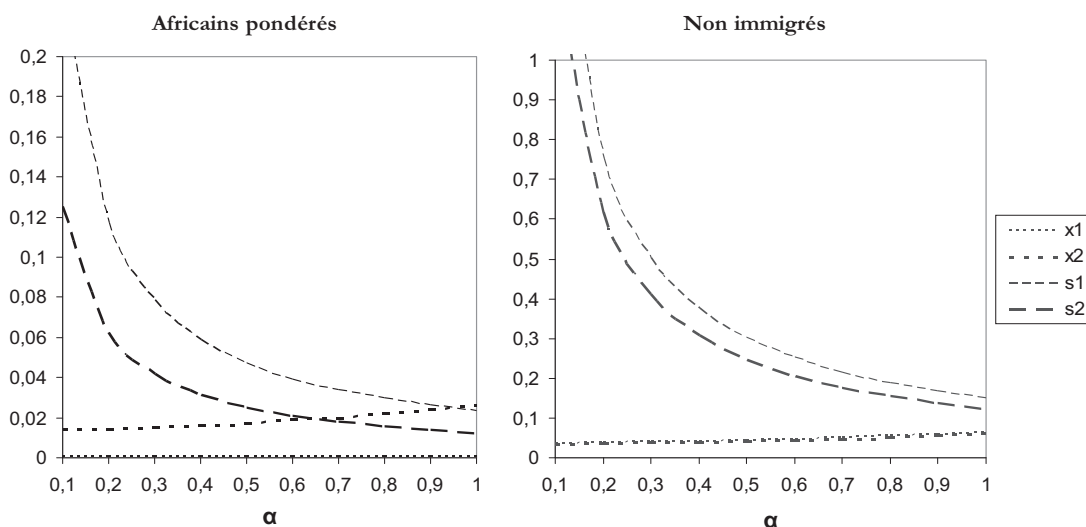
Discutons d'abord le rôle joué par le paramètre α d'efficacité de la recherche d'emploi dans la zone de non-résidence. A transition donnée entre deux zones géographiques, un paramètre faible signifie qu'il est difficile d'obtenir un emploi dans la zone de non-résidence,

Fig. 4.2 – Valeurs calibrées pour la population employée en $t - 1$ en fonction du paramètre α d'efficacité de recherche d'emploi hors de la zone.



Note : les valeurs correspondantes des $p_j^{i,e}$ sont $p_1^{A,e} = 0.85$, $p_2^{A,e} = 0.83$, $p_1^{NA,e} = 0.95$ et $p_2^{NA,e} = 0.94$

Fig. 4.3 – Valeurs calibrées pour la population au chômage en $t - 1$ en fonction du paramètre α d'efficacité de recherche d'emploi hors de la zone.



Note : les valeurs correspondantes des $p_j^{i,u}$ sont $p_1^{A,u} = 0.45$, $p_2^{A,u} = 0.50$, $p_1^{NA,u} = 0.48$ et $p_2^{NA,u} = 0.48$

et donc que les transitions observées s'expliquent d'abord par une probabilité élevée d'accès au logement lors d'une mobilité professionnelle. Inversement, un paramètre fort signifie qu'il est facile d'obtenir un emploi dans l'autre zone géographique, et donc que le marché du

logement vient limiter la mobilité professionnelle au travers de probabilités d'accès au logement plus faibles. C'est pourquoi les courbes s_1 et s_2 sont systématiquement décroissantes avec α . Par ailleurs, à transition donnée entre chômage et emploi, un paramètre faible tend à minorer les taux d'emploi prédits par le modèle, ce qu'il est nécessaire de compenser par une difficulté exacerbée d'accès au logement sans obtention d'emploi dans la zone de non-résidence. Cette nécessité diminue avec le paramètre α , de sorte que les probabilités x_1 et x_2 sont croissantes dans les six graphiques.

Les Africains ont des probabilités p^e de transition d'emploi à emploi plus faibles de 10 points que les non-immigrés. Notre calibration met ainsi en avant l'instabilité spécifique des relations d'emploi des personnes d'origine africaine comme moteur de leurs difficultés sur le marché du travail. Cette instabilité peut être liée au contrat de travail lui-même qui serait plus souvent un CDD que dans la population non-immigrée. Elle peut également être due aux secteurs d'activité des personnes d'origine africaine, secteurs qui seraient plus exposés aux licenciements. Enfin, les comportements spécifiques des employeurs comme des employés peuvent également contribuer à l'explication d'un tel écart. En revanche, les probabilités p^u de transition de chômage à emploi ne sont pas systématiquement en défaveur des Africains.⁶

La Figure 4.4 compare les probabilités d'obtention d'un logement entre les deux ethnies. On y observe plusieurs phénomènes frappants. Tout d'abord, les probabilités d'obtenir un logement des non-immigrés sont, dans 7 cas sur 8, supérieures aux probabilités équivalentes des Africains. L'écart le plus spectaculaire concerne la probabilité d'obtenir un logement en zone 1 sans y avoir trouvé d'emploi et en étant au chômage en $t - 1$: la probabilité correspondante pour les Africains est 100 fois inférieure à celle des non-immigrés. De façon générale, au sein de la population au chômage en $t - 1$, les Africains souffrent de

⁶Deux effets opposés peuvent expliquer que p^u ne diffère que très peu entre les deux groupes. D'un côté les personnes d'origine africaine peuvent être discriminées à l'embauche ; d'un autre côté le Tableau 4.5 suggère que les travailleurs africains ont un salaire de réserve plus faible. Les deux effets se compenseraient. Rappelons en outre qu'il s'agit de transitions sur une période relativement longue, quatre ans, qui peut gommer des différences de durée de chômage entre les deux groupes observables sur une période plus courte.

probabilités très largement inférieures. Ceci vaut également pour la population employée en $t - 1$, bien que dans des proportions plus modestes.

Ces écarts en défaveur de la population d'origine africaine appellent différentes explications. La première repose sur les comportements discriminant sur le marché du logement. Les propriétaires pourraient être tentés de refuser des locataires d'origine africaine en raison de leurs préjugés personnels, de ceux des autres locataires (voir le premier chapitre de cette thèse), ou pour tout autre motif de discrimination statistique. La seconde fait intervenir le patrimoine supposé des deux groupes démographiques ou, plus généralement, leur accès différentiel au marché du crédit. Ces différences sont à leur tour susceptibles de peser sur les possibilités de déménagement. La dernière fait intervenir le réseau relationnel des personnes. Nous avons déjà évoqué cet aspect lorsque nous avons commenté les préférences géographiques imputées aux deux groupes. Le réseau social facilite l'accès au logement. Or ce réseau est probablement plus démuné dans le cas des Africains, tout comme il leur est davantage disponible dans les grandes cités que dans les petites villes.

La Figure 4.4 met en avant une exception notable : la probabilité d'obtenir un logement en zone 2 sans y avoir trouvé d'emploi pour les ménages employés en $t-1$, où la probabilité des Africains est de 5 à 10 fois supérieure. Une explication possible repose sur la géographie du logement social, bien davantage disponible en zone 2. [Bouvard et al. \(2009\)](#) documentent le fait que les personnes d'origine africaine, sur-représentées dans le logement social, ont davantage tendance à y entrer quand elles n'y sont pas et à y rester quand elles y sont. Ces constats semblent robustes au contrôle des caractéristiques observables.

Ces différentes probabilités sont compatibles avec un scénario d'ensemble fondé sur la ségrégation sur le marché du travail et le marché du logement, ségrégation qui prendrait place à l'échelle intra-régionale ([Gobillon et al. \(2011\)](#)). Ce scénario aurait les traits suivants. En raison de contraintes financières et de phénomènes de discrimination, les populations d'origine africaine seraient discriminées sur le marché privé du logement et se rabattraient

Fig. 4.4 – Probabilités relatives d'accès au logement des non-immigrés et des Africains en fonction du paramètre α d'efficacité de recherche d'emploi hors de la zone.



sur le logement social. Dans le même temps, une partie des non-immigrés serait conduite à éviter ce même logement social, ce qui renforcerait la ségrégation résidentielle. Cette ségrégation produirait à son tour des effets pervers sur le marché du travail : d'une part les populations d'origine africaine seraient trop éloignées des emplois disponibles (c'est la thèse centrale de la théorie de la mésentlocation spatiale évoquée en Introduction) ; d'autre part, le lieu de résidence véhiculerait un signal négatif sur l'employabilité, par un mécanisme de *redlining* (Gobillon et Selod (2007)).

Ces schémas explicatifs contribuent assurément à l'explication d'une grande part de la spécificité des Africains. Cependant, ils ne permettent pas d'expliquer pourquoi les Africains ne quittent pas ces villes dans lesquelles ils semblent si désavantagés. Notre approche propose ainsi un cadre d'analyse complémentaire aux travaux centrés sur la mésentlocation spatiale des immigrés à l'échelle urbaine.

4.5 Impact des paramètres structurels du modèle

Dans cette section, nous utilisons la calibration de notre modèle pour comprendre les différences résiduelles de taux de chômage et de localisation entre les deux groupes ethniques. Nous procédons en deux temps. D'abord, nous examinons les différentiels de chômage et de localisation sur la période ayant servi à la calibration. Ensuite, nous analysons les taux de chômage et les localisations de long terme qui résulteraient des différentes transitions calculées si celles-ci se prolongeaient indéfiniment.

4.5.1 Court terme

4.5.1.1 Décomposition du différentiel de taux de chômage

On exprime le taux de chômage U^i dans l'ethnie i en fonction des formules précédentes. Cela permet de distinguer l'effet des paramètres p , x et s , d'une part, et d'autre part les effets d'hystérèse liés à la situation initiale, que ce soit en termes de localisation ou d'activité. On note ainsi θ_j^i la proportion de la population i initialement localisée en zone j et v_j^i le taux de chômage au sein de cette population initiale. On note N^i l'effectif total, stable dans le temps, de la population d'ethnie i . On peut écrire le taux de chômage global de chaque ethnie ainsi :

$$U^i = \sum_{f=e,u,j=1,2} (u_{jj}^{if} + u_{j-j}^{if}) = \sum_{j=1,2} \theta_j^i \left\{ v_j^i \left[1 - \frac{l_{jj}^{iu}}{n_j^{iu}} - \frac{l_{j-j}^{iu}}{n_j^{iu}} \right] + (1 - v_j^i) \left[1 - \frac{l_{jj}^{ie}}{n_j^{ie}} - \frac{l_{j-j}^{ie}}{n_j^{ie}} \right] \right\}. \quad (4.7)$$

En remplaçant les proportions l_{jj}^{iu}/n_j^{iu} , l_{j-j}^{iu}/n_j^{iu} , l_{jj}^{ie}/n_j^{ie} et l_{j-j}^{ie}/n_j^{ie} par leurs expressions données dans les systèmes (4.3) et (4.4), on peut recalculer des taux de chômage contrefactuels au moyen des valeurs calibrées des différents paramètres.

Nous considérons deux scénarios. Dans le premier, nous calculons le taux de chômage

contrefactuel U^A des Africains dans l'éventualité où un paramètre particulier était fixé à la valeur qu'il prend pour les non-immigrés. Dans le second, nous calculons le taux de chômage contrefactuel des Africains dans l'éventualité où tous les paramètres étaient fixés à la valeur correspondante parmi les non-immigrés à l'exception d'un seul. Cela revient à calculer un taux de chômage contrefactuel pour les non-immigrés dans le cas où seul ce paramètre particulier était fixé à sa valeur dans la population des Africains. C'est pourquoi nous notons ce taux de chômage U^{NA} .

Le Tableau 4.7 montre que les différences d'accès au marché de l'emploi jouent un rôle prépondérant. Cela dérive surtout de la plus faible probabilité qu'un Africain employé conserve son emploi d'une période sur l'autre. La différence suffit à expliquer plus de 70 % de l'écart observé entre les taux de chômage. Le modèle examine le rôle joué par l'espace de trois façons différentes : par la localisation initiale des différents groupes de la population, par les préférences géographiques intrinsèques de ces groupes et par l'accès des groupes au marché du logement. La combinaison des trois éléments contribue à près de 15 % à l'écart résiduel des taux de chômage.

L'amplitude limitée de l'impact de l'espace tient en partie au fait que la mobilité résidentielle observée des individus entre les deux zones géographiques que nous identifions est peu importante au cours d'une période d'une durée aussi courte (4 ans) que celle que nous considérons.⁷ La définition plus précise d'une mobilité résidentielle entre des zones géographiques plus nombreuses et donc moins diamétralement opposées les unes aux autres, permettrait d'identifier de nombreux cas intermédiaires, donc de réévaluer à la hausse le rôle de l'espace dans le différentiel de taux de chômage. On revient sur ce point en conclusion de ce travail.

Enfin, cette décomposition ne prend pas en compte les effets d'équilibre général que

⁷L'application de notre raisonnement à un pays comme les Etats-Unis, où la mobilité résidentielle des ménages est largement supérieure à celle des Français (Rupert et Wasmer (2009)), pourrait conduire à des résultats plus importants.

la modification d'un ou de plusieurs paramètres pourraient entraîner sur l'offre de travail globale, donc sur le taux de chômage des non-immigrés. Cependant, ces effets sont de second ordre si l'on garde en mémoire que les Africains forment 5 % de la population totale. Ainsi, même la diminution de 9 points du taux de chômage induite par une modification de p^e ne conduirait qu'à une augmentation de 0.5 % de la population employée totale, ce qui ne modifierait pas l'offre de travail globale de façon importante. Cette approximation est donc légitime pour l'étude de sous-populations de petite taille.

Paramètres modifiés	Taux U^A contrefactuel	Réduction de l'écart	Taux U^{NA} contrefactuel	Réduction de l'écart
Marché du travail				
p^u	20.1%	-1.5%	7.0%	0.8%
p^e	10.5%	72.3%	16.5%	73.8%
p^u, p^e	10.7%	70.8%	16.6%	74.6%
y	20.0%	-0.8%	6.9%	0%
p^u, p^e, y	10.7%	70.8%	16.5%	73.8%
Marché du logement				
x^u	20.0%	-0.8%	6.9%	0%
x^e	19.6%	2.3%	7.8%	6.9%
x^u, x^e	19.6%	2.3%	7.8%	6.9%
s^u	19.8%	0.8%	7.0%	0.8%
s^e	19.5%	3.1%	7.1%	1.5%
s^u, s^e	19.3%	4.6%	7.1%	1.5%
x^u, x^e, s^u, s^e	19.0%	6.9%	8.0%	8.5%
Préférences				
ϕ	19.8%	0.8%	7.3%	3.1%
Poids de l'histoire				
v	17.9%	15.4%	9.0%	16.2%
θ	19.7%	1.5%	7.3%	3.1%
v, θ	18.1%	13.8%	10.0%	23.8%

Notes : (i) Lecture : Si les Africains pondérés avaient les même probabilités d'obtenir un emploi que les non immigrés, leur taux de chômage passerait de 19.9% à 10.7% On estime donc que ces probabilités contribuent à 70.8% de l'écart de taux observé. (ii) Source : ENL 1996, 2002 et 2006

Tab. 4.7 – Taux de chômage contrefactuels

4.5.1.2 Décomposition du différentiel de répartition sur le territoire

De la même façon, on cherche à décomposer le différentiel résiduel de présence en zone 1 (zones rurales et agglomérations de moins de 100 000 habitants) entre non-immigrés et Africains. On utilise la même méthodologie de décomposition que précédemment. On note Z_j^i la proportion actuelle de la population d'ethnie i localisée en zone j .

$$Z_j^i = \sum_{f=e,u} (l_{jj}^{if} + l_{-jj}^{if} + u_{jj}^{if} + u_{-jj}^{if}) = \sum_{f=e,u} \left[n_j^{if} \left(1 - \frac{u_{j-j}^{if}}{n_j^{if}} - \frac{l_{j-j}^{if}}{n_j^{if}} \right) + n_{-j}^{if} \left(\frac{l_{-jj}^{if}}{n_{-j}^{if}} + \frac{u_{-jj}^{if}}{n_{-j}^{if}} \right) \right] \quad (4.8)$$

On remplace ensuite les proportions u_{j-j}^{if}/n_j^{if} , l_{j-j}^{if}/n_j^{if} , l_{-jj}^{if}/n_{-j}^{if} et u_{-jj}^{if}/n_{-j}^{if} par leurs expressions données dans les systèmes (4.3), (4.4) et (4.5). Le Tableau 4.8 présente les résultats.

Etant donné la faiblesse de la mobilité résidentielle mesurée à cette échelle, il n'est pas étonnant que θ , paramètre de localisation antérieure, détermine près de 90 % du différentiel de taux de zone 1 entre Africains et non-immigrés. Un résultat plus intéressant que l'on peut tirer du Tableau 4.8 concerne l'impact marginal des autres paramètres : on observe que l'accessibilité du marché du logement détermine plus de trois quarts de l'écart restant, tandis que les paramètres liés au marché du travail n'ont aucun impact. Cependant, ce résultat tient en partie au fait que les paramètres liés au marché du travail ont déjà joué sur la localisation antérieure des ménages, ce qui constitue une limite à notre cadre de modélisation statique. Pour cette raison, on reproduit ensuite l'exercice dans un cadre de long terme, correspondant à l'état stationnaire du système de transitions qu'on a calibré.

Paramètres modifiés	Taux Z_1^A contrefactuel	Réduction de l'écart	Taux Z_1^{NA} contrefactuel	Réduction de l'écart
Marché du travail				
p^u	24.4%	0%	55.6%	0%
p^e	24.6%	0.6%	55.5%	0.3%
p^u, p^e	24.6%	0.6%	55.5%	0.3%
y	24.3%	-0.3%	55.8%	-0.6%
p^u, p^e, y	24.4%	0%	55.7%	-0.3%
Marché du logement				
x^u	24.5%	0.3%	55.6%	0%
x^e	25.3%	2.9%	54.3%	4.2%
x^u, x^e	25.4%	3.2%	54.3%	4.2%
s^u	24.6%	0.6%	55.6%	0%
s^e	26.3%	6.1%	54.2%	4.5%
s^u, s^e	26.5%	6.7%	54.2%	4.5%
x^u, x^e, s^u, s^e	27.4%	9.6%	52.9%	8.7%
Préférences				
ϕ	25.1%	2.2%	54.1%	4.8%
Poids de l'histoire				
v	24.5%	0.3%	55.5%	0.3%
θ	52.0%	88.5%	28.9%	85.6%
v, θ	52.1%	88.8%	28.8%	85.9%

Notes : (i) Lecture : Si les Africains pondérés avaient les mêmes préférences géographiques que les non immigrés, leur taux de zone 1 passerait de 24.4% à 25.1%. On estime donc que ces préférences contribuent à 2.2% de l'écart de taux observé. (ii) Source : ENL 1996, 2002 et 2006

Tab. 4.8 – Taux de zone 1 contrefactuels

4.5.2 Long terme

En toute rigueur, le modèle développé initialement ne permet pas d'appréhender les comportements individuels dans le long terme. En effet, le modèle ne comporte que deux périodes, qui renvoient à l'analyse de court terme effectuée jusqu'ici. Les fonctions d'utilité ne sont pas inter-temporelles et l'histoire des agents n'intervient pas dans leur évaluation actuelle de telle ou telle situation à venir. Il n'en demeure pas moins que la répétition des transitions prédites et observées dans le court terme conduit à une répartition des populations à long terme qui diffère de la répartition de la population observée à court terme. Nous nous intéressons maintenant aux propriétés de cette répartition à long terme.

4.5.2.1 Définition

A chaque date $t - 1$, la composition de la population d'ethnie i est définie par le vecteur $S^i = (n_1^{iu}, n_2^{iu}, n_1^{ie}, n_2^{ie})'$. Soit Π^i la matrice de passage de $t - 1$ en t :

$$\Pi^i = \begin{pmatrix} u_{11}^{iu}/n_1^{iu} & u_{12}^{iu}/n_1^{iu} & l_{11}^{iu}/n_1^{iu} & l_{12}^{iu}/n_1^{iu} \\ u_{21}^{iu}/n_2^{iu} & u_{22}^{iu}/n_2^{iu} & l_{21}^{iu}/n_2^{iu} & l_{22}^{iu}/n_2^{iu} \\ u_{11}^{ie}/n_1^{ie} & u_{12}^{ie}/n_1^{ie} & l_{11}^{ie}/n_1^{ie} & l_{12}^{ie}/n_1^{ie} \\ u_{21}^{ie}/n_2^{ie} & u_{22}^{ie}/n_2^{ie} & l_{21}^{ie}/n_2^{ie} & l_{22}^{ie}/n_2^{ie} \end{pmatrix}. \quad (4.9)$$

On remplace chaque élément de Π^i par son expression en fonction des paramètres calibrés et du paramètre libre α et on peut ensuite définir l'état stationnaire $\hat{S}^i = (\hat{n}_1^{iu}, \hat{n}_2^{iu}, \hat{n}_1^{ie}, \hat{n}_2^{ie})'$ tel que $\hat{S}^i = \hat{S}^i \Pi^i$. Cet état ne dépend pas de la distribution initiale et les résultats sont donc purgés de tout effet d'hystérèse. On obtient les taux suivants : un taux de chômage de 25.3 % pour les Africains et de 9.1 % pour les non-immigrés, un taux de zone 1 de 29.4 % pour les Africains et de 66.5 % pour les non-immigrés. Ces taux sont sensiblement supérieurs aux taux de court terme calculés directement à partir des données, ce qui signifie

que le système n'est pas encore à l'état stationnaire.

4.5.2.2 Résultats

Ce calcul des taux de long terme est ensuite répliqué pour des populations d'Africains contrefactuelles dont les caractéristiques spatiales sont rendues identiques à celles des non-immigrés. Les Tableaux 4.9 et 4.10 résument les résultats de cet exercice. Le résultat principal est donné dans le Tableau 4.9 : "l'espace", même défini de façon aussi simple et binaire par l'opposition entre deux grandes zones, permet d'expliquer 10 % de l'écart de taux de chômage. Son effet passe pour la quasi-totalité par le marché du logement (caractérisé par les probabilités d'accéder à un logement). Cela dit, la majeure partie de l'écart demeure expliquée par les paramètres du marché du travail. En particulier, la force dominante reste l'écart entre p^{Ae} et p^{NAe} , la probabilité de rester employé quand on était en emploi en $t - 1$. En ce qui concerne le différentiel de répartition géographique sur le territoire, le Tableau 4.10 montre que les différences sont expliquées aux trois quarts par le marché du logement et pour le quart restant, par les différences en termes de préférences géographiques.

Paramètres modifiés	Taux U^A contrefactuel	Réduction de l'écart	Taux U^{NA} contrefactuel	Réduction de l'écart
Marché du travail				
p^u	25.5%	-1.2%	9.3%	1.2%
p^e	11.0%	88.3%	23.3%	87.7%
p^u, p^e	11.3%	86.4%	23.8%	90.7%
y	25.6%	-1.9%	9.0%	-0.6%
p^u, p^e, y	11.6%	84.6%	23.6%	89.5%
Marché du logement				
x^u	25.5%	-1.2%	9.0%	-0.6%
x^e	24.7%	3.7%	10.9%	11.1%
x^u, x^e	24.8%	3.1%	10.8%	10.5%
s^u	24.7%	3.7%	9.4%	1.9%
s^e	25.2%	0.6%	9.6%	3.1%
s^u, s^e	24.5%	4.9%	9.9%	4.9%
x^u, x^e, s^u, s^e	23.7%	9.9%	11.1%	12.3%
Préférences				
ϕ	25.1%	1.2%	9.3%	1.2%

Notes : (i) Lecture : Si les Africains avaient les mêmes probabilités d'accès au logement que les non-Africains, leur taux de chômage de long terme passerait de 25.3% à 23.7% On estime donc que ces préférences contribuent à 9.9% de l'écart de taux observé. (ii) Source : ENL 1996, 2002 et 2006

Tab. 4.9 – Taux de chômage de long terme contrefactuels

Paramètres modifiés	Taux Z_1^A contrefactuel	Réduction de l'écart	Taux Z_1^{NA} contrefactuel	Réduction de l'écart
Marché du travail				
p^u	29.1%	-0.8%	66.4%	0.3%
p^e	31.1%	4.6%	64.9%	4.3%
p^u, p^e	31.0%	4.3%	64.5%	5.4%
y	28.5%	-2.4%	68.1%	-4.3%
p^u, p^e, y	29.8%	1.1%	65.8%	1.9%
Marché du logement				
x^u	31.6%	5.9%	66.5%	0%
x^e	46.9%	47.2%	55.1%	30.7%
x^u, x^e	47.7%	49.3%	54.5%	32.3%
s^u	32.3%	7.8%	66.9%	-1.1%
s^e	43.5%	38.0%	56.1%	28.0%
s^u, s^e	43.9%	39.1%	55.9%	28.6%
x^u, x^e, s^u, s^e	56.4%	72.8%	38.6%	75.2%
Préférences				
ϕ	35.5%	16.4%	57.0%	25.6%

Notes : (i) Lecture : Si les Africains avaient les mêmes probabilités d'accès au logement que les non-Africains, leur taux de zone 1 de long terme passerait de 29.4% à 56.4% On estime donc que ces probabilités contribuent à 72.8% de l'écart de taux observé. (ii) Source : ENL 1996, 2002 et 2006

Tab. 4.10 – Taux de zone 1 de long terme contrefactuels

4.6 Extensions

Nous analysons la robustesse des résultats au travers de trois extensions qui examinent tour à tour une partition géographique différente, l'effet du statut résidentiel, et l'impact du paramètre d'efficacité de recherche d'emploi dans la zone de non-résidence.

4.6.1 Paris vs Province

La partition géographique que nous opérons est justifiée par les diagnostics présentés en section 2 ; les Africains témoignent en outre de préférences géographiques plus élevées en zone 2 qu'en zone 1. Nous examinons maintenant une partition alternative à l'esprit similaire : Paris versus Province. Le Tableau 4.11 montre que cette partition a également du sens dans la mesure où les Africains sont sur-représentés dans l'agglomération parisienne, quittent moins fréquemment cette agglomération, et plus fréquemment le reste de la France.

Africains	N	$(f, j) \rightarrow (g, k)$	$(u, 1)$	$(e, 1)$	$(u, 2)$	$(e, 2)$
pondérés	253	$(u, 1)$	0.459	0.489	0.000001	0.052
	1285	$(e, 1)$	0.163	0.815	0.006	0.016
	209	$(u, 2)$	0.0002	0	0.593	0.407
	1480	$(e, 2)$	0.005	0.018	0.154	0.822
Non	N	$(f, j) \rightarrow (g, k)$	$(u, 1)$	$(e, 1)$	$(u, 2)$	$(e, 2)$
immigrés	2087	$(u, 1)$	0.514	0.481	0	0.006
	40119	$(e, 1)$	0.048	0.943	0.0004	0.008
	249	$(u, 2)$	0.017	0.040	0.448	0.494
	7544	$(e, 2)$	0.006	0.078	0.053	0.863

Notes : (i) Lecture : en moyenne entre 1996 et 2006, un ménage dont la PR est non immigrée et est au chômage en zone 1 en t-1 a une probabilité de 45.9% d'être encore au chômage en zone 1 en t. (ii) Africains pondérés : groupe contrefactuel dont les caractéristiques sont rapprochées de celles des non-immigrés en termes de sexe, d'âge et de diplôme de la PR et de taille et de nombre d'enfants du ménage. (iii) Zone 1 : TUU de 0 à 7 ; Zone 2 : TUU 8. (iv) Source : ENL 1996, 2002 et 2006

Tab. 4.11 – Matrice de mobilité entre emploi et chômage et entre la région parisienne et le reste de la France

Les détails de la nouvelle calibration sont donnés en Annexe 4.F. Nous commentons maintenant les éléments les plus saillants. Nous commençons par les préférences géogra-

phiques. La loi normale qui approxime au mieux ces préférences est de moyenne 0.29 pour les non-immigrés et de moyenne 0.61 pour les Africains. Les résultats présentés jusqu'ici s'inversent car les Africains semblent maintenant préférer vivre hors de l'agglomération parisienne, toutes choses égales par ailleurs.

Les probabilités d'accès au logement diffèrent sensiblement de la calibration initiale. C'est notamment le cas des paramètres s_2 et x_2 , ce qui n'est pas surprenant quand on pense à la spécificité du marché du logement en région parisienne en regard de celui des autres unités urbaines françaises de plus de 100 000 habitants. A l'instar de la calibration de référence, les probabilités d'offre d'emploi dans chaque zone sont défavorables aux personnes d'origine africaine, environ 10 points de pourcentage plus faibles. Cependant, le marché du travail provincial est davantage favorable aux chômeurs africains qu'aux chômeurs non-immigrés, alors que l'inverse prévaut à Paris. Les exercices de contrefactuels révèlent que le marché du logement ne joue plus qu'un rôle anecdotique sur le différentiel de taux de chômage ; les préférences géographiques ne jouent quant à elles aucun rôle. Symétriquement, le marché du travail n'explique que très peu le différentiel de localisation et les préférences géographiques contribuent négativement à cette explication.⁸

La partition Paris-Province confirme les enseignements de la partition initiale. La singularité de l'agglomération parisienne ouvre cependant des pistes de travail : une partition ternaire du territoire national permet peut-être de mieux comprendre les différentiels de mobilité géographique, de mobilité résidentielle et de taux de chômage entre les deux groupes démographiques.

⁸Des différences apparaissent néanmoins selon que l'on évalue le rôle d'un paramètre à l'aide du taux de chômage contrefactuel des Africains ou à l'aide du taux de chômage des non-immigrés. Par exemple, le marché du travail explique environ 12% du différentiel de localisation de long terme lorsqu'on utilise U^A , alors que cette contribution est négative lorsqu'on utilise U^{NA} .

4.6.2 L'effet du statut résidentiel

Nos calibrations mettent en avant le différentiel de préférences géographiques entre les deux groupes ainsi que le différentiel d'accès au marché du logement. Ces deux résultats suggèrent de s'intéresser davantage au marché du logement, et en particulier à l'hétérogénéité des statuts résidentiels. De nombreux travaux ont essayé de comprendre comment le statut résidentiel impactait la mobilité géographique. Ces travaux mettent l'accent sur les statuts de propriétaire et de locataire du logement social qui accroissent tous deux les coûts de mobilité. Les propriétaires ne peuvent aisément revendre leur maison, d'autant qu'ils font face à des coûts administratifs susceptibles d'engendrer une moins-value à l'occasion de la revente. Cet effet limite leur mobilité en général et peut altérer la reprise d'emploi, ainsi que l'argumente [Oswald \(1999\)](#). Quant aux locataires du parc social, ils bénéficient de loyers inférieurs au prix de marché qui les confine au parc social. Les logements sociaux étant sur-représentés dans les grandes agglomérations, cela explique en partie leur réticence à gagner les petites agglomérations. En outre, le fait d'être locataire du parc social peut véhiculer un signal négatif sur ses caractéristiques productives, ce qui affecte les performances en termes d'emploi.

Des études récentes tendent à remettre en cause la pertinence de ces arguments. [Munch *et al.* \(2005, 2006\)](#) montrent que le contrôle des loyers et le statut de propriétaire ont effectivement un impact négatif sur la mobilité résidentielle, mais que, pour des raisons différentes, les locataires dans le parc contrôlé et les propriétaires retrouvent plus rapidement un emploi local. Sur les propriétaires en France, l'étude économétrique de [Brunet *et al.* \(2010\)](#), en modélisant simultanément les décisions prises sur le marché de l'emploi et sur le marché de logement de façon non-paramétrique, conclut également que les propriétaires français font face à des durées de chômage plus courtes que les locataires. À l'aide d'une méthodologie très différente, [Bouayad-Agha-Hamouche *et al.* \(2010\)](#), qui calibre un modèle de recherche d'emploi à agents hétérogènes, montrent que si plus faible taux de retour

à l'emploi des propriétaires il y a, celui-ci est d'abord dû à l'effet de richesse dont bénéficient les propriétaires non-accédants, qui font face à une plus faible contrainte financière. Quant aux locataires du parc social, Dujardin et Goffette-Nagot (2009) montrent que le fait de vivre en HLM ne semble pas avoir d'impact sur la probabilité de chômage, une fois prise en compte l'endogénéité de la résidence en HLM.

Cela étant, le débat reste ouvert et le présent travail ne peut l'ignorer, d'autant plus que ces travaux ne s'intéressent pas à l'impact différencié du statut résidentiel sur certaines sous-populations, comme, par exemple les différentes populations immigrées ou d'origine immigrées. Notre modèle fait abstraction des statuts résidentiels. Cela signifie qu'ils figurent implicitement dans le calcul des différentes probabilités de transition ainsi que dans la boîte noire que constituent les préférences géographiques. La prise en compte des statuts résidentiels -dont on sait qu'ils varient entre les groupes démographiques mentionnés- est alors susceptible de réduire le rôle attribué à ces préférences géographiques.

Le problème de cet argument est que le statut résidentiel est lui-même endogène ; c'est d'ailleurs un problème bien recensé dans les études précédemment mentionnées. Il est donc difficile d'ériger le statut résidentiel en facteur causal des difficultés éventuelles observées sur le marché du logement ou sur celui du travail. Il serait possible d'amender le modèle théorique pour tenir compte des statuts résidentiels. Cependant, le manque de données pour les personnes d'origine africaine ne nous permet pas de calibrer les probabilités de transition dans un certain nombre de situations (par exemple, nous n'observons que très peu de transitions à partir du statut de chômeur africain résidant dans le logement social d'une zone peu dense).

Nous avons donc choisi de procéder différemment en jouant plutôt sur les critères qui permettent de construire la population d'Africains pondérés. Nous distinguons maintenant les trois statuts : propriétaires, locataires du privé, et locataires HLM.⁹ La population d'Africains

⁹Nous avons également considéré une variante alternative dans laquelle nous excluons de l'échantillon tous les propriétaires. Les résultats de cette calibration sont donnés dans l'Annexe 4.H. Ils sont

pondérés est donc construite de telle sorte qu'elle réplique les proportions observées dans la population de référence en $t - 1$. Cependant, la calibration des préférences, qui déjà seulement sur les locataires du privé dans le modèle de base, demeure ici inchangée. Le taux de chômage de la population d'Africains pondérés s'établit maintenant à 16.7 %, alors que 28 % d'entre eux résident dans les petites agglomérations, c'est-à-dire en zone 1. Le différentiel de taux de chômage en défaveur des Africains est donc de plus de 9 points contre 12 points précédemment. Le différentiel de localisation en zone 1 est de 26 points contre 30 précédemment. Autrement dit, la prise en compte de l'hétérogénéité des statuts résidentiels ne contribue que modestement à réduire les différentiels de taux de chômage et de localisation géographique, alors même que la modalité de prise en compte surestime certainement le rôle de ces mêmes statuts.

En procédant comme dans la calibration de base, on peut trouver les différentes probabilités d'emploi et d'accès au logement pour les deux groupes dans les deux zones. Ces probabilités sont détaillées dans le Tableau 4.25 en Annexe 4.G ; elles sont très proches des probabilités de la calibration de référence, même si le marché du travail est davantage favorable aux Africains.

Nous revenons ensuite sur les exercices de contrefactuels menés en Section 4.5. Le différentiel de taux de chômage est analysé dans le Tableau 4.26 en Annexe. Ce tableau confirme les résultats présentés précédemment, à savoir que le marché du travail explique plus de 70 % du différentiel de taux de chômage, alors que l'espace au sens large en explique environ 15 % (dont une dizaine de % pour le marché du logement). Le différentiel de localisation dans les petites agglomérations est étudié dans le Tableau 4.27. A nouveau nos résultats précédents sont confirmés puisque le différentiel de localisation est principalement expliqué par l'espace au sens large, c'est-à-dire par le marché du logement, l'inertie des localisations initiales, et les préférences géographiques.

très similaires à ceux issus de la repondération en fonction du statut résidentiel.

4.6.3 Impact du paramètre de recherche d'emploi

Notre modèle dépend d'un paramètre peu mis en valeur jusqu'ici : l'efficacité de la recherche d'emploi dans la région de non-résidence. Nous examinons maintenant comment le différentiel de taux de chômage et le différentiel de localisation dépendent de ce paramètre. Nous partons de la calibration de base présentée dans les sections précédentes où $\alpha = 0.5$, et nous faisons varier α entre 0 et 1.

A court terme les résultats dépendent linéairement de α . Nous obtenons :

$$U^A = 0.209 - 0.019\alpha, \quad (4.10)$$

$$U^{NA} = 0.076 - 0.013\alpha, \quad (4.11)$$

$$Z_1^A = 0.229 + 0.031\alpha, \quad (4.12)$$

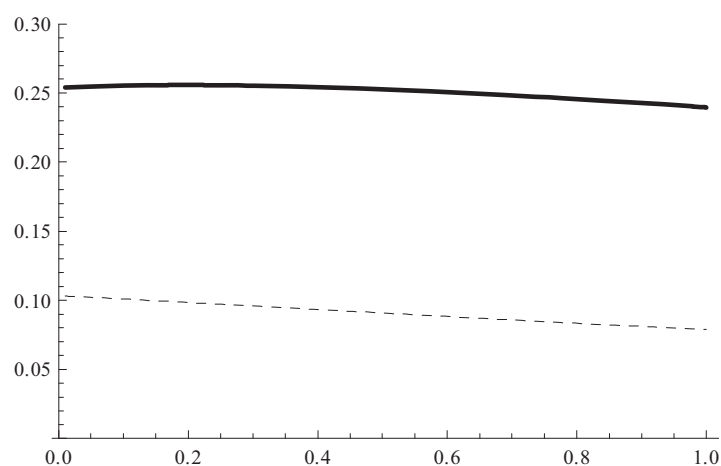
$$Z_1^{NA} = 0.543 + 0.025\alpha. \quad (4.13)$$

Sans surprise, les taux de chômage des deux groupes diminuent avec l'intensité de recherche d'emploi. Mais cette dépendance est relativement faible puisque le taux de chômage varie au plus d'1.9 point pour les Africains et d'1.3 point pour les non-immigrés. La raison est que l'obtention d'un emploi dans la région de non-résidence ne dépend pas que de α mais aussi de la probabilité de recevoir une offre par unité de recherche d'emploi, de l'acceptation de cet emploi compte tenu des préférences géographiques, et de l'accès au logement en cas d'acceptation. Les conclusions sont similaires pour le pourcentage d'individus de chaque groupe en zone 1 qui augmente de façon faible avec α .

A long terme, l'effet de α n'est plus linéaire et il devient à nouveau nécessaire de résoudre numériquement le modèle. La Figure 4.5 représente les taux de chômage de long terme des deux groupes en fonction de α . Cette figure confirme les résultats de court terme puisque les taux de chômage ne dépendent que très peu de α . La Figure 4.6 décrit le pourcentage de long terme de chaque groupe qui réside en zone 1 en fonction de α .

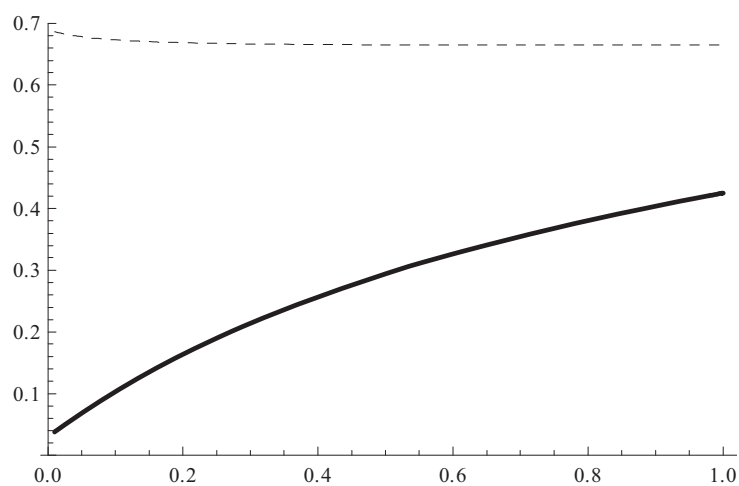
Ce pourcentage diminue marginalement pour les non-immigrés. En revanche il augmente fortement pour les Africains. Quantitativement, le pourcentage augmente de 4 % à 40 % à mesure que α varie entre 0 et 1.

Fig. 4.5 – Taux de chômage de long terme en fonction de α .



Note : la courbe pleine correspond aux Africains pondérés et la courbe tiretée, aux non-immigrés.

Fig. 4.6 – Taux de localisation en zone 1 de long terme en fonction de α .



Note : la courbe pleine correspond aux Africains pondérés et la courbe tiretée, aux non-immigrés.

Remarquons finalement que l'intensité de recherche d'emploi hors de la zone de

résidence est la même pour les deux zones et pour les deux groupes démographiques. On peut pourtant envisager qu'il est plus aisé de localiser un emploi dans les grandes villes, où l'information est plus condensée, que dans les petites agglomérations, où l'information est forcément plus diffuse. De la même manière, il est possible que l'intensité de recherche d'emploi diffère entre les deux groupes, sans que l'on soit certain du signe de la différence. Par exemple, les personnes d'origine africaine font face à des probabilités plus faibles d'embauche, ce qui peut décourager leur effort de recherche. Cependant, elles réalisent des gains plus importants lorsqu'elles obtiennent un emploi, ce qui les incite à entreprendre davantage d'efforts. Dans les deux cas nous avons renoncé à opérer les distinctions correspondantes car les données dont nous disposons ne nous auraient pas permis d'identifier les différents paramètres d'intensité de recherche.

4.7 Conclusion

La méthodologie que nous avons développée dans ce travail permet d'estimer qu'à peu près 15 % de l'écart inexpliqué de taux de chômage entre les immigrés africains et la population non-immigrée vivant en France sont imputables à des mécanismes liés à la spécificité de la mobilité résidentielle de la population africaine à travers le territoire français. L'ampleur de ce résultat n'est pas négligeable et incite à prolonger cette recherche dans plusieurs directions.

Tout d'abord, la partition binaire du territoire national manque une partie des phénomènes que nous cherchons à prendre en compte. Une des directions dans lesquelles nous souhaitons étendre ce travail consistera donc à reproduire cet exercice sur une partition ternaire du territoire (des résultats préliminaires sont présentés en Annexe 4.I).

Une autre extension possible de ce travail consisterait à questionner la pertinence du cadre d'analyse en équilibre partiel auquel nous nous restreignons ici. En particulier, nous considérons pour l'instant les préférences géographiques comme données, alors qu'elles dé-

pendent des opportunités d'emploi et de l'accessibilité du marché du logement aux différentes populations. La même question se pose au sujet de la demande de travail, qui n'est pas modélisée ici.

Enfin, dans une troisième extension, on pourra chercher à introduire un raisonnement dynamique dans le phénomène que nous mettons ici en évidence, en faisant varier les paramètres structurels du modèle, afin, par exemple, de rendre compte de la délocalisation de certains types d'emploi en milieu rural ou encore d'épisodes de construction massive de logements HLM dans les grandes villes. L'idéal serait alors de procéder à une estimation structurelle du modèle.

ANNEXES

4.A Différentiel de mobilité : l'approche par régression

Le Tableau 4.12 montre que parmi les ménages ayant déménagé au moins une fois lors des quatre ans précédant l'enquête, les Africains sont 16 % moins susceptibles de déménager vers une agglomération de taille différente (colonne 1). Cette spécificité est due intégralement au fait qu'ils ne déménagent quasiment jamais vers une unité urbaine plus petite que celle dans laquelle ils résidaient au départ (colonne 2).

Dans les quatre ans précédant l'enquête, population ayant déménagé...	vers une autre TUU (1)	vers une TUU moins dense (2)	vers une TUU plus dense (3)
Africains	-0.163*** (0.041)	-0.177*** (0.014)	0.094*** (0.023)
Contrôles individuels	X	X	X
TUU 4 ans avant l'enquête	X	X	X
N	18889	16274	14997
R ²	0.07	0.04	0.21

Notes : (i) Effets marginaux de trois modèles probits de la probabilité d'avoir effectué l'action décrite. (ii) Les écarts-types sont clusterisés par TUU 4 ans avant l'enquête ; Significativité : *** : 1%. (iii) Contrôles individuels : âge, genre et niveau d'étude de la personne de référence, taille du ménage et nombre d'enfants du ménage, statut d'emploi de la personne de référence 4 ans avant l'enquête. (iv) Échantillons : (1) : tous les ménages ayant déménagé dans les 4 ans précédant l'enquête ; (2) exclut les ménages vivant initialement en milieu rural ; (3) exclut les ménages vivant initialement en région parisienne. (v) Source : ENL 1996, 2002 et 2006

Tab. 4.12 – Déterminants de la mobilité résidentielle entre des unités urbaines de tailles différentes conditionnellement au fait d'avoir déménagé

4.B Biais mémoriel

Dans l'ENL, les taux de chômage en t sont systématiquement supérieurs aux taux de chômage en $t - 1$: 9 % contre 4 % en 1996, 8 % contre 5 % et 2002 et 7 % contre 4 % en 2006. Cette différence ne reflète aucune tendance macroéconomique au cours de la décennie 1996-2006. Elle est imputable à trois problèmes. Tout d'abord, un problème de construction, dû au fait que l'on ne considère pas exactement les mêmes populations, notamment en ce qui concerne leur avancement dans la carrière ; ensuite, un problème d'attrition : on enlève de l'échantillon les individus qui se sont auto-sélectionnés hors de la population active, ce qui est plus susceptible d'arriver à des chômeurs. Enfin, l'utilisation de données déclaratives pose la question de leur fiabilité, en particulier lorsque les individus sont interrogés sur une situation antérieure, assez éloignée dans le temps, comme c'est le cas de l'ENL. L'importance de ce biais mémoriel—biais qui peut être aggravé par des différences de formulation entre la question rétrospective et la question sur la situation actuelle—a d'ailleurs été utilisée comme indicatrice du niveau de gravité subjective des expériences de chômage (Akerlof et Yellen (1985)). Comme l'indique le Tableau 4.13, l'écart entre ces taux est plus élevé pour les Africains en 2002-2006, tandis qu'il est plus élevé pour les non-immigrés en 1996-2002.

	Non-immigrés	Africains pondérés
Interrogés en 1996, déclarent être actuellement au chômage	0.080 (0.271)	0.289 (0.454)
Interrogés 2002, déclarent avoir été au chômage en 1997	0.045 (0.207)	0.132 (0.339)
Interrogés en 2002, déclarent être actuellement au chômage	0.068 (0.251)	0.167 (0.373)
Interrogés en 2006, déclarent avoir été au chômage en 2002	0.039 (0.195)	0.061 (0.239)

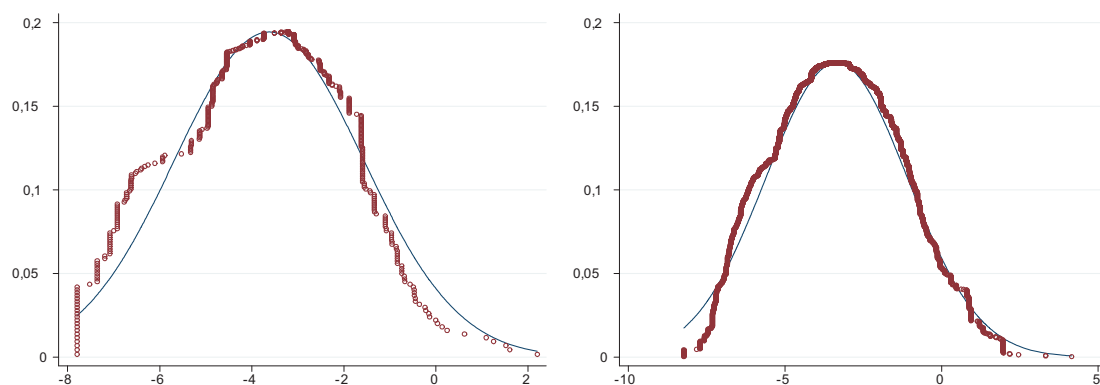
Notes : (i) Lecture : en 2002, 7% des non-Africains se déclarent au chômage, alors qu'ils ne sont que 4.1% en 2006 à se souvenir d'avoir été au chômage en 2002 (ii) Source : ENL 1996, 2002 et 2006

Tab. 4.13 – Biais mémoriel sur les épisodes de chômage

4.C Distribution empirique des préférences géographiques

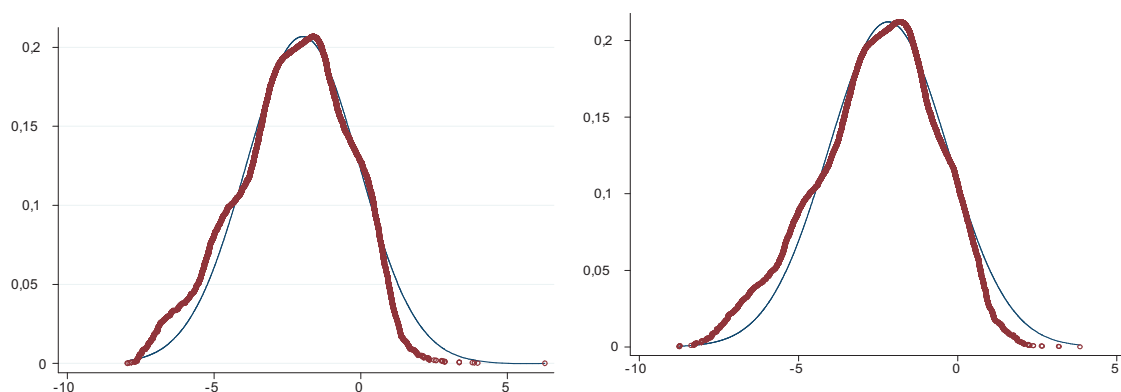
Les quatre distributions $(d_m)_{k=1,2}^{i=A,NA}$ sont représentées par les graphiques suivants :

Fig. 4.7 – Densités de la distribution empirique de d_k^A



Note : à gauche : densité de la distribution empirique de d_1^A et son approximation par la loi normale de paramètres $(-3.71; 1.96)$; à droite : Densité de la distribution empirique de d_2^A et son approximation par la loi normale de paramètres $(-3.16; 2.25)$

Fig. 4.8 – Densités de la distribution empirique de d_k^{NA}



Note : à gauche : densité de la distribution empirique de d_1^{NA} et son approximation par la loi normale de paramètres $(-1.97; 1.93)$; à droite : Densité de la distribution empirique de d_2^{NA} et son approximation par la loi normale de paramètres $(-2.17; 1.86)$

4.D Calibration des préférences : tests de robustesse

Dans cette annexe, on examine différents tests de robustesse à la méthode utilisée afin de calibrer les distributions ϕ^i . Tout d'abord, notons que si l'on utilise une autre variable de satisfaction, les résultats sont très peu changés. Cette autre variable, introduite lors de la vague 2002 de l'enquête, indique directement la note, entre 1 et 10, attribuée par la personne interrogée au sujet de ses conditions de logement. Les distributions ϕ^i auxquelles on aboutit alors sont données par les paramètres $(-0.43; 2.85)$ pour les Africains et $(0.22; 2.59)$ pour les non immigrés.

Ensuite, il est possible de préférer calibrer la distribution du paramètre d , non pas à partir d'une simple différence entre le niveau de satisfaction déclarée et le logarithme du revenu efficace, mais comme le résidu de la régression de ce niveau de satisfaction sur cette variable de revenu. Formellement, cela revient à supposer que l'utilité instantanée du ménage est donnée par $V = \beta^i \ln y_m + d_m$. Les estimations sont pondérées par les mêmes poids qu'auparavant et sont conduites sur le sous-échantillon des locataires du secteur privé. Le tableau 4.14 donne les valeurs estimées pour β^i :

	non immigrés	Africains pondérés
$\hat{\beta}^i$	0.740 ^a (0.031)	0.620 ^a (0.089)
N	10093	1321
R ²	0.05	0.04

Notes : (i) Régressions par moindres carrés ordinaires du niveau déclaré de satisfaction liée au logement sur le logarithme du revenu réel. (ii) Africains pondérés : groupe contrefactuel dont les caractéristiques sont rapprochées de celles des non-immigrés en termes de sexe, d'âge et de diplôme de la PR et de taille et de nombre d'enfants du ménage. (iii) Ecarts-types entre parenthèses. (iv) Source : INSEE, ENL 1996, 2002 et 2006

Tab. 4.14 – Estimation par moindres carrés ordinaires du coefficient β^i sur l'échantillon de locataires du privé

La moyenne et l'écart-type des résidus de ces deux régressions sur les sous-échantillons des populations localisées dans l'une ou l'autre des deux zones géographiques, ainsi que les paramètres des distributions ϕ^i qui en résultent, sont donnés dans le tableau 4.15.

	non immigrés		Africains pondérés	
	zone 1	zone 2	zone 1	zone 2
moyenne de $\hat{d}_m$	0.094	-0.090	-0.348	0.059
écart-type de $\hat{d}_m$	1.915	1.862	1.911	2.176
Paramètres de ϕ^i	(0.184; 2.671)		(-0.407; 2.896)	

Notes : (i) Distribution des résidus estimés des régressions présentées dans le tableau précédent. (ii) Africains pondérés : groupe contrefactuel dont les caractéristiques sont rapprochées de celles des non-immigrés en termes de sexe, d'âge et de diplôme de la PR et de taille et de nombre d'enfants du ménage. (iii) Source : ENL 1996, 2002 et 2006

Tab. 4.15 – Distributions par zone de résidence des résidus issus des estimations précédentes

On constate, une fois encore, que les paramètres des distributions ϕ^i demeurent très proches des valeurs utilisées dans le corps du texte.

Enfin, comme l'utilité individuelle est de nature plus ordinale que cardinale, nous éprouvons la robustesse de nos résultats en termes de préférence relatives des immigrés africains et des non-immigrés vis-à-vis de l'une ou l'autre en estimant un probit ordonné, pondéré avec les mêmes poids qu'auparavant. Les résultats, donnés dans le tableau 4.16, confirment l'attachement spécifique des immigrés africains aux grandes agglomérations.

	non immigrés	Africains pondérés
Revenu réel (log)	0.425 ^a (0.018)	0.304 ^a (0.044)
En zone 2	-0.107 ^a (0.021)	0.217 ^a (0.083)
Seuil 1	2.029	1.873
Seuil 2	2.716	2.619
Seuil 3	3.622	3.452
Seuil 4	4.937	4.879
N	10093	1321
R ²	0.02	0.01

Notes : (i) Régressions pondérées d'un modèle de probit ordonné sur le niveau de satisfaction liée au logement. (ii) Africains pondérés : groupe contrefactuel dont les caractéristiques sont rapprochées de celles des non-immigrés en termes de sexe, d'âge et de diplôme de la PR et de taille et de nombre d'enfants du ménage. (iii) Ecarts-types entre parenthèses. (iv) Source : INSEE, ENL 1996, 2002 et 2006

Tab. 4.16 – Probit ordonné sur le niveau de satisfaction liée au logement en fonction du revenu réel et de la zone de résidence

4.E Calibration des préférences : méthode alternative

En théorie, il devrait également être possible de calibrer les préférences géographiques des différentes ethnies en observant la localisation résidentielle des ménages retraités. L'intérêt de cette population vient du fait que les considérations professionnelles n'affectent plus son processus de localisation. Ce faisant, on considérerait le passage à la retraite comme une forme d'expérience naturelle. Comme le notent Gobillon et Wolff (2011), plus de 30 % des retraités indiquent avoir déménagé suite à leur passage en retraite, et, parmi eux, plus de 40 % ont déménagé vers une autre région. Si l'on fait l'hypothèse que ce choc résidentiel majeur que constitue la retraite affecte également les retraités Africains et les retraités non-immigrés, on peut considérer que la répartition géographique de ces deux groupes suite à ce choc donne une mesure de leur attachement à telle localisation plutôt qu'à telle autre, si ce n'est en termes absolus, du moins relativement à l'autre groupe.

Comme l'indique le Tableau 4.17, le tropisme des Africains en faveur des grandes villes s'observe également lors de la relocalisation des ménages parvenus à la retraite.

Africains			t	Retraité	Retraité
pondérés	N	$t - 1$		en zone 1	en zone 2
	45	Actif en 1		0.858	0.142
	125	Actif en 2		0.012	0.988
Non			t	Retraité	Retraité
immigrés	N	$t - 1$		en zone 1	en zone 2
	2736	Actif en 1		0.983	0.017
	2253	Actif en 2		0.082	0.918

Notes : (i) Lecture : en moyenne entre 1996 et 2006, un ménage dont la PR africaine était active en zone 1 en ($t-1$) et passe à la retraite entre $t-1$ et t a 14.2% de chances de déménager vers la zone 2 au cours de cette période, tandis que cette probabilité est de 1.7% pour son homologue non-immigré. (ii) Africains pondérés : groupe contrefactuel dont les caractéristiques sont rapprochées de celles des non-immigrés en termes de sexe, d'âge et de diplôme de la PR et de taille et de nombre d'enfants du ménage. (iii) Zone 1 : TUU de 0 à 5 ; Zone 2 : TUU de 6 à 8. (iv) Source : ENL 1996, 2002 et 2006

Tab. 4.17 – Mobilité résidentielle lors du passage à la retraite

Cependant, nous n'avons finalement pas retenu cette méthode, pour plusieurs rai-

sons. D'une part, on néglige ici les différences d'offre de logement entre les zones, bien que ces différences affectent les revenus nets effectivement disponibles. Ensuite, on néglige également une spécificité de la stratégie résidentielle de nombreux ménages immigrés parvenus à l'âge de la retraite, qui consiste fréquemment en une résidence alternée entre leur pays d'origine et la France (Coulon et Wolff (2010)). Enfin, le nombre d'observations sur lesquelles se baserait l'analyse nous paraît insuffisant.

4.F Paris vs Province

Dans cette annexe, on présente les résultats d'une calibration basée sur une partition Paris-Province du territoire. Les variables de confort dans chaque zone pour les deux groupes démographiques sont approximées par les lois $d_1^{NA}(-2.02; 1.90)$, $d_2^{NA}(-2.31; 1.84)$, $d_1^A(-2.87; 2.12)$ et $d_2^A(-3.48; 2.34)$. En supposant à nouveau que la covariance est nulle entre les deux distributions, la variable $d_1 - d_2$ est donc distribuée au sein de chaque groupe selon les lois normales suivantes : $\phi^{NA}(0.29; 2.64)$ et $\phi^A(0.61; 3.16)$. On utilise les revenus nominaux donnés dans le Tableau 4.18 et la solution est donnée dans le Tableau 4.19. Les exercices de contrefactuels exercices sont résumés dans les tableaux 4.20 à 4.23.

	non immigrés		Africains pondérés	
	Zone 1	Zone 2	Zone 1	Zone 2
PR au chômage	10402 (8102)	16259 (13670)	6991 (2861)	7739 (5016)
PR en emploi	19868 (12941)	27661 (18535)	14983 (11814)	16920 (12502)

Source : ENL 1996, 2002 et 2006

Tab. 4.18 – Revenu par unité de consommation en fonction de l'ethnie, de l'activité de la PR et de la zone de résidence, partition Paris-Province

	Partition initiale		Paris - Province	
	Africains	Non immigrés	Africains	Non immigrés
	(1)	(2)	(3)	(4)
$p_1^{i,e}$	0.853	0.955	0.833	0.951
$p_2^{i,e}$	0.832	0.942	0.841	0.941
$s_1^{i,e}$	0.132	0.293	0.073	0.320
$s_2^{i,e}$	0.118	0.150	0.086	0.034
$x_1^{i,e}$	0.005	0.023	0.017	0.027
$x_2^{i,e}$	0.112	0.009	0.030	0.002
$p_1^{i,u}$	0.446	0.476	0.513	0.484
$p_2^{i,u}$	0.502	0.481	0.407	0.522
$s_1^{i,u}$	0.047	0.301	0	0.303
$s_2^{i,u}$	0.025	0.247	0.540	0.042
$x_1^{i,u}$	0.0004	0.045	0.0005	0.050
$x_2^{i,u}$	0.017	0.042	0.000003	0

Tab. 4.19 – Valeurs des paramètres pour $\alpha = 0.5$. Comparaison de la partition initiale et de la partition région parisienne - Province

Paramètres modifiés	Taux U^A contrefactuel	Réduction de l'écart	Taux U^{NA} contrefactuel	Réduction de l'écart
Marché du travail				
p^u	19.6%	2.3%	6.9%	0%
p^e	10.2%	74.6%	17.7%	83.1%
p^u, p^e	10.0%	76.2%	17.7%	83.1%
y	19.9%	0%	6.9%	0%
p^u, p^e, y	10.0%	76.2%	17.7%	83.1%
Marché du logement				
x^u	19.9%	0%	6.9%	0%
x^e	19.8%	0.8%	7.4%	3.8%
x^u, x^e	19.8%	0.8%	7.3%	3.1%
s^u	20.0%	-0.8%	6.8%	-0.8%
s^e	19.5%	3.1%	6.9%	0%
s^u, s^e	19.6%	2.3%	6.8%	-0.8%
x^u, x^e, s^u, s^e	19.5%	3.1%	7.2%	2.3%
Préférences				
ϕ	19.8%	0.8%	7.1%	1.5%
Poids de l'histoire				
v	17.7%	16.9%	10.4%	26.9%
θ	20.2%	-2.3%	7.0%	0.8%
v, θ	18.0%	14.6%	9.9%	23.1%

Notes : cf. Tableau 4.7

Tab. 4.20 – Taux de chômage contrefactuels, partition Paris-Province

Paramètres modifiés	Taux Z_1^A contrefactuel	Réduction de l'écart	Taux Z_1^{NA} contrefactuel	Réduction de l'écart
Marché du travail				
p^u	53.7%	-0.3%	83.3%	0%
p^e	53.8%	0%	83.2%	0.3%
p^u, p^e	53.7%	-0.3%	83.2%	0.3%
y	53.6%	-0.7%	83.4%	-0.3%
p^u, p^e, y	53.5%	-1.0%	83.3%	0%
Marché du logement				
x^u	53.8%	0%	83.3%	0%
x^e	54.2%	1.4%	83.3%	0%
x^u, x^e	54.2%	1.4%	83.3%	0%
s^u	54.3%	1.7%	83.0%	1.0%
s^e	56.8%	10.2%	81.3%	6.8%
s^u, s^e	57.3%	11.9%	81.0%	7.8%
x^u, x^e, s^u, s^e	57.7%	13.2%	80.5%	9.5%
Préférences				
ϕ	53.6%	-0.7%	83.3%	0%
Poids de l'histoire				
v	53.9%	0.3%	83.3%	0%
θ	80.7%	91.2%	57.6%	87.1%
v, θ	81.0%	92.2%	57.5%	87.5%

Notes : cf. Tableau 4.8

Tab. 4.21 – Taux de zone 1 contrefactuels, partition Paris-Province

Paramètres modifiés	Taux U^A contrefactuel	Réduction de l'écart	Taux U^{NA} contrefactuel	Réduction de l'écart
Marché du travail	23.8%	15.6%	8.9%	-1.7%
p^u	11.2%	88.4%	25.1%	91.9%
p^e	9.9%	96.0%	24.5%	88.4%
p^u, p^e	26.8%	-1.7%	9.2%	0%
y	10.1%	94.8%	24.4%	87.9%
p^u, p^e, y				
Marché du logement				
x^u	26.4%	0.6%	9.2%	0%
x^e	26.2%	1.7%	9.9%	4.0%
x^u, x^e	26.0%	2.9%	9.9%	4.0%
s^u	25.5%	5.8%	8.8%	-2.3%
s^e	24.8%	9.8%	9.8%	3.5%
s^u, s^e	25.1%	8.1%	9.8%	3.5%
x^u, x^e, s^u, s^e	24.5%	11.6%	10.0%	4.6%
Préférences				
ϕ	26.7%	-1.2%	9.2%	0%

Notes : cf. Tableau 4.9

Tab. 4.22 – Taux de chômage de long terme contrefactuels, partition Paris-Province

Paramètres modifiés	Taux Z_1^A contrefactuel	Réduction de l'écart	Taux Z_1^{NA} contrefactuel	Réduction de l'écart
Marché du travail				
p^u	34.6%	-2.6%	90.9%	-0.2%
p^e	45.4%	17.2%	90.8%	0%
p^u, p^e	44.8%	16.1%	91.2%	-0.7%
y	34.1%	-3.5%	91.9%	-2.0%
p^u, p^e, y	42.6%	12.0%	92.2%	-2.6%
Marché du logement				
x^u	42.7%	12.2%	90.7%	0.2%
x^e	42.7%	12.2%	84.6%	11.3%
x^u, x^e	48.9%	23.5%	84.6%	11.3%
s^u	62.9%	49.1%	84.5%	11.5%
s^e	73.3%	68.1%	58.5%	58.9%
s^u, s^e	87.6%	94.2%	47.1%	79.7%
x^u, x^e, s^u, s^e	93.1%	104.2%	38.1%	96.2%
Préférences				
ϕ	33.0%	-5.5%	92.2%	-2.6%

Notes : cf. Tableau 4.10

Tab. 4.23 – Taux de zone 1 de long terme contrefactuels, partition Paris-Province

4.G Prise en compte du statut résidentiel antérieur

Dans cette annexe, on présente les résultats obtenus si l'on considère une population contrefactuelle d'Africains dont les caractéristiques sont également rendues semblables à celles des non-immigrés concernant le statut résidentiel en $t - 1$ (selon trois modalités : propriétaire, locataire du privé et locataire HLM). Les transitions que l'on utilise alors sont données par le Tableau 4.24. Après résolution des différents systèmes, on obtient les valeurs suivantes, données dans le Tableau 4.25 pour $\alpha = 0.5$. Les exercices de contrefactuels permettent de calculer la contribution des différents paramètres aux différentiels de taux de chômage et de localisation. Ces exercices sont résumés dans les tableaux 4.26 à 4.29.

Africains	N	$(f, j) \rightarrow (g, k)$	$(u, 1)$	$(e, 1)$	$(u, 2)$	$(e, 2)$
pondérés	67	$(u, 1)$	0.536	0.451	0.008	0.004
	471	$(e, 1)$	0.122	0.833	0.023	0.022
	386	$(u, 2)$	0.0002	0.007	0.436	0.557
	2236	$(e, 2)$	0.001	0.025	0.133	0.841
Non	N	$(f, j) \rightarrow (g, k)$	$(u, 1)$	$(e, 1)$	$(u, 2)$	$(e, 2)$
immigrés	1204	$(u, 1)$	0.498	0.456	0.014	0.032
	25029	$(e, 1)$	0.042	0.920	0.002	0.035
	1132	$(u, 2)$	0.016	0.040	0.487	0.457
	22634	$(e, 2)$	0.005	0.072	0.053	0.870

Notes : cf. Table 4.3

Tab. 4.24 – Matrice de mobilité entre zone 1 et zone 2 après appariement en fonction du statut résidentiel

	Africains pondérés avec... les caractéristiques initiales... (1)		Non-Africains ... et le statut d'occupation antérieur (2) (3)
$p_1^{i,e}$	0.853	0.871	0.955
$p_2^{i,e}$	0.832	0.863	0.942
$s_1^{i,e}$	0.132	0.130	0.293
$s_2^{i,e}$	0.118	0.087	0.150
$x_1^{i,e}$	0.005	0.006	0.023
$x_2^{i,e}$	0.112	0.084	0.009
$p_1^{i,u}$	0.446	0.456	0.476
$p_2^{i,u}$	0.502	0.561	0.481
$s_1^{i,u}$	0.047	0.065	0.301
$s_2^{i,u}$	0.025	0.022	0.247
$x_1^{i,u}$	0.0004	0.001	0.045
$x_2^{i,u}$	0.017	0.021	0.042

Tab. 4.25 – Valeurs des paramètres pour $\alpha = 0.5$. Comparaison de la calibration initiale et de la calibration avec pondération en fonction du statut résidentiel

Paramètres modifiés	Taux U^A contrefactuel	Réduction de l'écart	Taux U^{NA} contrefactuel	Réduction de l'écart
Marché du travail				
p^u	16.6%	-5.4%	6.8%	-1.1%
p^e	8.9%	78.3%	14.4%	81.5%
p^u, p^e	9.3%	73.9%	14.3%	80.4%
y	16.2%	-1.1%	6.9%	0%
p^u, p^e, y	9.4%	72.8%	14.2%	79.3%
Marché du logement				
x^u	16.1%	0%	6.9%	0%
x^e	15.6%	5.4%	7.6%	7.6%
x^u, x^e	15.8%	3.3%	7.5%	6.5%
s^u	16.0%	1.1%	7.0%	1.1%
s^e	15.7%	4.3%	7.1%	2.2%
s^u, s^e	15.6%	5.4%	7.2%	3.3%
x^u, x^e, s^u, s^e	15.3%	8.7%	7.8%	9.8%
Préférences				
ϕ	16.3%	-2.2%	7.3%	4.3%
Poids de l'histoire				
v	15.0%	12.0%	8.0%	12.0%
θ	16.1%	0%	7.3%	4.3%
v, θ	15.4%	7.6%	8.8%	20.7%

Notes : cf. Table 4.7

Tab. 4.26 – Taux de chômage contrefactuels

Paramètres modifiés	Taux Z_1^A contrefactuel	Réduction de l'écart	Taux Z_1^{NA} contrefactuel	Réduction de l'écart
Marché du travail				
p^u	30.1%	0%	55.6%	0%
p^e	30.2%	0.4%	55.5%	0.4%
p^u, p^e	30.2%	0.4%	55.5%	0.4%
y	30.0%	-0.4%	55.8%	-0.8%
p^u, p^e, y	30.1%	0%	55.6%	0%
Marché du logement				
x^u	30.2%	0.4%	55.6%	0%
x^e	30.9%	3.1%	54.6%	3.9%
x^u, x^e	30.9%	3.1%	54.6%	3.9%
s^u	30.2%	0.4%	55.6%	0%
s^e	31.7%	6.3%	54.6%	3.9%
s^u, s^e	31.8%	6.7%	54.6%	3.9%
x^u, x^e, s^u, s^e	32.6%	9.8%	53.6%	7.8%
Préférences				
ϕ	30.2%	0.4%	54.1%	5.9%
Poids de l'histoire				
v	30.2%	0.4%	55.5%	0.4%
θ	52.9%	89.4%	34.0%	84.7%
v, θ	52.9%	89.4%	33.9%	85.1%

Notes : cf. Tableau 4.8

Tab. 4.27 – Taux de zone 1 contrefactuels, pondération en fonction du statut résidentiel

Paramètres modifiés	Taux U^A contrefactuel	Réduction de l'écart	Taux U^{NA} contrefactuel	Réduction de l'écart
Marché du travail				
p^u	22.2%	-11.0%	8.9%	-1.7%
p^e	10.1%	91.5%	20.6%	97.5%
p^u, p^e	10.9%	84.7%	20.2%	94.1%
y	21.1%	-1.7%	9.0%	-0.8%
p^u, p^e, y	11.4%	80.5%	20.0%	92.4%
Marché du logement				
x^u	21.0%	-0.8%	9.1%	0%
x^e	20.7%	1.7%	10.5%	11.9%
x^u, x^e	20.9%	0%	10.4%	11.0%
s^u	20.3%	5.1%	9.3%	1.7%
s^e	20.9%	0%	9.5%	3.4%
s^u, s^e	20.2%	5.9%	9.8%	5.9%
x^u, x^e, s^u, s^e	19.9%	8.5%	10.9%	15.3%
Préférences				
ϕ	20.9%	0%	9.3%	1.7%

Notes : cf. Tableau 4.9

Tab. 4.28 – Taux de chômage de long terme contrefactuels, pondération en fonction du statut résidentiel

Paramètres modifiés	Taux Z_1^A contrefactuel	Réduction de l'écart	Taux Z_1^{NA} contrefactuel	Réduction de l'écart
Marché du travail				
p^u	36.3%	-1.7%	66.3%	0.7%
p^e	38.5%	5.7%	64.9%	5.4%
p^u, p^e	37.7%	3.0%	64.4%	7.1%
y	35.9%	-3.0%	68.0%	-5.1%
p^u, p^e, y	36.6%	-0.7%	65.5%	3.4%
Marché du logement				
x^u	38.2%	4.7%	66.4%	0.3%
x^e	53.0%	54.5%	57.6%	30.0%
x^u, x^e	53.3%	55.6%	57.2%	31.3%
s^u	37.0%	0.7%	67.0%	-1.7%
s^e	47.9%	37.4%	61.7%	16.2%
s^u, s^e	46.8%	33.7%	62.2%	14.5%
x^u, x^e, s^u, s^e	56.1%	65.0%	45.8%	69.7%
Préférences				
ϕ	43.7%	23.2%	57.0%	32.0%

Notes : cf. Tableau 4.10

Tab. 4.29 – Taux de zone 1 de long terme contrefactuels, pondération en fonction du statut résidentiel

4.H Sans la population de propriétaires

On considère une sous-population de notre échantillon : l'ensemble des ménages n'ayant pas accès à la propriété, ni à l'époque de l'enquête, ni auparavant. L'objectif de cette annexe est de montrer que les conclusions que nous tirons sur la population générale en pondérant les Africains en fonction du statut résidentiel des non-immigrés sont également valables pour cette sous-population de locataires.

La population de non-propriétaires a des caractéristiques particulières. Elle fait face à un taux de chômage plus important (11.4% pour les non-immigrés et 23.1% pour les Africains pondérés de la même façon que dans le corps du texte) et est sous-représentée dans les unités urbaines de moins de 100 000 habitants, ou zone 1 (44.6% des non-immigrés et 17.8% des Africains y résident). Toutefois, la spécificité de la mobilité résidentielle des Africains s'observe également quand on se restreint à la population n'ayant pas accès à la propriété, comme l'indique le Tableau 4.30.

Africains	N	$(f, j) \rightarrow (g, k)$	$(u, 1)$	$(e, 1)$	$(u, 2)$	$(e, 2)$
pondérés	60	$(u, 1)$	0.499	0.490	0.007	0.004
	298	$(e, 1)$	0.165	0.728	0.054	0.053
	352	$(u, 2)$	0.0002	0.005	0.476	0.520
	1799	$(e, 2)$	0.002	0.013	0.190	0.795
Non	N	$(f, j) \rightarrow (g, k)$	$(u, 1)$	$(e, 1)$	$(u, 2)$	$(e, 2)$
immigrés	630	$(u, 1)$	0.501	0.457	0.014	0.028
	6457	$(e, 1)$	0.077	0.861	0.004	0.057
	776	$(u, 2)$	0.007	0.027	0.506	0.460
	9184	$(e, 2)$	0.006	0.063	0.077	0.854

Notes : cf. Tableau 4.3

Tab. 4.30 – Matrice de mobilité entre emploi et chômage et entre la zone 1 et la zone 2, population de locataires

On utilise les mêmes distributions de d_m que dans le corps du texte. On utilise les revenus nominaux présentés dans le Tableau 4.31.

	non-immigrés		Africains pondérés	
	Zone 1	Zone 2	Zone 1	Zone 2
PR en emploi	15290	19855	12221	14234
PR au chômage	8475	9650	6522	7897

Source : ENL 1996, 2002 et 2006

Tab. 4.31 – Revenu par unité de consommation en fonction de l'ethnie, de l'activité de la PR et de la zone de résidence, population de locataires

Finalement, après résolution des différents systèmes, on obtient les valeurs suivantes, données dans le Tableau 4.32 pour $\alpha = 0.5$. De la comparaison avec les valeurs issues de la calibration sur la population totale avec pondération en fonction du statut résidentiel antérieur ressortent peu de différences.

	Population totale		Locataires	
	Africains pondérés sur le statut	Non immigrés	Africains pondérés	Non immigrés
	(1)	(2)	(3)	(4)
$p_1^{i,e}$	0.871	0.955	0.813	0.916
$p_2^{i,e}$	0.863	0.942	0.806	0.916
$s_1^{i,e}$	0.130	0.293	0.076	0.272
$s_2^{i,e}$	0.087	0.150	0.216	0.244
$x_1^{i,e}$	0.006	0.023	0.005	0.027
$x_2^{i,e}$	0.084	0.009	0.170	0.018
$p_1^{i,u}$	0.456	0.476	0.495	0.475
$p_2^{i,u}$	0.561	0.481	0.522	0.474
$s_1^{i,u}$	0.065	0.301	0.045	0.206
$s_2^{i,u}$	0.022	0.247	0.024	0.214
$x_1^{i,u}$	0.001	0.045	0.0007	0.020
$x_2^{i,u}$	0.021	0.042	0.017	0.041

Tab. 4.32 – Valeurs des paramètres pour $\alpha = 0.5$. Comparaison de la calibration avec pondération des Africains en fonction du statut résidentiel des non-immigrés et de la calibration sur la population de locataires

Les résultats de l'analyse contrefactuelle, présentés dans les Tableau 4.33 à 4.36, sont très similaires à ce qu'on observe sur la population totale en pondérant les Africains en fonction du statut résidentiel des non-immigrés, comme en témoignent les exemples

suivants. Concernant le taux de chômage de court terme, le marché du logement explique 8.5% du différentiel, contre 8.7% dans le Tableau 4.26 ; concernant le taux de zone 1 de court terme, le marché du travail n'explique rien du différentiel, de même que dans le Tableau 4.27. Les taux de long terme sont les suivants : $U^A = 27.3\%$, $U^{NA} = 14.5\%$, $Z_1^A = 12.4\%$ et $Z_1^{NA} = 52.3\%$. Concernant les taux de long terme, on observe le phénomène suivant : le différentiel de taux de chômage demeure expliqué pour 9.4% par le marché du logement, contre 8.5% dans le Tableau 4.28. Quant au différentiel de localisation, celui-ci demeure expliqué à 75.4% par le marché du logement, contre 65% dans le Tableau 4.29.

Paramètres modifiés	Taux U^A contrefactuel	Réduction de l'écart	Taux U^{NA} contrefactuel	Réduction de l'écart
Marché du travail				
p^u	23.6%	-4.3%	11.1%	-2.6%
p^e	13.7%	80.3%	20.7%	79.5%
p^u, p^e	14.3%	75.2%	20.5%	77.8%
y	23.1%	0%	11.4%	0%
p^u, p^e, y	14.2%	76.1%	20.5%	77.8%
Marché du logement				
x^u	23.1%	0%	11.4%	0%
x^e	22.7%	3.4%	12.3%	7.7%
x^u, x^e	22.7%	3.4%	12.3%	7.7%
s^u	23.0%	0.9%	11.5%	0.9%
s^e	22.5%	5.1%	11.6%	1.7%
s^u, s^e	22.4%	6.0%	11.7%	2.6%
x^u, x^e, s^u, s^e	22.1%	8.5%	12.7%	11.1%
Préférences				
ϕ	23.2%	-0.9%	11.9%	4.3%
Poids de l'histoire				
v	21.7%	12.0%	13.3%	16.2%
θ	23.7%	-5.1%	11.3%	-0.9%
v, θ	22.4%	6.0%	13.5%	17.9%

Notes : cf. Tableau 4.7

Tab. 4.33 – Taux de chômage de court terme contrefactuels, population de locataires

Paramètres modifiés	Taux Z_1^A contrefactuel	Réduction de l'écart	Taux Z_1^{NA} contrefactuel	Réduction de l'écart
Marché du travail				
p^u	17.8%	0%	44.6%	0%
p^e	17.9%	0.4%	44.5%	0.4%
p^u, p^e	17.9%	0.4%	44.5%	0.4%
y	17.8%	0%	44.7%	-0.4%
p^u, p^e, y	17.8%	0%	44.6%	0%
Marché du logement				
x^u	17.8%	0%	44.6%	0%
x^e	18.9%	4.1%	43.0%	6.0%
x^u, x^e	18.9%	4.1%	43.0%	6.0%
s^u	17.9%	0.4%	44.6%	0%
s^e	20.1%	8.6%	42.5%	7.8%
s^u, s^e	20.2%	9.0%	42.5%	7.8%
x^u, x^e, s^u, s^e	21.3%	13.1%	40.9%	13.8%
Préférences				
ϕ	17.9%	0.4%	42.8%	6.7%
Poids de l'histoire				
v	17.8%	0%	44.5%	0.4%
θ	40.0%	82.8%	22.8%	81.3%
v, θ	39.9%	82.5%	22.7%	81.7%

Notes : cf. Tableau 4.8

Tab. 4.34 – Taux de zone 1 de court terme contrefactuels, population de locataires

Paramètres modifiés	Taux U^A contrefactuel	Réduction de l'écart	Taux U^{NA} contrefactuel	Réduction de l'écart
Marché du travail				
p^u	29.0%	-13.3%	13.7%	-6.3%
p^e	14.5%	100.0%	27.3%	100.0%
p^u, p^e	15.6%	91.4%	26.0%	89.8%
y	27.4%	-0.8%	14.6%	0.8%
p^u, p^e, y	15.8%	89.8%	26.1%	90.6%
Marché du logement				
x^u	27.4%	-0.8%	14.5%	0%
x^e	27.1%	1.6%	16.0%	11.7%
x^u, x^e	27.2%	0.8%	15.9%	10.9%
s^u	27.0%	2.3%	14.8%	2.3%
s^e	27.4%	-0.8%	15.0%	3.9%
s^u, s^e	26.9%	3.1%	15.4%	7.0%
x^u, x^e, s^u, s^e	26.1%	9.4%	15.7%	9.4%
Préférences				
ϕ	27.2%	0.8%	14.5%	0%

Notes : cf. Tableau 4.9

Tab. 4.35 – Taux de chômage de long terme contrefactuels, population de locataires

Paramètres modifiés	Taux Z_1^A contrefactuel	Réduction de l'écart	Taux Z_1^{NA} contrefactuel	Réduction de l'écart
Marché du travail				
p^u	12.2%	-0.5%	52.3%	0%
p^e	12.8%	1.0%	50.8%	3.8%
p^u, p^e	12.7%	0.8%	51.7%	1.5%
y	12.1%	-0.8%	52.4%	-0.3%
p^u, p^e, y	12.4%	0%	52.4%	-0.3%
Marché du logement				
x^u	13.5%	2.8%	52.5%	-0.5%
x^e	24.8%	31.1%	40.3%	30.1%
x^u, x^e	25.4%	32.6%	40.1%	30.6%
s^u	15.3%	7.3%	52.7%	-1.0%
s^e	28.8%	41.1%	32.4%	49.9%
s^u, s^e	29.7%	43.4%	31.3%	52.6%
x^u, x^e, s^u, s^e	42.5%	75.4%	18.0%	86.0%
Préférences				
ϕ	15.7%	8.3%	42.4%	24.8%

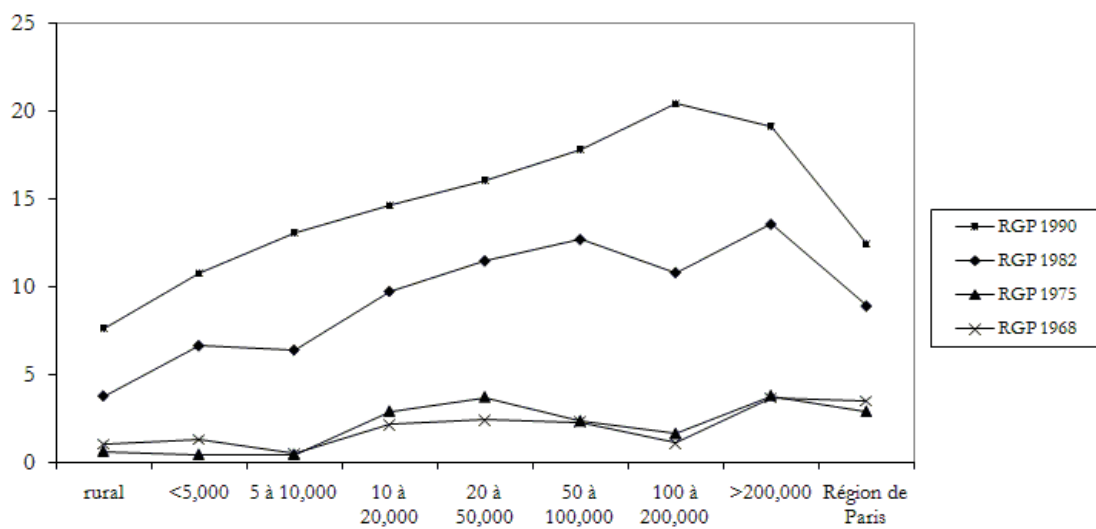
Notes : cf. Tableau 4.10

Tab. 4.36 – Taux de zone 1 de long terme contrefactuels, population de locataires

4.1 Modèle à trois zones

L'intérêt d'un modèle à trois zones isolant la région parisienne est de prendre en compte le fait que l'écart de taux de chômage est plus faible en région parisienne (comme le montre le graphique 4.9), où sont localisés la moitié des immigrés d'origine africaine, ce qui leur permet sans doute de bénéficier d'externalités positives liées à la taille de leur population (effets de réseaux, emplois liés à la fourniture de biens et services spécifiques, etc.).

Fig. 4.9 – Emergence d'une courbe en cloche de l'écart de taux de chômage entre immigrés africains et non-immigrés en fonction de la taille de la ville, 1968-1990



Les probabilités sont définies de la même façon que précédemment, hormis le fait que les probabilités d'obtenir un logement sont définies à la fois par la zone de départ et par la zone d'arrivée : $s_{jk}^{i,f}$ et $x_{jk}^{i,f}$. On peut alors écrire l'espérance d'utilité d'un individu $i = A, NA$, $j = 1, 2, 3$ et $f = e, u$. Les transitions définissent désormais un système de 15 équations indépendantes de degré 5, que l'on résout numériquement en fonction de α .

La calibration de la distribution des préférences devient plus complexe. On considère que les préférences d_k^i ont une composante déterministe μ_k^i et une composante stochastique

ϵ_k^i , distribuée normalement avec une variance $\sigma_k^{i^2}$. On note $\sigma_{kk'}^i$ la covariance entre ϵ_k^i et $\epsilon_{k'}^i$. Pour $\eta_{k'k} = \epsilon_{k'} - \epsilon_k$, on considère la densité jointe $g_k(\eta_{k'k}, \eta_{k''k})$. Pour l'instant, on calibre la distribution des d_k^i sur la population des retraités, en partant du principe que le départ à la retraite induit un choc de localisation qui reflète les préférences (cf. Annexe 4.E). Soit P_k la fraction de retraités vivant en k : $P_k = \Pr[V_k > \max(V_{k'}, V_{k''})]$. On peut écrire :

$$P_k = \int_{-\infty}^{\frac{\mu_k - \mu_{k'}}{\sqrt{\sigma_k^2 + \sigma_{k'}^2 - 2\sigma_{kk'}}}} \int_{-\infty}^{\frac{\mu_k - \mu_{k''}}{\sqrt{\sigma_k^2 + \sigma_{k''}^2 - 2\sigma_{kk''}}}} b_k(\eta_{k'k}, \eta_{k''k}, r_k) d\eta_{k'k} d\eta_{k''k}$$

où b_k est la loi normale centrée réduite bivariée, avec un coefficient de corrélation

$$r_k = \frac{(\sigma_k^2 - \sigma_{kk'} - \sigma_{kk''} + \sigma_{k'k''})}{\sqrt{(\sigma_k^2 + \sigma_{k'}^2 - 2\sigma_{kk'}) (\sigma_k^2 + \sigma_{k''}^2 - 2\sigma_{kk''})}}$$

Au prix d'une transformation supplémentaire, on peut écrire

$$P_k = \int_{-\infty}^{\frac{\mu_k - \mu_{k'}}{\sqrt{\sigma_k^2 + \sigma_{k'}^2 - 2\sigma_{kk'}}}} \phi(\lambda) \Phi(Z) d\lambda$$

avec :

$$Z = \frac{1}{\sqrt{1 - r_k^2}} \left[\frac{\mu_k - \mu_{k''}}{\sqrt{(\sigma_k^2 + \sigma_{k''}^2 - 2\sigma_{kk''})}} - \lambda r_k \right]$$

Comme on observe les différents P_k^i , le problème se résume à trouver un ensemble de paramètres $(\mu_k^i, \sigma_k^i, \sigma_{kk'}^i, \sigma_{kk''}^i)_{k=1,2,3}$ compatible avec les P_k^i . Comme on ne peut identifier que deux paramètres, on suppose dans un premier temps que les distributions sont standardisées et indépendantes : $\sigma_k^i = 1$ et $\sigma_{kk'}^i = 0$ et on identifie $\mu_3^i - \mu_1^i$ et $\mu_2^i - \mu_1^i$ en fixant μ_1^i à zéro. En utilisant le recensement de 1990 sur la population de retraités, on observe $(P_1^{NA}, P_2^{NA}, P_3^{NA}) = (0.638, 0.244, 0.118)$ et $(P_1^A, P_2^A, P_3^A) = (0.247, 0.425, 0.328)$, d'où l'on extrait, par simulations numériques, $\mu_2^{NA} = -0.801$, $\mu_3^{NA} = -1.307$, $\mu_2^A = 0.427$ et

$$\mu_3^A = 0.215.$$

L'analyse contrefactuelle est semblable à celle qui est menée sur le modèle à deux zones, à cela près que l'espace a désormais un pouvoir explicatif assez variable des écarts de taux de chômage par zone. Ainsi, par exemple, il joue un rôle important dans l'écart de taux de chômage au sein de la région parisienne, comme l'indique le Tableau 4.37.

Paramètres modifiés($z, \dots$)		$\tilde{U}_3^{NA}(z, \dots)$	$\frac{\tilde{U}_3^{NA}(z, \dots) - U_3^{NA}}{U_3^A - U_3^{NA}}$
Marché du travail	p^e, p^u	12.2%	47.3%
Marché du logement	x^u, x^e, s^u, s^e	7.8%	7.3%
Préférences	μ	10.1%	28.2%
Logement et préférences	x^u, x^e, s^u, s^e, μ	11.9%	44.5%

Notes : cf. Tableau 4.7

Tab. 4.37 – Taux de chômage de court terme contrefactuels, en région parisienne

Cependant, comme l'indique le Tableau 4.38, l'impact de l'espace disparaît entièrement en région parisienne dès que l'on considère les taux de chômage de long terme, alors même qu'il joue un rôle non négligeable sur les écarts de taux de chômage total, ce qui signifie que tout l'effet du marché du logement et des préférences géographiques passe par le processus de localisation lui-même.

Paramètres modifiés($z, \dots$)		$\tilde{\Omega}_3^{NA}(z, \dots)$	$\frac{\tilde{\Omega}_3^{NA}(z, \dots) - \Omega_3^{NA}}{\Omega_3^A - \Omega_3^{NA}}$
Marché du travail	p^e, p^u	27.1%	103.8%
Marché du logement	x^u, x^e, s^u, s^e	17.2%	5.9%
Préférences	μ	16.1%	-5.3%
Logement et préférences	x^u, x^e, s^u, s^e, μ	16.7%	1.2%

Notes : cf. Tableau 4.9

Tab. 4.38 – Taux de chômage de long terme contrefactuels, en région parisienne

Conclusion générale

Les immigrés d'origine africaine en France éprouvent des difficultés spécifiques d'accès aux marchés du travail et du logement qui rendent pertinente leur étude en tant que groupe : un groupe sur-représenté dans le parc HLM des grandes agglomérations ; un groupe dont l'intégration relative au marché du travail français s'est plutôt dégradée au cours des trois dernières décennies ; un groupe ségrégué pour lequel il est crucial de comprendre les interactions entre marché du travail et marché du logement. Dans les quatre chapitres de cette thèse, différents modèles microéconomiques ont cherché à éclairer quelques-uns des dysfonctionnements potentiels du marché du logement quand celui-ci fait face à une population de consommateurs économiquement précaires, soumis aux préjugés des autres acteurs du marché, et massivement pris en charge par une politique publique de logement social. Les prédictions issues de ces différents modèles ont ensuite été confrontées à la situation des immigrés d'origine africaine en France, observés au cours de la période 1996-2006 à travers l'Enquête Nationale Logement.

L'analyse statistique de cette enquête a permis d'établir les résultats suivants : tout d'abord, le premier chapitre a démontré l'existence d'une discrimination à l'encontre des immigrés d'origine africaine (et, plus généralement, non-européenne) sur le marché locatif privé, pouvant contribuer à expliquer pourquoi ces derniers sont sur-représentés dans le parc HLM, à autres caractéristiques individuelles observables identiques. En se tournant vers le parc HLM, on a documenté, dans le troisième chapitre, l'existence d'un tri spatial des locataires HLM d'origine africaine vers les logements situés dans quartiers les plus pauvres, tri spatial, à propos duquel ont été réunis plusieurs indices tendant à montrer qu'il ne reflète

pas seulement les préférences des immigrants africains, mais qu'il est partiellement généré par le fonctionnement du programme HLM lui-même ; dans la mesure où les immigrants africains sont plus pauvres que le reste de la population française, ce résultat a pour corollaire, démontré dans le deuxième chapitre, que la politique HLM ne peut qu'aggraver la situation de ségrégation déjà vécue par cette population. Enfin, le quatrième et dernier chapitre a cherché à quantifier le rôle du marché du logement dans l'explication des taux d'urbanisation et de chômage particulièrement élevés qui caractérisent cette population. Au terme de ce travail, force est de constater que beaucoup reste encore à faire, au-delà des quelques pistes de recherche exposées en conclusion des chapitres et de l'extension naturelle des tests empiriques présentés à d'autres populations, immigrants, descendants d'immigrants ou minorités ethniques déconnectées du phénomène migratoire.

Le modèle de comportement des bailleurs développé dans le premier chapitre appelle deux extensions principales : d'une part, afin de prendre en compte d'autres fonctionnements du marché locatif, il faudrait également envisager un cadre de *directed search*, avec loyers postés ; d'autre part, il faudrait chercher à étendre le cadre d'analyse proposé à des immeubles de plus grande taille : en effet, il n'est pas à exclure qu'il existe des non-linéarités dans l'impact du nombre d'appartements voisins possédés par un même propriétaire sur sa propension à opter pour la *customer discrimination*, notamment par l'intermédiaire de mécanismes similaires aux mécanismes, mis en évidence par Schelling (1969), de basculement de la composition ethnique des quartiers (ou *tipping*) ; or, de tels mécanismes ne peuvent pas émerger dans un immeuble comptant seulement deux appartements. Cependant, étant donné la complexité analytique du modèle actuel, il est probable que ces modèles étendus ne puissent être appréhendés qu'au moyen de simulations numériques. Concernant les tests empiriques présentés dans ce premier chapitre, on souhaiterait pouvoir raffiner les corrélations statistiques portant sur les conséquences macroéconomiques de la discrimination. En l'état actuel, il n'est pas possible d'interpréter avec certitude en termes causaux les résultats

obtenus sur la corrélation entre la part locale de propriétaires multiples dans le parc locatif privé et la probabilité de résider en HLM : une direction possible de la recherche consisterait à introduire de la dynamique dans l'analyse économétrique, ce qui permettrait peut-être de traiter l'endogénéité potentielle de cette variable de part locale, au moyen d'instruments de type *shift-share* (Bartik (1991)). Par ailleurs, on remarque que le modèle théorique comporte plusieurs prédictions paramétriques qui ne sont pas testées dans la section sur la détection de la *customer discrimination*. Sous réserve de disposer de données caractérisant avec suffisamment de précision les différents marchés locaux du logement, ces prédictions pourraient être testées de façon groupée, au moyen d'une estimation structurelle du modèle.

La seconde partie de cette thèse appelle également de nouveaux travaux. Pour l'instant, le modèle développé dans le deuxième chapitre présente une politique de logement social et décrit les conditions sous lesquelles cette politique peut avoir un impact sur la ségrégation urbaine, en insistant notamment sur la capacité de l'autorité publique à sélectionner les candidats adéquats. La rationalité propre à l'action politique n'y est pas détaillée : on suppose que cette autorité publique est bienveillante, et cherche à faire le bonheur d'habitants qui, eux-mêmes, négligent l'impact d'une situation de ségrégation sur leur niveau de bien-être. Pourtant, il apparaît difficile de justifier la modélisation d'une telle politique publique sans aborder les éventuelles considérations en termes d'économie politique qui la sous-tendent¹⁰. Les évaluations empiriques des déterminants de l'offre de logement social

¹⁰Bono et Trannoy (2011) évoquent deux raisons principales à la construction de logements sociaux quand celle-ci n'est pas imposée de l'extérieur. D'une part, il s'agirait d'assurer la présence, dans tous les quartiers, de professions socialement utiles mais économiquement peu valorisées ; d'autre part, dans un contexte de peur du déclassement, les politiques de logement social permettraient de rassurer les habitants sur leur avenir. Verdugo (2011b), en préambule à son analyse empirique de l'impact de la fractionalisation institutionnelle des agglomérations sur le taux de logement sociaux par municipalité (dit mécanisme "à la Tiebout"), énumère plusieurs raisons pour lesquelles une juridiction pourrait être influencée par l'offre de logement sociaux proposée par ses voisins. Ainsi, du fait des externalités générées par l'arrivée de nouveaux groupes sociaux dans la population locale, les municipalités pourraient-elles craindre de faire fuir les contribuables aisés. Inversement, certaines municipalités pourraient utiliser la construction de logements sociaux pour chercher à sécuriser un électorat. Enfin, sous l'hypothèse que les habitants d'une municipalité évaluent la politique municipale en la comparant à celle des municipalités voisines, les autorités pourraient être incitées à imiter les

et de l'efficacité d'une loi comme la loi SRU, évaluations entreprises actuellement ([Monmousseau \(2009\)](#) ; Bono et Trannoy (2011) ; [Verdugo \(2011a\)](#)) ne peuvent faire l'économie d'un tel questionnement. On envisage de répondre à ce type questionnement en insérant le modèle actuel dans un cadre stratégique où deux villes, éventuellement de taille et de population différentes, joueraient l'une contre l'autre.

Une analyse plus fine de l'impact des contextes politiques est tout autant appelée par le troisième chapitre, qui se clôt par le constat que le tri spatial des locataires HLM africains varie en fonction de la nature institutionnelle de l'organisme chargé de la gestion de leur logement. Une question qui se pose alors naturellement est celle des conditions de l'émergence, au niveau local, de tel ou tel type de complexe politico-administratif de gestion des HLM, aux dépens de tel autre. Dans le même ordre d'idées, il serait intéressant d'étudier si l'ampleur du tri spatial mis en évidence varie en fonction de la couleur politique des autorités locales. A plus long terme, un autre prolongement de ce travail consisterait à modéliser de façon plus précise le comportement stratégique des candidats à l'attribution d'un HLM. L'existence, dans l'Enquête Nationale Logement, d'informations sur leurs décisions passées de refuser une proposition de logement, décisions dont il est établi qu'elles ne sont pas sans lien avec le type de quartier dans lequel les locataires HLM finiront par habiter, permettrait de modéliser ce comportement de façon structurelle, dans la lignée de ce qui a été proposé par Lollivier et Rioux (2010) sur le marché du travail. De tels projets sont d'autant plus d'actualité qu'un fichier administratif centralisé des organismes de gestion du parc HLM est en passe d'être constitué et sera peut-être accessible aux chercheurs au cours des années à venir.

Enfin, de nombreuses extensions du travail proposé dans le quatrième chapitre sont également à prévoir. La conclusion de ce chapitre les ayant déjà en partie détaillées, on se contentera de les rappeler brièvement ici. D'une part, il semble évident qu'il faille modéliser

politiques pratiquées aux alentours (phénomène de *yardstick competition*).

de façon plus précise le statut résidentiel des ménages, en distinguant au moins location et propriété, voire en distinguant aussi location privée et secteur public. Le statut résidentiel constitue une troisième dimension de l'analyse, au même titre que la localisation géographique et que le statut d'activité. Le modèle très simple utilisé permettrait d'incorporer cette troisième dimension sans grande difficulté. Cependant, la petite taille des échantillons d'immigrés africains issus de l'Enquête Nationale Logement ne permet pas de calibrer toutes les transitions possibles entre les différents états de ce système plus détaillé. Sous réserve de disposer d'une base de données plus importante, comme l'Echantillon Démographique Permanent, ou de pouvoir combiner les observations de l'Enquête Logement (pour les non-immigrés) aux observations d'une enquête portant spécifiquement sur les immigrés, comme l'Enquête Trajectoires et Origines, ce travail complémentaire pourra être effectué. D'autre part, dans la mesure où le phénomène que l'on étudie a émergé progressivement au cours des dernières décennies du XX^{ème} siècle, il serait pertinent de chercher à introduire de la dynamique dans le modèle, en faisant dépendre les différents paramètres utilisés de la date à laquelle le ménage est observé. Cette extension permettrait par exemple de rendre compte des bouleversements subis récemment par la géographie de l'offre de travail et l'offre de logement proposées aux immigrés (Bouvard *et al.* (2009) ; Combes *et al.* (2011)).

La politique urbaine française, caractérisée par une prédominance des programmes ciblant des lieux plutôt que des personnes (Donzelot *et al.* (2003)), se trouve peut-être à l'aube d'un nouveau paradigme¹¹ ; toutefois, un tel changement a peu de chances de concerner la politique du logement dans un avenir proche, étant donné le stock de logements sociaux existants. Par ailleurs, compte-tenu du fait que l'accès au marché locatif privé, difficile pour une grande part de la population française, l'est encore plus pour les immigrés d'origine africaine, il est peu probable que la situation de ces derniers sur le marché du

¹¹Exemple emblématique, la politique de Zones Franches Urbaines, initiée en 1996, est en passe d'être abandonnée quinze ans plus tard. L'évaluation de cette politique a conclu que son coût était très important, en regard du faible impact qu'elle a eu en moyenne sur le taux de création d'établissements et d'emplois dans les quartiers ciblés (Rathelot et Sillard (2009)).

logement évolue rapidement, et notamment, qu'ils quittent en grand nombre les logements HLM qu'ils occupent. Il n'y a pas de solutions simples aux différents problèmes identifiés au cours de ce travail. Ainsi, en particulier, en dehors d'actions de sensibilisation, on voit mal comment la puissance publique pourrait intervenir de façon efficace sur le processus de recrutement des locataires par les bailleurs privés. Concernant la gouvernance du secteur HLM, plus facilement contrôlable, on ne peut qu'insister sur quelques points, dont certains ont déjà retenu l'attention des pouvoirs publics : d'une part, il paraît crucial de se rapprocher du modèle américain en termes d'indexation du montant des loyers HLM sur les revenus des locataires (Laferrère et Leblanc (2006)) et de procéder à une surveillance accrue de l'évolution de ces revenus, en abandonnant définitivement le droit au maintien dans les murs quand les revenus dépassent de façon trop importante les seuils d'éligibilité. A terme, cela permettrait de faire revenir sur le marché un certain nombre de logements de qualité, aujourd'hui préemptés par des ménages qui disposeraient de solutions alternatives sur le marché privé. Sous réserve que les agences HLM abandonnent leurs stratégies de peuplement impliquant l'appariement des locataires sur des critères ethniques, on ne voit pas pourquoi ces logements récupérés ne pourraient pas également bénéficier aux immigrés africains. Enfin, à défaut de parvenir à imposer, par voie légale, que les petites agglomérations augmentent leur offre de logement social, il serait souhaitable de mettre en place, au niveau administratif, un mécanisme d'intégration des différents parcs HLM locaux, afin de faciliter la mobilité interrégionale des locataires.

Bibliographie

- Aeberhardt, Romain, Fougère, Denis, Pouget, Julien, and Rathelot, Roland. 2010. Wages and employment of French workers with African origin. *Journal of Population Economics*, **23**(3), 881–905.
- Ahmed, Ali M., and Hammarstedt, Mats. 2008. Discrimination in the rental housing market : A field experiment on the Internet. *Journal of Urban Economics*, **64**(2), 362–372.
- Akerlof, George A, and Yellen, Janet L. 1985. Unemployment through the Filter of Memory. *The Quarterly Journal of Economics*, **100**(3), 747–73.
- Algan, Yann, and Cahuc, Pierre. 2007. *La société de défiance : comment le modèle social français s'autodétruit*. Editions de la rue d'Ulm.
- Algan, Yann, Hémet, Camille, and Laitin, David. 2011. *Diversity and public goods in a republican setting*. mimeo. Sciences-Po.
- Aslund, Olof, Östh, John, and Zenou, Yves. 2010. How important is access to jobs? Old question–improved answer. *Journal of Economic Geography*, **10**(3), 389–422.
- Bartel, Ann P. 1989. Where Do the New U.S. Immigrants Live? *Journal of Labor Economics*, **7**(4), 371–91.
- Bartik, Timothy. 1991. *Who Benefits from State and Local Economic Development Policies?* W.E. Upjohn Institute for Employment Research.

- Baum-Snow, Nathaniel, and Marion, Justin. 2009. The effects of low income housing tax credit developments on neighborhoods. *Journal of Public Economics*, **93**(5-6), 654–666.
- Beauchemin, Cris, Hamel, Christelle, and Simon, Patrick. 2010. *Trajectoires et origines : enquête sur la diversité des populations en France. Premiers résultats*. Working papers. INED.
- Becker, Gary. 1957. *The economics of discrimination*. University of Chicago Press.
- Benabou, Roland. 1996. Heterogeneity, Stratification, and Growth : Macroeconomic Implications of Community Structure and School Finance. *American Economic Review*, **86**(3), 584–609.
- Bertrand, Marianne, and Mullainathan, Sendhil. 2004. Are Emily and Greg More Employable Than Lakisha and Jamal ? A Field Experiment on Labor Market Discrimination. *American Economic Review*, **94**(4), 991–1013.
- Bessière, Sabine, and Laferrère, Anne. 2002. La copropriété en forte progression. *Données Sociales*, 475–486.
- Bird, Heather. 1976. Residential Mobility and Preference Patterns in the Public Sector of the Housing Market. *Transactions of the Institute of British Geographers New Series*, **1**(1), 20–33.
- Blanc, David le, Pigois, Rémy, and Laferrere, Anne. 1999. Les effets de l'existence du parc HLM sur le profil de consommation des ménages. *Économie et Statistique*, **328**(1), 37–60.
- Blanc-Chaléard, Marie-Claude. 2006. Les immigrés et le logement en France depuis le dix-neuvième siècle : une histoire paradoxale. *Hommes et Migrations*, **1264**, 20–35.
-

- Bono, Pierre-Henri, and Trannoy, Alain. 2011. *Un test de l'efficacité de l'article 55 de la loi SRU*. Mimeo. IDEP.
- Borjas, George J. 1998. To Ghetto or Not to Ghetto : Ethnicity and Residential Segregation. *Journal of Urban Economics*, **44**(2), 228–253.
- Borjas, George J. 1999. Immigration and Welfare Magnets. *Journal of Labor Economics*, **17**(4), 607–37.
- Bouayad-Agha-Hamouche, Salima, Ménard, Sébastien, and Sellem, Faouzi. 2010. Statut résidentiel et retour à l'emploi dans un modèle à agents hétérogènes : effet mobilité ou effet richesse ? *Revue d'économie régionale et urbaine*, **1**(1), 57–88.
- Bouvard, Laurence, Combes, Pierre Philippe, Decreuse, Bruno, Laouénan, Morgane, Schmutz, Benoît, and Trannoy, Alain. 2009. Géographie du chômage des personnes d'origine africaine. *Revue Française d'Economie*, **23**(3), 4–106.
- Brunet, Carole, Havet, Nathalie, and Lesueur, Jean-Yves. 2010. *La propriété immobilière est-elle un obstacle pour sortir du chômage ?* Working Papers. GATE.
- Burda, Michael C., and Profit, Stefan. 1996. Matching across space : evidence on mobility in the Czech Republic. *Labour Economics*, **3**(3), 255–278.
- Card, David, Mas, Alexandre, and Rothstein, Jesse. 2008. Tipping and the Dynamics of Segregation. *The Quarterly Journal of Economics*, **123**(1), 177–218.
- Charles, Kerwin Kofi, and Guryan, Jonathan. 2008. Prejudice and Wages : An Empirical Assessment of Becker's The Economics of Discrimination. *Journal of Political Economy*, **116**(5), 773–809.
- Combes, Pierre-Philippe, Decreuse, Bruno, Schmutz, Benoît, and Trannoy, Alain. 2010. *The neighbor is king : customer discrimination in the housing market*. Working papers. IDEP.
-

- Combes, Pierre-Philippe, Decreuse, Bruno, Laouénan, Morgane, and Trannoy, Alain. 2011. *Customer Discrimination and Employment Outcomes : Theory and Evidence from the French Labor market*. Mimeo. GREQAM.
- Coulson, N Edward, Laing, Derek, and Wang, Ping. 2001. Spatial Mismatch in Search Equilibrium. *Journal of Labor Economics*, **19**(4), 949–72.
- Cutler, David M., Glaeser, Edward L., and Vigdor, Jacob L. 1999. The Rise and Decline of the American Ghetto. *Journal of Political Economy*, **107**(3), 455–506.
- de Coulon, Augustin, and Wolff, François-Charles. 2010. Location intentions of immigrants at retirement : stay/return or go 'back and forth' ? *Applied Economics*, **42**(26), 3319–3333.
- Decreuse, Bruno, and Schmutz, Benoît. 2010. *Mobilité résidentielle et emploi des immigrés d'origine africaine en France : une approche par calibration*. Working Papers. GREQAM.
- Desgranges, Gabriel, and Wasmer, Étienne. 2000. Appariements sur le marché du logement. *Annales d'Economie et de Statistique*, 12.
- Djankov, Simeon, La Porta, Rafael, Lopez de Silanes, Florencio, and Shleifer, Andrei. 2003. Courts. *Quarterly Journal of Economics*, **118**(2), 453–517.
- Donzelot, Jacques, Mével, Catherine, and Wyvekens, Anne. 2003. *Faire société : la politique de la ville aux Etats-Unis et en France*. Seuil.
- Duguet, Emmanuel, Léandri, Noam, and Petit, Pascale. 2007. *discrimination à l'embauche un testing sur les jeunes de banlieue d'Ile-de-France*. Working Papers. EPEE.
- Duguet, Emmanuel, L'Horty, Yannick, du Parquet, Loïc, Petit, Pascale, and Sari, Florent. 2010. *Les effets du lieu de résidence sur l'accès à l'emploi : une expérience contrôlée sur des jeunes qualifiés en Île-de-France*. Working Papers. CEE.
-

- Dujardin, Claire, and Goffette-Nagot, Florence. 2009. Does public housing occupancy increase unemployment ? *Journal of Economic Geography*, **9**(6), 823–851.
- Dujardin, Claire, and Goffette-Nagot, Florence. 2010. Neighborhood effects on unemployment ? : A test à la Altonji. *Regional Science and Urban Economics*, **40**(6), 380–396.
- Duncan, Beverly, and Duncan, Otis. 1956. A Methodological Analysis of Segregation Measures. *American Sociological Review*, **20**(2), 210–217.
- Dymski, Gary. 2002. Discrimination in the credit and housing market : findings and challenges. *Handbook on the economics of discrimination*, 213–259.
- Ellen, Ingrid. 2000. *Sharing America's neighborhoods*. Harvard University Press.
- Epple, Dennis, and Platt, Glenn J. 1998. Equilibrium and Local Redistribution in an Urban Economy when Households Differ in both Preferences and Incomes. *Journal of Urban Economics*, **43**(1), 23–51.
- Epple, Dennis, and Romano, Richard E. 1998. Competition between Private and Public Schools, Vouchers, and Peer-Group Effects. *American Economic Review*, **88**(1), 33–62.
- Eriksen, Michael D., and Rosenthal, Stuart S. 2010. Crowd out effects of place-based subsidized rental housing : New evidence from the LIHTC program. *Journal of Public Economics*, **94**(11-12), 953–966.
- Fack, Gabrielle. 2006. Are housing benefits an effective way to redistribute income ? Evidence from a natural experiment in France. *Labour Economics*, **13**(6), 747–771.
- Farley, Reynolds, Steeh, Charlotte, Krysan, Maria, Jackson, Tara, and Reeves, Keith. 1994. Stereotypes and segregation : neighborhoods in the Detroit Area. *American Journal of Sociology*, **100**(3), 750–780.
-

- Fougère, Denis, Kramarz, Francis, Rathelot, Roland, and Safi, Mirna. 2011. *Social housing and location choices of immigrants in France*. Working Papers. IZA.
- Glaeser, Edward L. 2002. *Does Rent Control Reduce Segregation ?* Working Papers. Harvard Institute of Economic Research.
- Glaeser, Edward L., and Gyourko, Joseph. 2005. Urban Decline and Durable Housing. *Journal of Political Economy*, **113**(2), 345–375.
- Gobillon, Laurent. 2008. *Une synthèse de la littérature sur la consommation de logement des ménages*. Mimeo. INED.
- Gobillon, Laurent, and Selod, Harris. 2007. *The effect of segregation and spatial mismatch on unemployment : evidence from France*. Working Papers. CEPR.
- Gobillon, Laurent, and Wolff, François-Charles. 2011. Housing and location choices of retiring households : Evidence from France. *Urban Studies*, **48**(2), 331–347.
- Gobillon, Laurent, Magnac, Thierry, and Selod, Harris. 2011. The Effect of Location on Finding a Job in the Paris Region. *Journal of Applied Econometrics*, **forth.**
- Goffette-Nagot, Florence, and Dujardin, Claire. 2005. *Neighborhood effects, public housing and unemployment in France*. Working Papers 0505. GATE.
- Goffette-Nagot, Florence, and Sidibé, Modibo. 2008. *La concentration spatiale du parc HLM : mesure et impact sur les choix résidentiels*. Working Papers. GATE.
- Goux, Dominique, and Maurin, Eric. 2005. The effect of overcrowded housing on children's performance at school. *Journal of Public Economics*, **89**(5-6), 797–819.
- Goux, Dominique, and Maurin, Eric. 2007. Close Neighbours Matter : Neighbourhood Effects on Early Performance at School. *Economic Journal*, **117**(523), 1193–1215.
-

- Hanson, Andrew, and Hawley, Zackary. 2011. Do Landlords Discriminate in the Rental Housing Market ? Evidence from an Internet Field Experiment in U.S. Cities. *Journal of Urban Economics*, **forth**.
- Hardman, Anna, and Ioannides, Yannis M. 2004. Neighbors' income distribution : economic segregation and mixing in US urban neighborhoods. *Journal of Housing Economics*, **13**(4), 368–382.
- Hausman, Jerry A, and Wise, David A. 1978. A Conditional Probit Model for Qualitative Choice : Discrete Decisions Recognizing Interdependence and Heterogeneous Preferences. *Econometrica*, **46**(2), 403–26.
- Heckman, James. 2010. Building Bridges between Structural and Program Evaluation Approaches to Evaluating Policy. *Journal of Economic Literature*, **48**(2), 356–398.
- Heffley, Dennis. 1998. Landlords, tenants and the public sector in a spatial equilibrium model of rent control. *Regional Science and Urban Economics*, **28**(6), 745–772.
- Hellerstein, Judith K., Neumark, David, and McInerney, Melissa. 2008. Spatial mismatch or racial mismatch ? *Journal of Urban Economics*, **64**(2), 464–479.
- Henderson, Jeff, and Karn, Valérie. 1987. *Race, Classe and State Housing : Inequality and the Allocation of State Housing*. Cambridge University Press.
- Ioannides, Yannis M. 2004. Neighborhood income distributions. *Journal of Urban Economics*, **56**(3), 435–457.
- ISM-CORUM. 2011. *Testing sur le parc locatif privé de Villeurbanne*. Report. ISM.
- Jacquot, Alain. 2007. *L'occupation du parc HLM : éclairage à partir des Enquêtes Logement de l'INSEE*. Working Papers. INSEE.
-

- Jargowsky, Paul. 1996. Take the money and run : Economic segregation in US metropolitan areas. *American Sociological Review*, **61**(6), 984–998.
- Jargowsky, Paul, and Kim, Jeongdai. 2005. *A measure of spatial segregation : the generalized neighborhood sorting index*. Working Papers. National Poverty Institute.
- Kain, John F. 1968. Housing Segregation, Negro Employment and Metropolitan Decentralization. *The Quarterly Journal of Economics*, **82**(2), 175–197.
- King, A Thomas, and Mieszkowski, Peter. 1973. Racial Discrimination, Segregation, and the Price of Housing. *Journal of Political Economy*, **81**(3), 590–606.
- Kintrea, Keith, and Pawson, Hal. 2003. Part of the problem or part of the solution ? Social housing allocation policies and social exclusion in Britain. *Journal of Social Policy*, **31**(4), 643–667.
- Krupka, Douglas. 2007. Are big cities more segregated ? Neighborhood scale and the measurement of segregation. *Urban studies*, **44**(1), 189–197.
- Laferrère, Anne. 2008. *La paupérisation du parc HLM : essai de vision dynamique*. mimeo. INSEE.
- Laferrère, Anne. 2009. *The richer the more mobile, except for Parisian public housing tenants*. mimeo. INSEE.
- Laferrère, Anne, and LeBlanc, David. 2006. Housing policy : low-income households in France. *The Blackwell Companion to urban economics*, 159–178.
- Lang, Kevin. 2007. *Poverty and discrimination*. Princeton University Press.
- Lincot, Liliane, and Rieg, Christelle. 2003. Les conditions de logement des ménages en 2002. *Insee Résultats*, **20**, 1–22.
-

- Lollivier, Stefan, and Rioux, Laurence. 2010. An Empirical Examination Of The Sources Of Changes Over Time In The Job Finding Rate Using Reservation Wages And Rejected Wage Offers. *International Economic Review*, **51**(4), 1039–1069.
- Lévy, Jacques, and Lussault, Michel. 2003. *Dictionnaire de la géographie et de l'espace des sociétés*. Belin.
- Maurin, Eric. 2004. *Le ghetto français : enquête sur le séparatisme social*. Seuil.
- Mistral, Jacques, and Plagnol, Valérie. 2009. *Loger les classes moyennes : la demande, l'offre et l'équilibre du marché du logement*. Report. Conseil d'Analyse Economique.
- Monmousseau, Fanny. 2009. *Ségrégation sociale et intervention publique : analyse économique d'une politique d'incitation à la production de logements sociaux*. PhD Thesis. Université de Paris I.
- Moretti, Enrico. 2010. *Local Labor Markets*. Working Papers. NBER.
- Munch, Jakob Roland, Rosholm, Michael, and Svarer, Michael. 2005. Rent control and unemployment duration. *Journal of Public Economics*, **89**(11-12), 2165–2181.
- Munch, Jakob Roland, Rosholm, Michael, and Svarer, Michael. 2006. Are Homeowners Really More Unemployed? *Economic Journal*, **116**(514), 991–1013.
- Ndiaye, Pap. 2008. *La condition noire : Essai sur une minorité française*. Calmann-Lévy.
- Nechyba, Thomas J. 2006. *Income and Peer Quality Sorting in Public and Private Schools*. Handbook of the Economics of Education, vol. 2. Elsevier. Chap. 22, pages 1327–1368.
- Olsen, Edgar O. 2008. Low-income housing policy. *The new Palgrave dictionary of economics, Second Edition*.
-

- Ondrich, Jan, Stricker, Alex, and Yinger, John. 1999. Do Landlords Discriminate? The Incidence and Causes of Racial Discrimination in Rental Housing Markets. *Journal of Housing Economics*, **8**(3), 185–204.
- Oreopoulos, Philip. 2003. The Long-Run Consequences Of Living In A Poor Neighborhood. *The Quarterly Journal of Economics*, **118**(4), 1533–1575.
- Oswald, Andrew. 1999. *The housing market and Europe's unemployment : a non-technical paper*. mimeo. University of Warwick.
- Patacchini, Eleonora, and Zenou, Yves. 2007. *Intergenerational Education Transmission : Neighborhood Quality and/or Parents'Involvement ?* Working Papers. IZA.
- Pinçon, Michel. 1981. *Les immigrés et les HLM : le rôle du secteur HLM dans le logement de la population immigrée en Ile-de-France*. Les Presses de Copédith.
- Pissarides, Christopher A, and Wadsworth, Jonathan. 1989. Unemployment and the Inter-regional Mobility of Labour. *Economic Journal*, **99**(397), 739–55.
- Quigley, John M., and Raphael, Steven. 2004. Is Housing Unaffordable? Why Isn't It More Affordable? *Journal of Economic Perspectives*, **18**(1), 191–214.
- Raphael, Steven, and Riker, David A. 1999. Geographic Mobility, Race, and Wage Differentials. *Journal of Urban Economics*, **45**(1), 17–46.
- Rapkin, Chester. 1966. Price discrimination against negroes in the rental housing market. *Essays in Urban Land Economics*, 333–345.
- Rathelot, Roland. 2010. Une autre utilisation des aires de l'enquête Emploi : l'étude des écarts d'emploi et de salaire selon l'origine et le quartier de résidence. *Courier des Statistiques*, **129**, 1–10.
-

- Rathelot, Roland, and Sillard, Patrick. 2009. Zones Franches Urbaines : quels effets sur l'emploi salarié et les créations d'établissements? *Economie et Statistique*, **415-416**, 81–96.
- Rosen, Sherwin. 1974. Hedonic Prices and Implicit Markets : Product Differentiation in Pure Competition. *Journal of Political Economy*, **82**(1), 34–55.
- Ross, Stephen L. 2008. *Understanding Racial Segregation : What is known about the Effect of Housing Discrimination*. Working papers. University of Connecticut.
- Rupert, Peter, and Wasmer, Etienne. 2009. *Housing and the Labor Market : Time to Move and Aggregate Unemployment*. Working Papers. IZA.
- Sarpca, Sinan, Leung, Charles Ka Yui, and Yilmaz, Kuzey. 2010. *Public Housing Units vs. Housing Vouchers : Accessibility, Local Public Goods, and Welfare*. Working Papers. TUSIAD-Koc University.
- Schelling, Thomas. 1969. Models of segregation. *American Economic Review*, **59**(2), 488–493.
- Simon, Patrick. 1995. Le logement des immigrés. *Population et sociétés*, **303**, 1–4.
- Simon, Patrick. 2003. Les sciences sociales françaises face aux catégories ethniques et raciales. *Annales de démographie historique*, **105**(1), 111–130.
- Solignac, Matthieu, and Tô, Maxime. 2011. *Location and Labour Market Integration of African Immigrants' Children in France*. Mimeo. CREST-INED.
- Stancanelli, Elena. 1999. Do the Rich Stay Unemployed Longer? An Empirical Study for the UK. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, **61**(3), 295–314.
-

- Tabard, Nicole, and Martin-Houssart, Geraldine. 2002. *Représentation socio-économique du territoire : typologie des quartiers et communes selon la profession et l'activité économique de leurs habitants : France métropolitaine, recensement de 1999*. Working Papers. INSEE.
- Tirole, Jean. 1988. *The theory of industrial organization*. MIT Press.
- Verdugo, Grégory. 2011a. *Le rôle du déclin économique et de la fractionalisation politique sur l'offre de logements sociaux par habitants entre unités urbaines françaises de 1968 à 1999*. Mimeo. Banque de France.
- Verdugo, Grégory. 2011b. *Public Housing and Tiebout Choice*. Mimeo. Banque de France.
- Verdugo, Grégory. 2011c. *Social housing magnets*. Working Papers. IZA.
- Wacquant, Loïc. 2007. French working-class banlieue and black American ghetto : from conflation to comparison. *Qui Parle ?*, **17**(2), 1–34.
- Yinger, John. 1986. Measuring discrimination with fair housing audits : caught in the act. *American Economic Review*, **76**(5), 881–893.
- Yinger, John. 1997. Cash in Your Face : The Cost of Racial and Ethnic Discrimination in Housing. *Journal of Urban Economics*, **42**(3), 339–365.
- Yinger, John. 1998. Evidence on Discrimination in Consumer Markets. *Journal of Economic Perspectives*, **12**(2), 23–40.
- Zhao, Bo, Ondrich, Jan, and Yinger, John. 2006. Why do real estate brokers continue to discriminate? Evidence from the 2000 Housing Discrimination Study. *Journal of Urban Economics*, **59**(3), 394–419.
- Zénou, Yves. 2009. *Urban labor economics*. Cambridge University Press.
-