



Faculté des Sciences Économiques
7, place Hoche – CS 86514
35065 RENNES Cédex (France)
Téléphone : 33 (0)2 23 23 35 09
Web: www.crem.univ-rennes1.fr



Axe du programme : Axe 3 « Les inégalités écologiques »

Etat d'avancement : rapport final

Titre de la recherche : « Les inégalités spatiales face à l'environnement : analyse économique et application à l'aire urbaine rennaise sur la base d'un système d'information géographique »

Nom de l'équipe : CREM & COSTEL



CREM

Center for Research in Economics and Management

UMR CNRS 6211

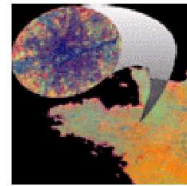
- Université de Rennes 1 -

Marc BAUDRY

Alain GUENGANT

Sophie LARRIBEAU

Matthieu LEPRINCE



COSTEL

Climat et Occupation du Sol par TELédétection

UMR CNRS 6554 LETG / IFR 90 CAREN

- Université de Rennes 2 -

Rahim AGUEJDAD

Laurence HUBERT-MOY

Thomas CORPETTI

Responsable scientifique : Marc BAUDRY
Université de Nantes
Chemin de la Censive du Tertre - BP 52231
44322 NANTES Cedex 3
FRANCE
marc.baudry@univ-nantes.fr

SOMMAIRE

INTRODUCTION	p. 3
PARTIE 1 : Les inégalités spatiales : d'une mesure en termes de prix à une mesure en termes de service de logement	p. 5
1.1. Quelques faits stylisés	p. 6
1.2. Etude de la courbe de prix hédoniques	p. 13
1.3. L'indice de service de logement et les inégalités spatiales	p. 24
PARTIE 2 : Décomposition de l'indice de service de logement	p. 32
2.1. Les composantes objectives et observables	p. 33
2.2. La prise en compte de la dimension spatio-temporelle	p. 47
PARTIE 3 : Résultats	p. 52
3.1. Le paysage sur Rennes Métropole	p. 53
3.2. Les déterminants de l'indice de service de logement	p. 62
3.3. L'analyse des inégalités spatiales	p. 72
CONCLUSION	p. 85
ANNEXE A : le modèle de base	p. 86
A.1. Formulation de la demande de logement	p. 86
A.2. L'équilibre du marché immobilier	p. 87
A.3. Capitalisation fiscale et ségrégation par le revenu	p. 89
ANNEXE B : Construction et estimation du modèle général	p. 93
B.1. Construction du modèle	p. 93
B.2. Calibrage et estimation du modèle	p. 94
ANNEXE C : Méthode d'estimation	p. 98
BIBLIOGRAPHIE	p. 99
PLAN DU RAPPORT	p. 101

INTRODUCTION

L'aménagement de l'espace et son incidence sur les choix de localisation des individus et des entreprises sont au cœur des compétences des communes ou des structures de coopération intercommunale. Par le contrôle qu'elles exercent sur le Plan Local d'Urbanisme, les autorités publiques locales peuvent notamment mettre en œuvre des stratégies d'aménagement visant à revaloriser des espaces délaissés par les ménages aisés et limiter ainsi les risques de formation de ghettos. L'idée sous-jacente est que l'action publique peut contrebalancer l'organisation spontanée de l'espace, c'est-à-dire telle qu'issue du libre fonctionnement des marchés fonciers et immobiliers, et pratiquer de la sorte une forme de redistribution. L'aménagement de l'espace devient alors un outil de politique publique pour la réduction des inégalités : en mobilisant, *via* l'impôt local, des moyens financiers auprès des contribuables les plus aisés, des investissements publics ciblés sont supposés pallier la moindre qualité des biens immobiliers dans les zones défavorisées en leur offrant un meilleur environnement. La bonne conduite de ce type de politique publique locale nécessite toutefois deux choses. Il faut tout d'abord avoir une compréhension fine des mécanismes mis en œuvre pour en tirer le meilleur parti. Il faut ensuite quantifier les effets pour se faire une idée de la portée réelle de l'action publique. C'est cette démarche qu'adopte la recherche présentée dans ce qui suit.

Une idée communément admise en économie urbaine est que, sur un territoire parfaitement homogène, l'espace s'organise de manière concentrique autour d'un centre. Cette idée a été théorisée à l'origine par les travaux d'Alonso [1964] en adaptant au domaine résidentiel l'analyse de la localisation des activités développée par Von Thünen [1826]. En matière résidentielle, la structure concentrique correspond plus particulièrement au regroupement de ménages de même revenu à une distance identique du centre. L'ordonnement théorique ainsi mis en évidence est dans la réalité perturbé par deux éléments absents de l'analyse. Le premier élément est l'hétérogénéité des préférences des ménages. Quand une telle hétérogénéité est introduite, des ménages de revenu différents peuvent opter pour une localisation à une même distance du centre. L'hétérogénéité des préférences reste toutefois délicate à appréhender dans les études empiriques. Elle requiert en effet, au minimum, une vaste enquête sur les caractéristiques des ménages (âge du chef de famille, taille du ménage, éducation...) supposées influencer sur les préférences, en parallèle à la collecte d'informations sur les choix de localisation de ces mêmes ménages. Le second élément est l'hétérogénéité du territoire lui-même. La seule présence d'un relief ou de cours d'eau vient perturber le rôle de la distance au centre comme seul déterminant du choix de localisation. La prise en compte de cette hétérogénéité du territoire peut être aujourd'hui effective en s'appuyant sur un Système d'Information Géographique. C'est ce que cherche à faire cette étude en se concentrant plus particulièrement sur l'hétérogénéité du paysage. L'économie rejoint alors la géographie, ce qu'illustre la composition, à presque parité entre ces deux disciplines, de l'équipe de recherche mobilisée pour effectuer ce travail. L'accent mis sur le paysage répond à la volonté de se concentrer sur une des caractéristiques de l'espace sans doute les plus influençables par les politiques publiques locales. Le paysage est entendu ici au sens large. Il se caractérise par les modes d'occupation du sol, leur plus ou moins grande densité, la façon dont ils s'organisent,

s'imbriquent les uns par rapport aux autres... Les questions typiquement abordées sont alors celles du choix entre concentration de l'habitat dans de grands ensembles ou étalement urbain avec un habitat pavillonnaire, du choix entre le maintien d'espaces ruraux au sein des espaces urbains ou d'une spécialisation des territoires.

Le traitement simultané, résultant de l'objectif même de cette recherche, de l'hétérogénéité des individus en termes de revenu et de l'hétérogénéité de l'espace a conduit à retenir une approche par la théorie des prix hédoniques. Celle-ci permet notamment d'expliquer comment les prix immobiliers se forment pour mettre en adéquation les deux types d'hétérogénéité. Par là même, elle établit un lien entre le revenu des ménages et leur choix de localisation, donc se prête aisément à l'étude de la façon dont les inégalités de revenu se transcrivent dans l'espace. La Partie 1 du rapport propose d'explicitier ce lien entre revenu et choix de localisation et jette ainsi les bases théoriques de toute l'analyse quantitative qui suit. Elle privilégie néanmoins une approche littéraire et/ou graphique, les développements techniques étant reportés dans les annexes. Il est plus particulièrement mis en évidence que les valeurs vénales biaisent la lecture de la transcription spatiale des inégalités de revenu et qu'il est préférable pour étudier cette dernière de s'appuyer sur un indice de service de logement, calculable grâce à la théorie des prix hédoniques. L'indice de service de logement peut, une fois estimé pour chaque bien immobilier, être décomposé selon les grandes catégories d'éléments influant sur ce niveau de service. Une telle décomposition requiert au préalable d'identifier et surtout de mesurer les différents éléments susceptibles d'influer sur le niveau du service de logement. La Partie 2 du rapport présente cette étape ainsi que l'estimation de l'impact des différentes caractéristiques intrinsèques et de localisation des biens immobiliers sur leur niveau de service de logement. De par l'objectif de la recherche, une attention particulière est dévolue à la mesure des caractéristiques paysagères des biens ainsi qu'à la prise en compte d'éventuels effets d'entraînement spatiaux. La transcription dans l'espace des inégalités de revenu est ensuite détaillée dans la Partie 3 du rapport. En mettant en parallèle les résultats de la Partie 1 et de la Partie 2, il est plus particulièrement possible d'identifier sur quelles composantes de l'indice de service de logement se retranscrivent le plus les inégalités de revenu. Dans le cas, notamment, où la composante paysagère s'avèrerait reproduire fortement les inégalités de revenu, alors des investissements publics renforçant les caractéristiques paysagères les plus valorisées auraient pour conséquence directe de conduire à une redistribution en nature des richesses et donc à une réduction de fait des inégalités.

PARTIE 1

Les inégalités spatiales : d'une mesure en termes de prix à une mesure en termes de service de logement

L'étude de quelques faits stylisés quant à la façon dont les inégalités de revenu se reproduisent dans l'espace par l'intermédiaire du marché immobilier est un préalable à toute étude théorique. Elle fait donc l'objet de la première section de cette partie. Les faits stylisés y sont abordés à la fois par des éléments cartographiques et des éléments statistiques. Ces faits stylisés confortent l'idée que l'espace, au moins dans le cas de l'aire géographique de Rennes Métropole traité ici, ne s'organise pas de manière parfaitement concentrique autour du cœur de la ville. Ils justifient ainsi le recours à la théorie des prix hédoniques qui se plie aisément à l'étude du marché immobilier quand existent de nombreuses sources de différenciation des biens, notamment du fait des caractéristiques locales de l'environnement. La théorie des prix hédoniques, formalisée par Rosen [1974], a fait l'objet de nombreuses applications dont Boyle et Kiel [2001] proposent une revue relativement récente. Certaines, par exemple Des Rosiers *et alii* [2002] pour la ville de Québec au Canada, ont porté explicitement sur la valorisation de caractéristiques paysagères des biens, y compris à un degré relativement fin de mesure. Peu de travaux ont en revanche porté sur des développements théoriques. C'est pourquoi la seconde section de cette partie s'attarde sur le lien théorique entre la distribution des revenus au sein de la population, la distribution d'un indice synthétique du niveau de service offert par les logements et la distribution des valeurs vénales. Elle conduit à une méthode originale d'estimation du niveau de l'indice de service de logement sur la base de la seule observation des valeurs vénales à partir d'un échantillon de transactions. L'intérêt de cet indice de niveau de service de logement estimé pour chaque bien est qu'il constitue un meilleur indicateur de la transcription spatiale des inégalités de revenu que les valeurs vénales des biens. La troisième section vise plus particulièrement à mettre en évidence ce résultat.

1.1. Quelques faits stylisés

L'analyse économique suggère que sur un territoire parfaitement homogène (hormis l'existence d'un centre où se concentrent l'offre d'emploi ou les services publics et privés de proximité), les ménages disposant de revenus proches opteront pour une localisation à même distance du centre. C'est la base d'un phénomène de ségrégation spatiale que cherchent à contrecarrer certaines politiques publiques. Dans le cas de Rennes Métropole, ces politiques cherchent entre autres à éviter l'éviction des ménages de condition modeste et/ou de grande taille (la « famille moyenne ») du centre ville et leur concentration dans le périurbain. Cette éviction par le revenu et/ou la taille implique que les prix immobiliers rendent le centre ville ou proche centre ville inabordable pour ce type de ménage. Une première étude cartographique des prix immobiliers sur Rennes Métropole a donc été effectuée afin de confirmer, infirmer ou nuancer cette idée sous-jacente des politiques publiques locales. Elle est complétée par une étude statistique purement descriptive constituant un préambule à l'étude économétrique développée plus loin.

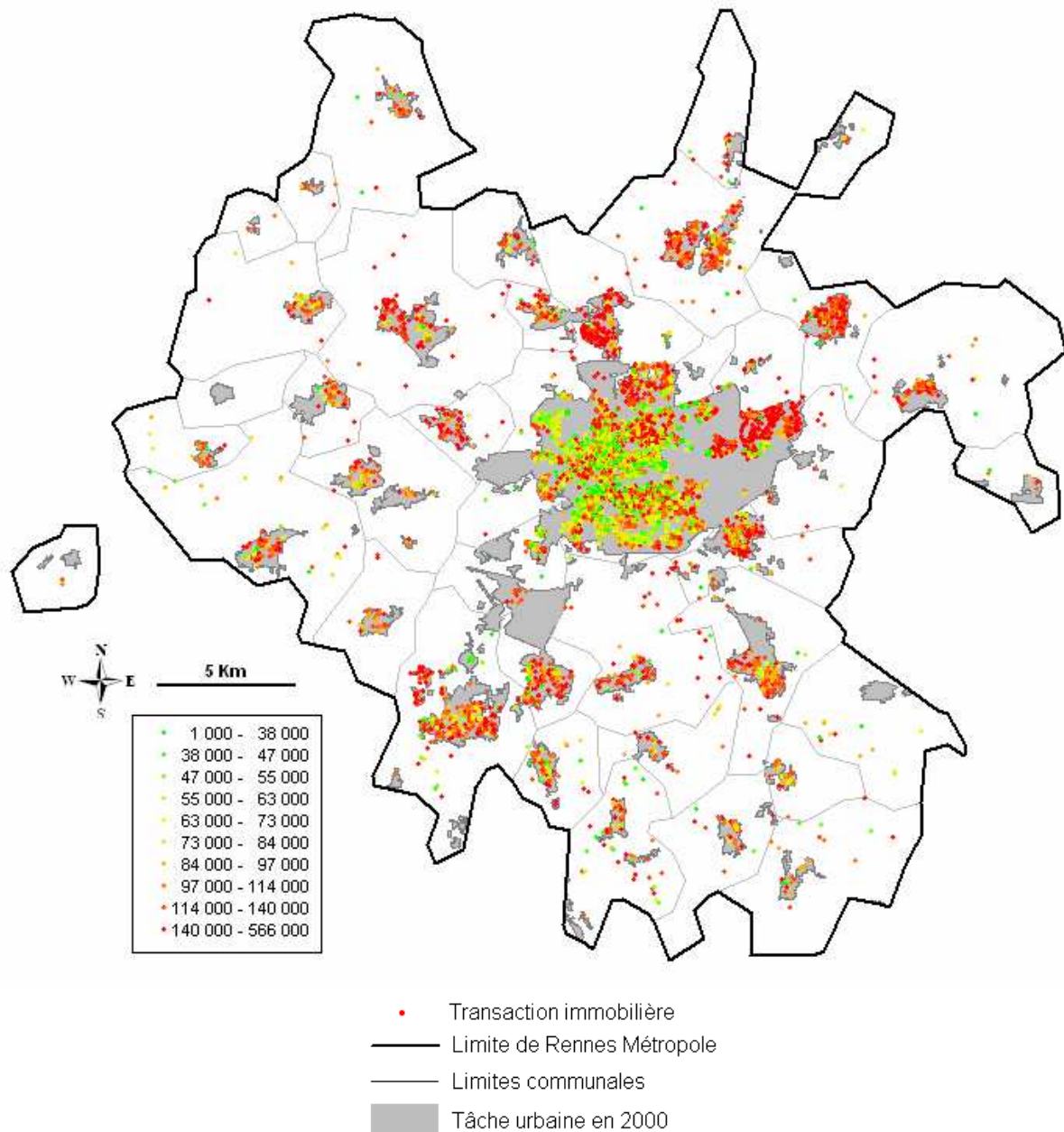
1.1.1. Quelques éléments cartographiques

L'étude s'appuie sur la base de données numérisée relative aux transactions immobilières de la chambre des notaires d'Ille & Vilaine. Le champ géographique des données effectivement utilisées a été restreint aux seules communes du département membres de Rennes Métropole, soit une surface totale de 613 Km² environ englobant 36 communes contiguës, ainsi que la commune du Verger, soit encore un total de 37 communes (voir Figure 1). En effet, l'analyse de la ségrégation spatiale présuppose deux hypothèses importantes. La première hypothèse est celle d'une relative concentration de l'emploi en un unique centre. Le choix a donc été fait de concentrer l'étude sur le centre d'emploi dominant en Ille & Vilaine, celui de Rennes. Ce centre constitue également le terrain d'étude le plus proche et le mieux connu des membres de l'équipe. La seconde hypothèse est celle d'une mobilité importante au sein de la zone géographique où se produit la ségrégation spatiale. Or cette mobilité s'avère en grande partie conditionnée par les services publics de transport qui relève, pour la majeure partie du bassin rennais, de la compétence de la structure de coopération intercommunale Rennes Métropole. Le réseau de bus conditionne par exemple l'accès au centre des personnes ne disposant pas de voiture, notamment les jeunes. Afin d'être en cohérence avec ces deux hypothèses, le choix a donc été fait de ne retenir que les communes membres de Rennes Métropole. Le fichier MIN acquis auprès de la chambre des notaires comporte des informations sur les valeurs vénales des biens immobiliers ayant fait l'objet d'une transaction entre 1994 et 2001 ainsi que sur les caractéristiques intrinsèques de ces biens (surface habitable, nombre de pièces principales...). L'absence de renseignements pour certaines variables indispensables à la suite de l'étude ainsi que la présence de certaines aberrations patentées ont conduit à écarter de l'étude un certain nombre de transactions. Le nombre de transactions conservées n'en reste pas moins plus que largement

suffisant pour la représentativité statistique puisqu'il est de 15775 transactions. La localisation des biens était initialement renseignée par les codes de section et de plan cadastraux. Il a été nécessaire pour poursuivre l'étude de passer à des données géo-référencées, donc de disposer d'un outil de passage des codes de section et plans cadastraux à des données géo-référencées. Les services de Rennes Métropole ont accepté de réaliser cette conversion à titre gracieux¹.

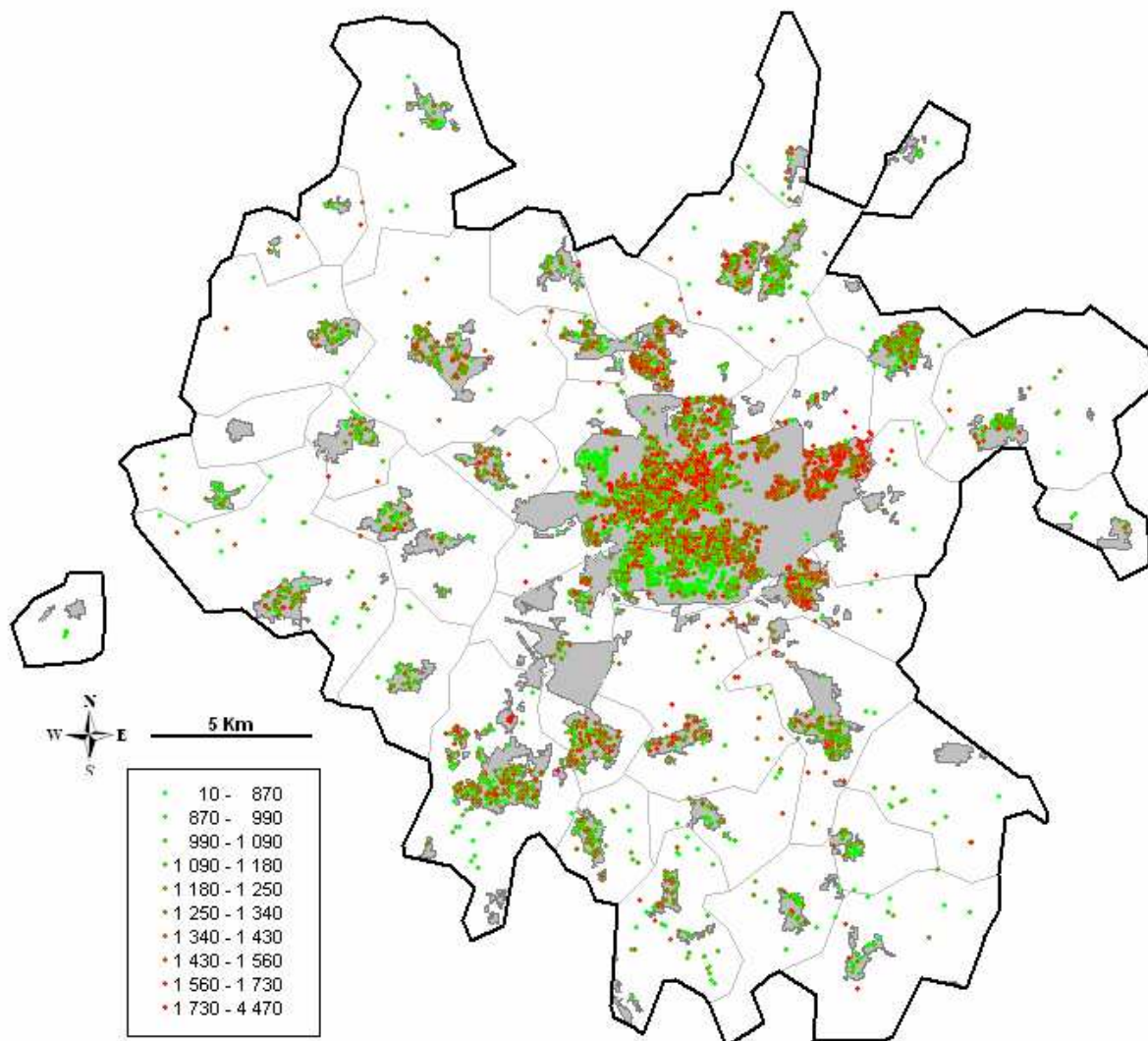
Figure 1

Valeurs déflatées (en Euros 2001) des transactions immobilières sur la zone d'étude pour la période 1994-2001



¹ Pour préserver l'anonymat quant aux transactions, les seuls codes cadastraux ont été extraits du fichier MIN et transmis à Rennes Métropole. Les données géo-référencées ont ensuite été ajoutées au reste du fichier par nos propres soins.

Figure 2
Valeurs au mètre carré déflatées (en Euros 2001) des transactions immobilières sur la zone d'étude pour la période 1994-2001



La Figure 1 propose une première visualisation de la répartition spatiale des valeurs vénales sur Rennes Métropole, tous logements confondus (appartements et maisons). Les valeurs vénales ont au préalable été déflatées par l'indice du coût de la construction pour neutraliser le biais introduit par l'inflation des prix immobiliers sur la période et rendre comparables les mutations d'une année à l'autre. L'année de référence est l'année la plus récente, à savoir 2001. Les valeurs vénales utilisées pour la Figure 1 sont ainsi toutes exprimées à leur équivalent en 2001, c'est-à-dire nettes de l'inflation entre l'année d'observation et l'année 2001. Il apparaît que les valeurs vénales varient de manière sensible selon la localisation mais sans que puisse être mise en évidence de manière simple une organisation concentrique. Il semble surtout qu'existe une zone de dépréciation correspondant à la partie sud de la commune de Rennes (traditionnellement

découpée en une « zone nord » et une « zone sud » selon un axe correspondant au réseau ferré principal). Les communes alentour peuvent en revanche exhiber une gamme de prix proche de celle observée au sein de la commune de Rennes. La Figure 2 qui visualise les valeurs vénales rapportées au mètre carré ne conduit pas à des observations très différentes. La Figure 2 se différencie de la Figure 1 essentiellement par la disparition des nombreux points associés aux valeurs les plus faibles au sein de la commune de Rennes. Cela traduit la concentration de logements de faible surface dans le cœur urbain, notamment les logements destinés au marché locatif étudiant, très important à Rennes.

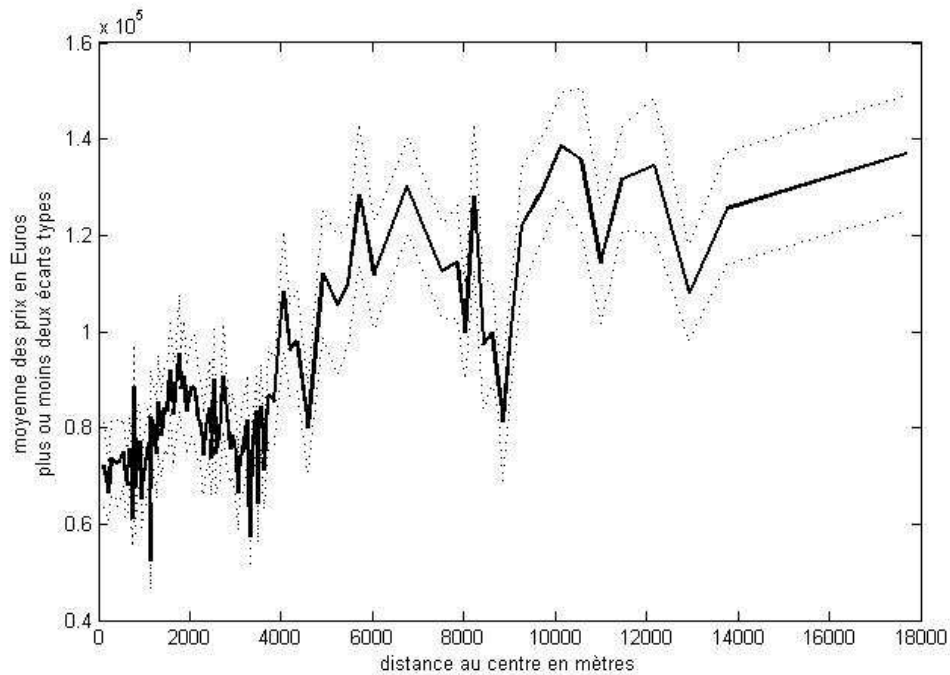
1.1.2. Quelques éléments statistiques

L'absence d'organisation concentrique marquée sur les Figures 1 et 2 peut s'expliquer par au moins deux phénomènes. Tout d'abord, la représentation cartographique a ses limites. Les points associés aux mutations recensées dans la base de données ne sont pas répartis de façon assez homogène sur l'aire géographique de l'étude pour qu'aient pu être déterminées des courbes d'iso-valeur vénale. La visualisation se borne dès lors aux seuls points réellement observés. Or, la hiérarchie de représentation des points peut biaiser l'impression visuelle lorsque de nombreuses transactions ont eu lieu à proximité les unes des autres. C'est en effet la représentation associée au dernier point visualisé qui l'emporte et qui peut masquer une masse de points très différents juste à proximité. Ensuite, l'hétérogénéité physique du territoire peut rendre ponctuellement la localisation à une distance donnée plus intéressante que la localisation à une même distance du centre mais en des points différents. La représentation est alors brouillée par une série de cas particuliers. Pour neutraliser ces deux phénomènes, il faut raisonner en moyenne sur les transactions situées dans une même tranche de distance au centre de Rennes Métropole. Il faut donc au préalable retenir une définition du centre de l'aire étudiée. C'est l'emplacement de la mairie centrale de Rennes qui a été retenu ici. Après avoir déterminé les centiles de la distribution des transactions en termes de distance au centre, les valeurs moyennes des prix totaux, des prix au mètre carré et des surfaces habitables pour chaque centile de distance au centre ont été calculées.

Les Figures 3 4 et 5 représentent respectivement l'évolution du prix moyen total, du prix moyen au mètre carré et de la surface habitable en mètres carrés calculée par centile de la distance au centre de Rennes. Ces évolutions en moyenne en trait épais sont complétées par un intervalle de plus ou moins deux écarts types en trait pointillé permettant de déceler si la variabilité des valeurs change ou non avec la distance. Pour aucune des trois figures la variabilité ne semble être significativement affectée par la distance. Les Figures 3 et 5 montrent clairement que, d'une part, l'évolution du prix moyen total ne fait que reproduire l'évolution de la surface moyenne habitable et, d'autre part, le prix moyen total comme la surface moyenne habitable tendent à croître avec la distance au centre de Rennes. Ce résultat illustre le fait que la surface habitable est très vraisemblablement un déterminant essentiel du prix d'un bien et que la recherche d'une grande

surface pousse les ménages à s'éloigner du centre indépendamment de leur revenu². Il reflète également le fait que l'offre immobilière est en grande partie concentrée à proximité du centre et ne peut pas privilégier la construction de logements de grandes surfaces, sauf à s'éloigner du cœur urbain ou à exiger des prix prohibitifs.

Figure 3
Evolution du prix moyen total selon la distance au centre de Rennes



La Figure 4 met en évidence un profil d'évolution du prix moyen au mètre carré par rapport à la distance nettement différent. La tendance est à une relative constance autour d'une valeur de 1300€/m² avec ponctuellement des pics (nets autour de 1000 mètres et 3000 mètres, plus modérés autour de 9000 mètres du centre). Ces pics signalent des anneaux autour du centre pour lesquels les biens immobiliers se caractérisent par une qualité de service de logement par mètre carré habitable supérieure au reste du territoire. Ils peuvent résulter de caractéristiques intrinsèques (autres que la surface habitable) des logements plus valorisées mais aussi d'un environnement de meilleure qualité. On peut notamment s'interroger sur la contribution du paysage à cette qualité. Une contribution importante impliquerait la possibilité pour les pouvoirs publics d'une action en faveur des zones les moins bien loties en matière paysagère afin de contrecarrer la reproduction des inégalités de revenu en termes d'inégalités face à la qualité de l'environnement.

² Ces remarques nécessitent toutefois d'être validées par une étude statistique plus approfondie. C'est ce qui est proposé plus loin.

Figure 4

Evolution du prix moyen au mètre carré selon la distance au centre de Rennes

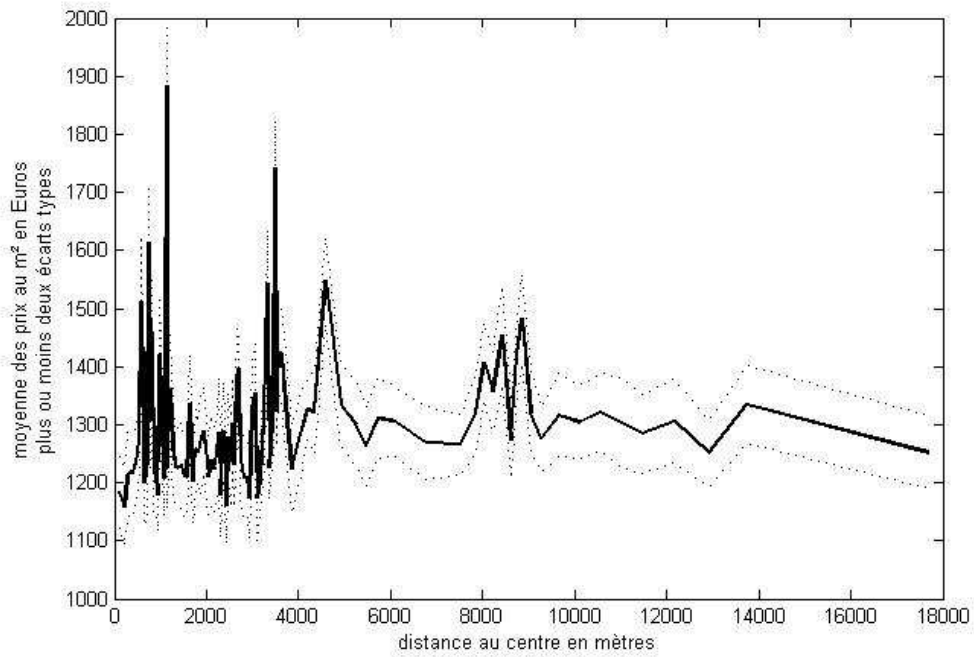
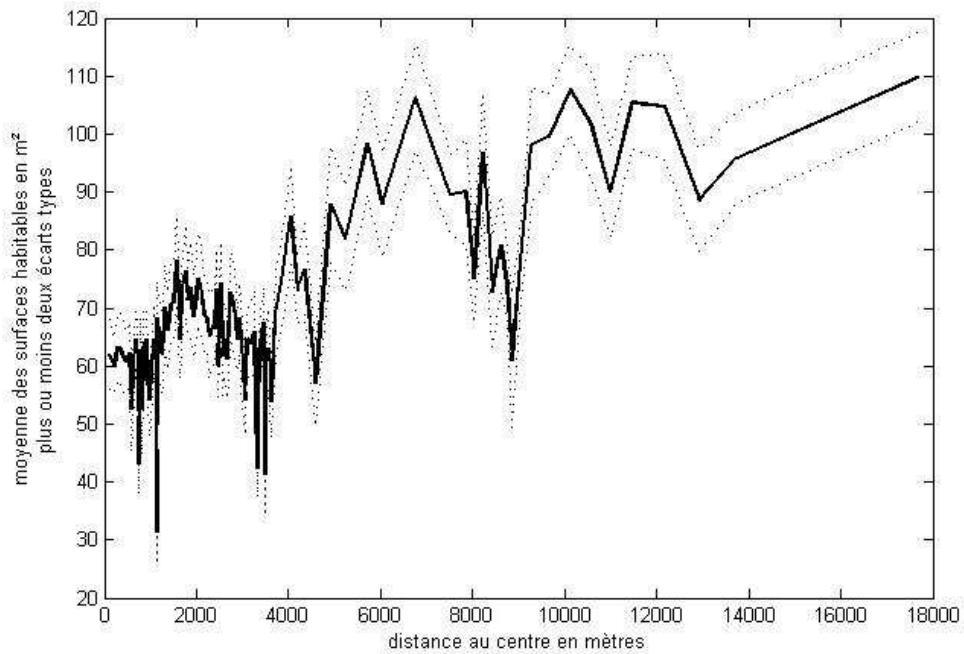


Figure 5

Evolution de la surface moyenne habitable selon la distance au centre de Rennes



S'il est quasiment immédiat d'assimiler une différence de prix au mètre carré à une différence de niveau du service de logement offert et, par suite, d'interpréter des différences de prix au mètre carré comme des indicateurs d'inégalité spatiale, il existe un pas important qui ne doit pas être franchi dans l'interprétation. En effet, les disparités de prix sont la résultante non seulement de disparités du service de logement mais aussi de disparités de revenu. Les différences de prix ne sont alors pas nécessairement proportionnelles aux différences de niveau de service de logement et l'étude des inégalités nécessite d'identifier clairement ces dernières. C'est l'objet de la section qui suit.

1.2. Etude de la courbe de prix hédoniques

Inférer le niveau de service de logement associé à des biens immobiliers à partir de l'observation de valeurs vénales et de la connaissance de la distribution des revenus pour les ménages habitant la zone géographique étudiée nécessite de s'attarder sur la formation des prix immobiliers. C'est l'objet de la théorie des prix hédoniques. Par souci de lisibilité, les éléments clés de cette théorie sont présentés de manière graphique, les détails plus techniques étant fournis dans les Annexes. Le concept d'équilibre sur le marché immobilier est d'abord défini. La courbe de prix hédonique est ensuite présentée. Elle permet la mise en adéquation d'une offre et d'une demande hétérogènes caractérisant l'équilibre sur le marché immobilier.

1.2.1. La formation de l'équilibre sur le marché immobilier

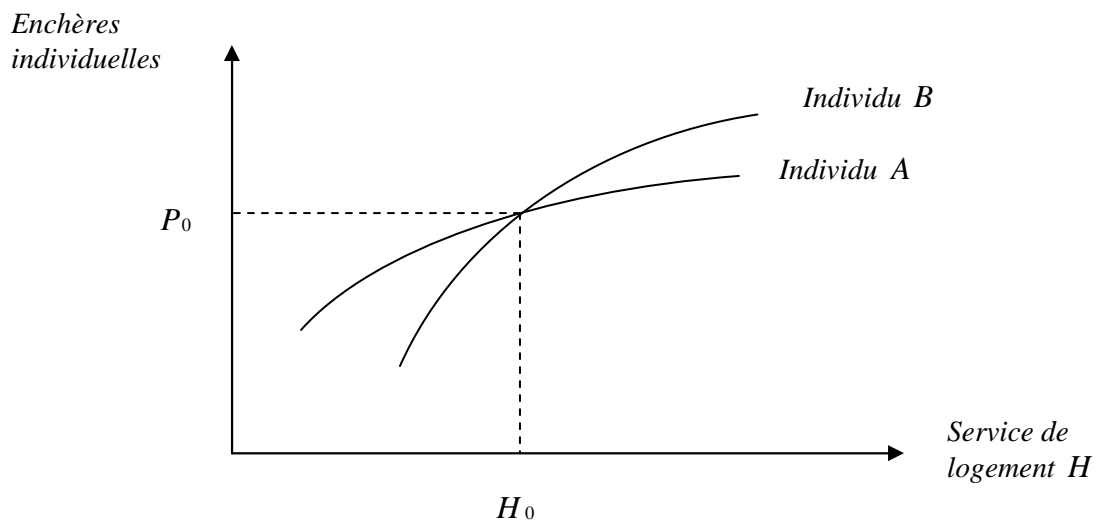
Le concept de prix hédonique présuppose, d'une part, une hétérogénéité des biens en terme de service de logement du côté de l'offre et, d'autre part, une hétérogénéité des individus en terme de revenu et/ou de préférences du côté de la demande. Le niveau de service de logement résulte de la combinaison de caractéristiques très variées des biens immobiliers supposées s'agréger en un indicateur synthétique, l'indice de service de logement. La fonction de prix hédonique assure un appariement entre biens offerts et individus demandeurs tel qu'aucun individu, compte tenu du prix qu'il paye pour le bien qui lui est affecté et compte tenu du niveau de l'indice de service de logement caractérisant ce bien, n'a intérêt à se porter acquéreur des biens attribués à d'autres aux prix auxquels ces derniers les acquièrent. En ce sens, il s'agit d'un concept d'équilibre.

Au point de départ de l'analyse se situe la notion d'enchère individuelle. Par référence à une situation donnée, caractérisée par une valeur de l'indice de service de logement et un prix, l'enchère individuelle indique le prix maximal qu'est prêt à payer un individu pour acheter un autre bien immobilier caractérisé par une autre valeur de l'indice. De manière usuelle, la propriété de satisfaction (utilité) marginale positive mais décroissante se traduit graphiquement par des courbes d'enchère individuelle croissantes et concaves. L'analyse graphique nécessite toutefois d'imposer une propriété supplémentaire d'intersection unique des courbes d'enchère. Cette dernière propriété signifie que, partant d'une même situation de référence, les courbes d'enchère individuelle de deux individus de revenu et/ou de préférences différents ne se coupent qu'en un unique point correspondant précisément à la situation de référence³. La Figure 6 illustre une telle configuration. Partant d'une même situation initiale caractérisée par un indice de service logement H_0 et un prix P_0 , l'enchère de l'individu A s'avère moins sensible (élastique) par rapport à une variation (à la hausse comme à la baisse) de l'indice de service de logement que l'enchère de l'individu B . Autrement dit, la propriété d'intersection unique revient à considérer que

³ Cette propriété se rencontre dans d'autres analyses graphiques de concepts économiques, notamment celui d'antisélection et de signal par le marché.

l'hétérogénéité des individus en termes de revenu et/ou de préférence se résume en une hétérogénéité en terme d'élasticité des enchères individuelles par rapport à l'indice de service de logement. Pour un même individu, il existe autant de courbes d'enchère individuelle différentes que de couples prix-niveau de service de logement possibles pour la situation de départ. Parmi deux courbes d'enchère d'un même individu, c'est celle qui est la plus basse qui est associée au niveau de satisfaction le plus élevé. En effet, à même niveau de service de logement, le prix maximal que serait prêt à payer l'individu en fonction de sa situation initiale serait plus bas sur la courbe la plus basse libérant ainsi plus de revenu pour l'achat d'autres biens que le logement et augmentant de ce fait sa satisfaction.

Figure 6
La propriété d'intersection unique des courbes d'enchères individuelles

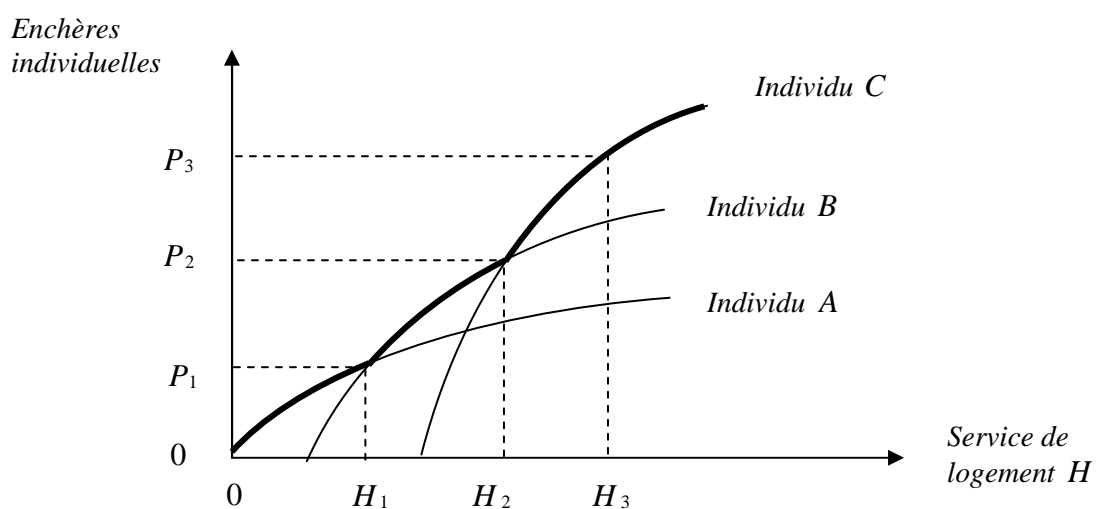


Le principe d'appariement, caractéristique de l'équilibre sur le marché d'un bien hétérogène, prend une forme relativement simple sous l'hypothèse d'intersection unique des courbes d'enchères. En effet, cet appariement repose alors sur un lien univoque entre niveau du service de logement et élasticité de l'enchère individuelle (ou de manière équivalente la pente de l'enchère individuelle). Ce lien peut être démontré en deux étapes. Dans une première étape, on vérifie que pour tout bien j caractérisé par un niveau de service H_j et acquis par un individu i au prix P_j , les prix des transactions portant sur les autres biens doivent être supérieurs à l'enchère de l'individu i partant de la situation caractérisée par P_j et H_j . Si tel n'était pas le cas, selon la hiérarchie des courbes d'enchère indiquée plus haut, l'individu i obtiendrait une satisfaction plus élevée en se portant acquéreur d'un des autres biens pour lesquels le prix de transaction serait inférieur à son enchère. Dans une seconde étape, on montre que les biens disposant d'une valeur de l'indice H inférieure (respectivement supérieure) à H_j doivent être acquis par des individus disposant de courbes d'enchères moins élastiques (respectivement plus élastiques) que celle de l'individu i qui a acquis le bien j . En effet, d'après le résultat de la première étape, l'enchère de l'individu qui acquiert un tel bien est supérieure pour ce bien à celle de l'individu i . Si en outre sa courbe d'enchère avait une élasticité plus forte (respectivement plus faible) que celle de i alors

son enchère pour le bien j serait plus forte que le prix P_j et sa satisfaction augmenterait en acquérant le bien j . La situation décrite ne serait donc pas une situation d'équilibre.

Afin d'éviter une telle contradiction, il est donc indispensable qu'à l'équilibre du marché, le niveau de « service de logement » des biens acquis augmente avec la valeur de l'élasticité des courbes d'enchère individuelle. La Figure 7 illustre ce lien dans le cas de trois biens caractérisés par les trois valeurs $H_1 < H_2 < H_3$ de l'indice et trois individus A , B et C pour lesquels l'ordre alphabétique des dénominations va de paire avec l'ordre croissant des élasticités des enchères individuelles. La caractérisation complète de l'équilibre nécessite de définir le niveau des prix. Si les individus ne disposent pas de pouvoir de marché, les vendeurs des biens chercheront à capter l'intégralité de leur surplus. Ainsi, sur la Figure 7, le prix maximal que peut faire payer le vendeur du logement ayant le niveau de service H_1 indépendamment du prix des autres logements est tel que l'individu A est au pire aussi satisfait qu'en n'acquérant aucun logement (c'est à dire pour $H = 0$ et $P = 0$). Cette dernière situation définit le niveau de satisfaction de réserve de A . Le prix P_1 est alors obtenu en prenant l'ordonnée de H_1 pour la courbe d'enchère de A associée à $H = 0$ et $P = 0$. Le prix P_2 est obtenu de manière presque identique exception faite du niveau de satisfaction de réserve de l'individu B . En effet, B a toujours la possibilité d'obtenir H_1 pour le prix P_1 , ce qui lui fournit un niveau de satisfaction plus élevé qu'en $H = 0$ et $P = 0$. Son niveau de satisfaction de réserve est donc celui obtenu pour H_1 et P_1 . La courbe d'enchère de B utilisée pour déterminer le prix P_2 est donc celle associée à H_1 et P_1 . Finalement, pour déterminer le prix P_3 , il suffit de remarquer que C a toujours la possibilité d'obtenir H_2 pour le prix P_2 , ce qui lui fournit un niveau de satisfaction plus élevé qu'en H_1 et P_1 et qu'en $H = 0$ et $P = 0$. Son niveau de satisfaction de réserve est donc celui obtenu pour H_2 et P_2 . La courbe d'enchère de C utilisée pour déterminer le prix P_3 est donc celle associée à H_2 et P_2 .

Figure 7
Principe d'appariement à l'équilibre de marché



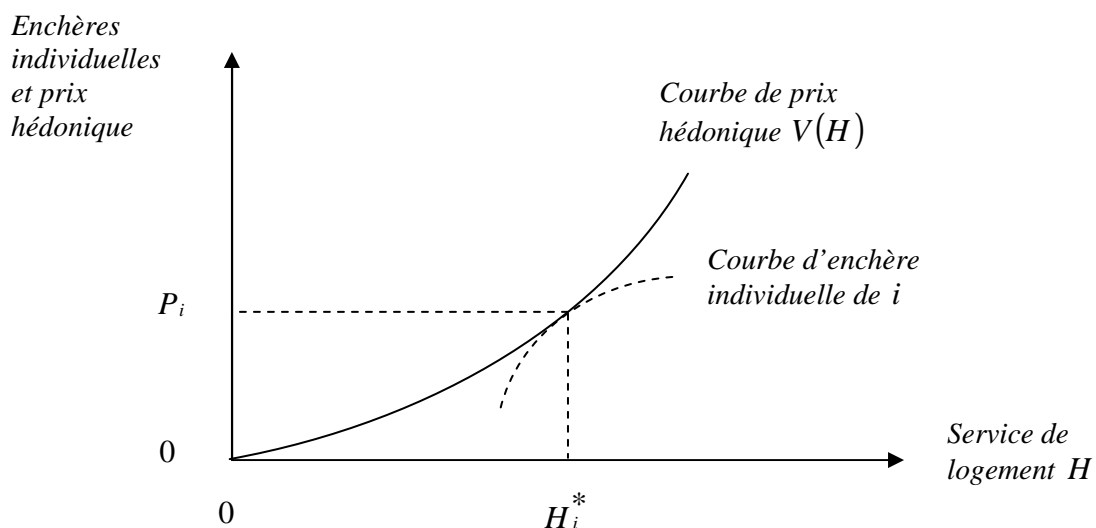
La courbe de prix hédonique est la courbe indiquant le niveau maximum de prix auquel pourrait être vendu à l'un ou l'autre des trois individus A , B et C tout autre bien que les trois biens

considérés ici. Cette courbe passe nécessairement par les points correspondant aux trois transactions observées. Elle est représentée à la Figure 7 sous la forme d'une courbe enveloppe en trait épais. Par construction, la courbe de prix hédonique est confondue en tout point avec une courbe d'enchère individuelle. Inversement toute courbe d'enchère individuelle à l'équilibre est confondue avec la courbe de prix hédonique au voisinage du point de transaction à partir duquel est définie la courbe d'enchère. Par construction, la courbe de prix hédonique assure que la hiérarchie des prix reflète celle des niveaux de l'indice de service de logement. En revanche, les écarts de prix ne reflètent pas nécessairement les écarts de niveaux de l'indice de service de logement. En effet ces écarts dépendent exclusivement des pentes des courbes d'enchère individuelle qui sous-tendent la courbe de prix hédonique et rien n'implique donc une relation de proportionnalité entre prix et indice de service de logement.

1.2.2. Estimation de la courbe de prix hédonique

Dans le cas d'un grand nombre de transactions portant sur des biens pour lesquels l'indice de service de logement couvre toutes les valeurs possibles au sein d'un intervalle donné, la courbe de prix hédonique et les différentes courbes d'enchères individuelles ne se confondent qu'au point correspondant à la transaction associée à chaque courbe d'enchère. Autrement dit, dans cette configuration limite mais proche de la réalité, il est possible de raisonner « comme si » une transaction nouvelle n'affectait pas la courbe de prix hédonique, donc de raisonner « comme si » la courbe de prix hédonique s'imposait, *via* le marché immobilier, à tout nouveau candidat à l'acquisition d'un logement. Tout se passe dès lors comme si chaque individu cherchait à maximiser sa satisfaction en sélectionnant le couple prix-niveau de service de logement associé à sa courbe d'enchère la plus basse possible sous contrainte que ce couple soit un point de la courbe de prix hédonique. C'est ce type de configuration qui est illustré à la Figure 8.

Figure 8
Courbe de prix hédonique et courbe d'enchère individuelle à l'équilibre dans le cas d'un grand nombre de biens différenciés

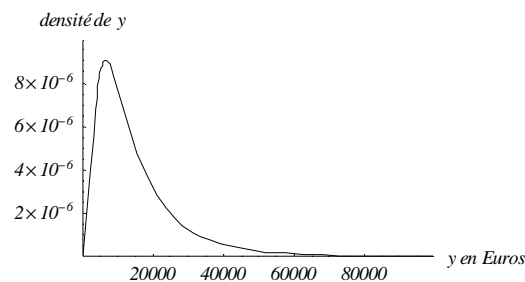


Confrontés à un même état du marché décrit par la courbe de prix hédonique, les choix des demandeurs de biens immobiliers ne diffèrent que suite à des différences entre individus, donc entre courbes d'enchère individuelle. Ces différences peuvent porter sur les préférences : des individus ayant le même revenu arbitrant alors différemment entre le niveau de service de logement et la consommation en biens « autres ». Elles peuvent également porter sur le revenu : des individus ayant les mêmes préférences formulant alors des choix différents à cause de leur contrainte budgétaire qui n'est pas identique. Dans la mesure où l'étude des inégalités est au cœur de notre préoccupation, c'est exclusivement sur la seconde source de différence (celle sur les revenus) que l'accent est mis. Ce choix se justifie également par la difficulté de collecter l'information statistique (âge, niveau d'éducation, taille et composition...) nécessaire pour appréhender une hétérogénéité des préférences des ménages acquéreur d'un logement. Même si le fait de se restreindre à la seule hétérogénéité des revenus est usuel pour les modèles économiques mettant l'accent sur l'étude des inégalités, il est important de garder à l'esprit qu'il en résulte nécessairement une simplification et une schématisation d'une réalité plus complexe. A l'échelle du marché immobilier, la distribution des revenus est une donnée et ne peut donc pas s'ajuster pour assurer l'équilibre entre offre et demande sur le marché. De même on peut supposer que, compte tenu de l'importance du stock de logements anciens par rapport au flux de logements neufs et compte tenu des délais de construction, la distribution des niveaux de service de logement effectivement offerts sur la zone géographique étudiée est une donnée. Seule la courbe de prix hédonique est donc à même de s'ajuster pour assurer l'adéquation entre, du côté de la demande, la distribution du niveau de service de logement souhaité et, du côté de l'offre, la distribution du niveau de service de logement disponible. La présentation formalisée de ce processus de mise en adéquation est fournie en Annexe A pour un modèle de base reposant sur des distributions uniformes des revenus et de l'indice de service de logement. Sa généralisation à des distributions quelconques est présentée en Annexe B.

Les deux éléments sur lesquels s'appuie l'estimation de l'indice de service de logement pour chaque bien immobilier figurant dans la base de données sont, d'une part, la distribution des revenus au sein de la population de Rennes Métropole et, d'autre part, les valeurs vénales répertoriées dans la base de données. La distribution des revenus a été calibrée à partir d'informations statistiques sur les revenus imposables moyen et médian de 2001 par foyer fiscal pour chaque commune de Rennes Métropole. Plus précisément, l'hypothèse standard d'une distribution log normale à l'échelle de chaque commune et à l'échelle de Rennes Métropole a été faite. Cette hypothèse a permis de calibrer l'espérance et la variance de la transformée logarithmique des revenus imposables sur chaque commune à partir des seuls revenus imposables moyen et médian. L'espérance et la variance de la transformée logarithmique des revenus imposables sur Rennes Métropole ont ensuite été obtenus comme les sommes pondérées par le poids démographique de chaque commune dans Rennes Métropole de ces espérances et variances à l'échelle communale. Les valeurs ainsi obtenues correspondent à un revenu imposable moyen de 15791 € (soit 103584 F) par an et un revenu imposable médian de 11812 € (soit 77487 F) par an pour Rennes Métropole. La connaissance de ces revenus moyen et médian pour Rennes Métropole, en plus de l'hypothèse de log-normalité à l'échelle communale, suffit à

caractériser intégralement la distribution des revenus imposables⁴. Celle-ci est illustrée par la Figure 9. Conformément aux résultats standards en matière d'études statistiques des revenus, cette distribution est assez asymétrique avec une queue de distribution pouvant aller jusqu'à 80000 € (524765 F) annuels. L'essentiel des ménages se caractérisent toutefois par un revenu imposable inférieur à 30000 € (196787 F) annuels.

Figure 9
*Distribution des revenus annuels imposables y (en Euros) telle que
calibrée pour Rennes Métropole*



La distribution empirique des valeurs vénales (approximée par centiles) répertoriées dans la base de données est donnée à la Figure 10.a. Les données de base sont les mêmes que celles utilisées pour la Figure 1 et sont toutes exprimées à leur équivalent en 2001, c'est-à-dire nettes de l'inflation entre l'année d'observation et l'année 2001. Très peu de transactions ont excédé la valeur totale de 250000 € (soit 1639892 F). Ce chiffre, en deçà de nombreuses valeurs observées en 2008 s'explique par le fait que la décennie a connu une très forte inflation des biens immobiliers. L'allure générale de la distribution des valeurs vénales est proche de celle des revenus, ce qui suggère que les disparités en termes de niveau de service ne sont probablement pas excessivement marquées. La distribution apparaît comme étant presque tri-modale, avec un pic de fréquence principal autour de 60000 € dominé par deux pic très ponctuels (concentrés sur un centile) à respectivement un peu plus de la moitié et un peu plus du quart de ce premier mode. Le premier pic exceptionnel est probablement associé à un segment très particulier du marché immobilier de Rennes Métropole, le marché du logement étudiant tourné vers de petites surfaces et donc de petits prix. Le deuxième pic peut résulter des aléas inhérents à la constitution de la base de données.

⁴ Le calcul s'appuie en fait sur la propriété selon laquelle la combinaison linéaire de variables distribuées selon une loi normale suit elle-même une loi normale dont l'espérance et la variance sont obtenues comme les mêmes combinaisons linéaires des espérances et variances des variables initiales.

Figure 10.a
*Distribution empirique (approximée par centiles) des valeurs vénales
 V en Euros pour Rennes Métropole*

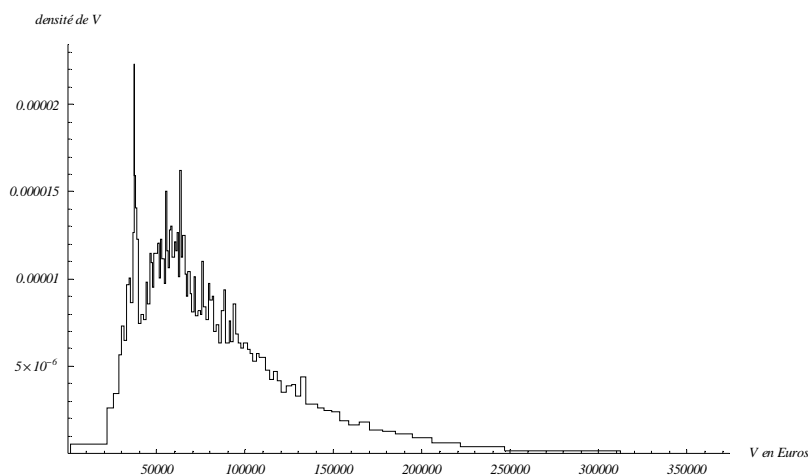
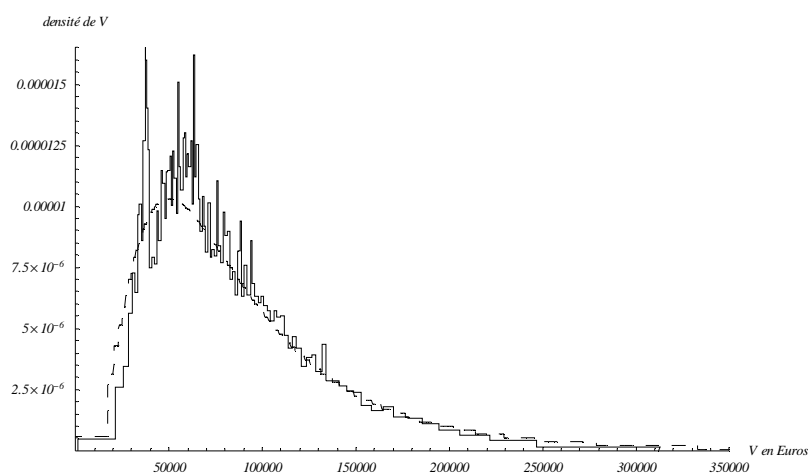


Figure 10.b
*Distributions empirique (trait plein) et estimée (trait en pointillés) des
 valeurs vénales V pour Rennes Métropole*



Comme décrit en seconde partie de l'Annexe B, les paramètres du modèle sous-tendant la formation des prix immobiliers, notamment les paramètres de la distribution de l'indice de service de logement, sont estimés de sorte à maximiser la vraisemblance (au sens statistique du terme) de la série de valeurs vénales recensées dans la base de données. La qualité globale de l'estimation peut être appréciée par une comparaison visuelle entre la distribution empirique et la distribution estimée (approximée par centiles) des valeurs vénales. La comparaison, illustrée par la

Figure 10.b, montre que la distribution estimée reproduit assez fidèlement la distribution empirique. L'ajustement est tout particulièrement bon pour la partie de la distribution située à droite du mode, y compris la queue de distribution associée aux valeurs les plus élevées. Le mode tend en revanche à être sous-estimé avec en contrepartie une légère surestimation de la partie gauche de la distribution. La méthode d'estimation est paramétrique et repose plus particulièrement sur l'emploi d'une fonction d'utilité de type Cobb Douglas pour la représentation des préférences individuelles et d'une fonction Gamma à deux paramètres pour la distribution de l'indice de service de logement. Le choix de la fonction d'utilité de type Cobb Douglas se justifie, d'une part, par son caractère standard en économie et, d'autre part, par le fait qu'elle est une des rares fonctions d'utilité pour lesquelles il est possible de calculer l'expression analytique de la fonction de prix hédonique⁵. Le choix d'une distribution Gamma pour l'indice de service de logement obéit à une double exigence. Tout d'abord, la volonté de limiter le nombre de paramètres à estimer⁶. Ensuite, la volonté de contraindre au minimum la forme de la distribution. La fonction de distribution Gamma répond à cette double exigence. Bien que ne possédant que deux paramètres elle s'avère très flexible dans sa forme. Elle peut notamment admettre des profils d'asymétrie très différents⁷. Les poids estimés de l'indice de service de logement et de la consommation en biens « autres » sont respectivement de 0.21 et 0.79. Les paramètres estimés pour la distribution Gamma sont 5.65885 et 0.352049, ce qui revient à une espérance et un écart type de respectivement 2.0918 et 0.879339 pour l'indice de service de logement⁸. Cette distribution est représentée par la Figure 11. Une caractéristique majeure qu'exhibe la Figure 11 est la relativement faible asymétrie de la distribution de l'indice de service de logement. Il semble donc que la forte asymétrie observée pour la distribution des valeurs vénales résulte davantage de l'asymétrie de la distribution des revenus que de celle de la distribution des niveaux de service de logement. C'est ce que confirme la Figure 12 représentant la fonction de prix hédonique estimée pour Rennes Métropole sur la période 1994-2001. La croissance de plus en plus forte de la courbe de prix hédonique indique qu'à une augmentation donnée de la valeur de l'indice de service de logement est associée une hausse de prix d'autant plus forte que le niveau initial de l'indice est élevé. Autrement dit, la valeur du point d'indice supplémentaire n'est pas constante mais croît avec le niveau total de l'indice. Il en résulte que les valeurs vénales observées sur le marché immobilier tendent à amplifier les disparités de valeur de l'indice de service de logement et, par suite à biaiser la mesure des inégalités spatiales.

⁵ Voir sur ce point les Annexes A et B. L'expression analytique exacte est obtenue sous l'hypothèse supplémentaire de distributions uniformes des revenus et des indices de service de logement. Elle est approximée par morceaux pour les distributions employées dans cet exemple.

⁶ La méthode du gradient employée pour la maximisation de la vraisemblance implique un temps d'estimation croissant de manière exponentielle avec le nombre de paramètres à estimer.

⁷ Une distribution, plus classique, de type log-normale ne présente pas autant de flexibilité.

⁸ Le service de logement étant évalué par un indice, sa valeur en absolu n'a pas d'interprétation. Seules comptent les différences ou rapports entre valeurs associées à deux biens différents.

Figure 11
Distribution des niveaux de service de logement H telle qu'estimée dans le cas de Rennes Métropole

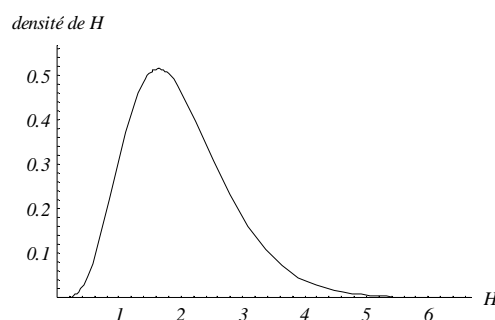
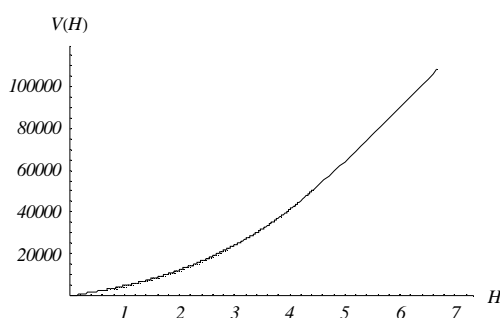


Figure 12
Fonction de prix hédonique (en Euros) telle qu'estimée dans le cas de Rennes Métropole sur la période 1994-2001



La croissance de plus en plus forte de la valeur vénale avec le niveau de service et logement et le fait que ce sont les ménages les plus riches qui acquièrent les logements caractérisés par le niveau de service le plus fort ne présume pas qu'il y a un effet régressif du niveau de service et du prix sur le marché immobilier. Pour évaluer la nature régressive ou dégressive du niveau de service de logement, il faut déterminer quel niveau de service caractérise le logement acquis par un ménage en fonction de son revenu (Figure 13.a). Il est possible de procéder de même avec la valeur vénale. Toutefois, la nature régressive ou dégressive des valeurs vénales est plus communément évaluée en examinant l'évolution de la part budgétaire du logement en fonction du revenu (Figure 13.b). Il apparaît que le niveau de service de logement évoluent de manière régressive mais que la part budgétaire évolue quant à elle de manière dégressive. En effet, la Figure 13.a montre que le niveau de service de logement augmente toujours mais de plus en plus faiblement avec le revenu. Autrement dit, un euro de revenu en plus permet d'acquérir un supplément de service d'autant plus faible que l'on dispose d'un revenu élevé et que l'on a donc déjà un niveau de service élevé.

Figure 13.a

Niveau de service de logement en fonction du revenu dans le cas de Rennes Métropole sur la période 1994-2001

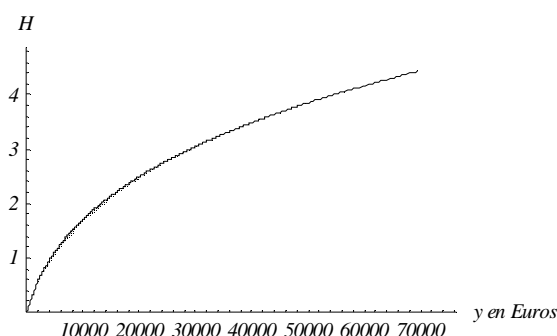
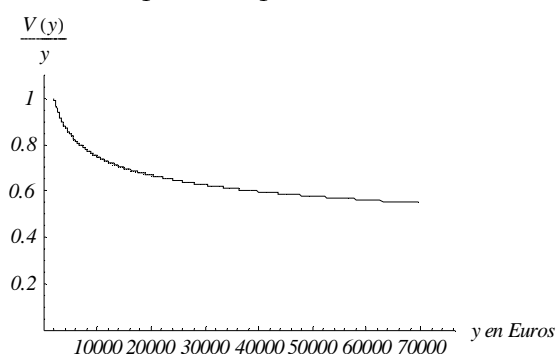


Figure 13.b

Part budgétaire du logement en fonction du revenu dans le cas de Rennes Métropole sur la période 1994-2001



La Figure 13.b confirme pour sa part une idée communément répandue selon laquelle c'est davantage la dépense de biens « autres » que celle en logement qui varie avec le revenu. En effet, cette idée implique que, la dépense en logement étant relativement plus stable que celle dans les autres biens, elle doit alors représenter une part d'autant forte de la dépense totale d'un ménage que celui-ci dispose d'un faible revenu et inversement. L'explication de ce résultat est que le service de logement est un bien de première nécessité. En effet, l'examen du taux marginal de substitution entre les biens « autres » et le service de logement montre que ce taux croît avec le niveau de revenu du ménage⁹. Autrement dit, par rapport aux ménages pauvres, les ménages riches reportent plus facilement leur dépense sur les autres biens que le logement. Par conséquent, s'il est bien possible de leur vendre des logements caractérisés par un plus haut niveau de service, la hausse du niveau de service est moins que proportionnelle à celle du revenu (Figure 13.a). Cet effet s'avère ne pas être intégralement compensé par la hausse plus que proportionnelle de la valeur vénale par rapport au niveau de service (Figure 12) de sorte que la

⁹ Ce taux marginal de substitution est donné par le terme de droite de l'équation (A.2) en Annexe A.

valeur vénale varie moins que proportionnellement par rapport au revenu, autrement dit la valeur vénale représente une part du revenu décroissante avec ce même revenu (Figure 13.b).

La courbe de prix hédonique estimée par morceaux selon les techniques décrites en Annexe B et représentée à la Figure 12 est l'élément clé permettant l'estimation de l'indice de service de logement pour chaque bien recensé dans la base de données. En effet, elle permet d'associer à chaque valeur vénale renseignée dans la base de données une valeur unique de l'indice de service de logement. C'est sur la base de ces valeurs estimées bien par bien que doivent être évaluées les inégalités spatiales.

1.3. L'indice de service de logement et les inégalités spatiales

L'estimation d'un indice de service de logement pour chaque bien à partir de la fonction de prix hédonique permet de neutraliser le phénomène d'amplification des disparités entre logements quand elles sont appréhendées par les valeurs vénales. L'incidence sur l'étude des inégalités et, plus particulièrement, sur l'ampleur de la retranscription des inégalités de revenus en matière de qualité du logement est d'abord examinée. La façon dont ces inégalités s'inscrivent dans l'espace est ensuite abordée. L'accent est plus particulièrement mis sur la façon dont l'arbitrage entre, d'une part, la surface habitable et, d'autre part, la qualité du service de logement au mètre carré, conduit à une éventuelle ségrégation spatiale.

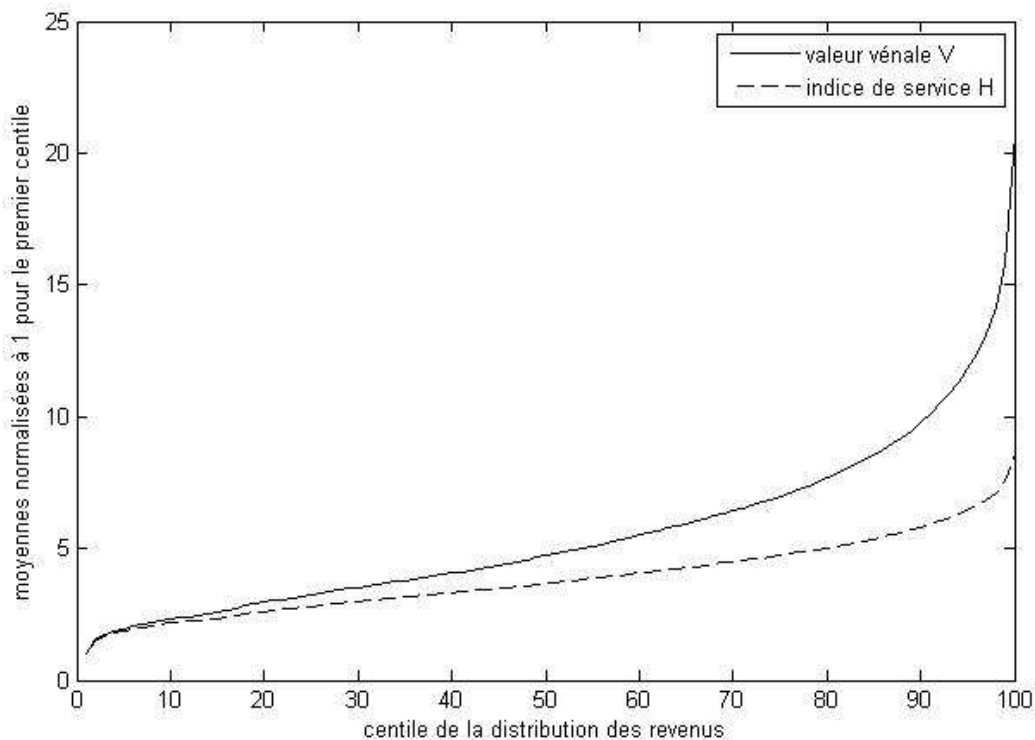
1.3.1. La transcription des inégalités de revenu en termes de logement

La courbe de prix hédonique permet d'associer à chaque bien un niveau de service réel qui n'est pas proportionnel à sa valeur vénale. Afin de souligner l'intérêt qu'il y a à estimer ainsi une valeur de l'indice de service de logement pour chaque bien, il est intéressant d'évaluer l'étendue du biais introduit par l'emploi des valeurs vénales plutôt que de ce type d'indice dans l'étude des inégalités spatiales. Une manière de procéder consiste à calculer la valeur vénale moyenne et l'indice de service de logement moyen des biens acquis par les ménages de chaque centile de la distribution des revenus. En effet, on sait que les ménages possédant un revenu dans le $x^{\text{jème}}$ centile de la distribution des revenus acquièrent un bien dont la valeur vénale appartient au $x^{\text{jème}}$ centile de la distribution des valeurs vénales et dont le service de logement appartient au $x^{\text{jème}}$ centile de la distribution des valeurs de l'indice¹⁰. Pour rendre comparables les disparités de valeurs vénales moyennes et d'indices de service moyens, ceux-ci sont normalisés à l'unité pour le premier centile. Une valeur normalisée de 1.10 signale ainsi que sur le centile de la distribution de revenus considéré, la moyenne excède de 10% sa valeur pour le premier centile. La Figure 14 synthétise les résultats ainsi obtenus. Au voisinage de la médiane des revenus (50^{ème} centile de la distribution des revenus), la valeur vénale moyenne normalisée est de 4.6523 tandis que le niveau moyen normalisé de l'indice de service de logement est de 3.6353. Autrement dit, les 50% de ménages les plus riches ont acquis des logements dont le prix moyen était plus de quatre fois le prix moyen des transactions les plus faibles mais dont le niveau de service réel était seulement un peu plus de trois fois et demie le niveau de service moyen des transactions les plus faibles. Ces valeurs s'élèvent respectivement à 20.7720 et 8.6185. Au maximum le niveau de service de logement est donc un peu plus de huit fois supérieur à son niveau le plus faible tandis que la valeur vénale est plus de vingt fois supérieure à son niveau le plus faible. On constate graphiquement que la valeur normalisée de l'indice de service de logement est systématiquement plus faible que la valeur vénale normalisée. Bien qu'encore marquées, les inégalités en termes de niveaux de service de logement sont donc nettement moins fortes que celles exprimées en termes

¹⁰ Voir sur ce point les Annexes A et B.

de valeurs vénale. Les disparités entre valeurs marchandes des biens tendent donc à fournir une image biaisée à la hausse des disparités réelles entre niveaux de services fournis par les logements.

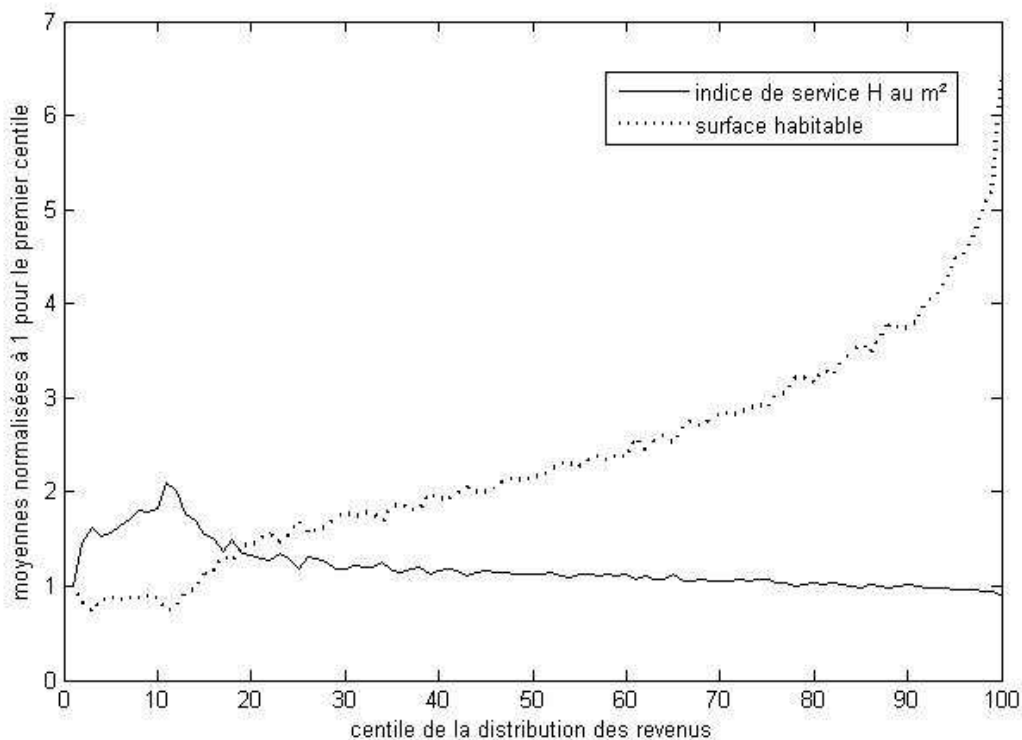
Figure 14
Evolution des valeurs vénales moyennes et des niveaux de service de logement moyens en fonction du centile de la distribution des revenus



Dans la mesure où les Figures 3 à 5 ont permis de mettre en évidence l'influence majeure de la surface habitable sur les valeurs vénale, il paraît intéressant de procéder à une première décomposition de l'indice de service de logement sur le même principe et d'en donner l'évolution en fonction du revenu. La Figure 15 donne quelques indications sur ce point. Il apparaît clairement qu'il existe une déconnexion assez forte entre la surface habitable et la qualité du service de logement des biens acquis selon le revenu. Plus exactement, les disparités de revenus entre ménages se traduisent pour l'essentiel en termes de surface habitable. Les ménages optent assez logiquement pour des surfaces d'autant plus grandes qu'ils disposent d'un revenu élevé. La Figure 15 montre que les ménages les plus riches, c'est-à-dire appartenant aux centiles les plus élevés de la distribution des revenus, acquièrent ainsi des logements dont la surface habitable est en moyenne six fois plus grande que la surface habitable moyenne des biens acquis par les ménages les plus pauvres. Les ménages disposant du revenu médian (50^{ième} centile) acquièrent quant à eux des logements dont la surface habitable est en moyenne environ deux fois plus élevée que celle des ménages les plus pauvres et donc trois fois plus faible que celle des ménages les plus riches. Les différences en termes de qualité de service au mètre carré habitable sont, elles,

nettement plus faibles. En outre, la Figure 15 met clairement en évidence que la catégorie de ménages qui dispose en moyenne du niveau de qualité de service au mètre carré le plus fort ne correspond pas aux ménages les plus riches mais au contraire aux 19% des ménages les moins riches, à l'exception toutefois des 2 ou 3% les plus pauvres. Cette observation importante doit toutefois être interprétée avec précaution. En effet, elle n'implique pas nécessairement l'absence de besoin criant d'une politique publique visant à améliorer la qualité des logements, notamment par une amélioration de leur environnement, pour les biens immobiliers de plus faible valeur. Au contraire, cette observation peut être la conséquence d'une politique publique active en la matière et qui aurait d'ores et déjà porté ses fruits¹¹.

Figure 15
Evolution des surfaces moyennes et des niveaux de service de logement
moyens au mètre carré en fonction du centile de la distribution des
revenus

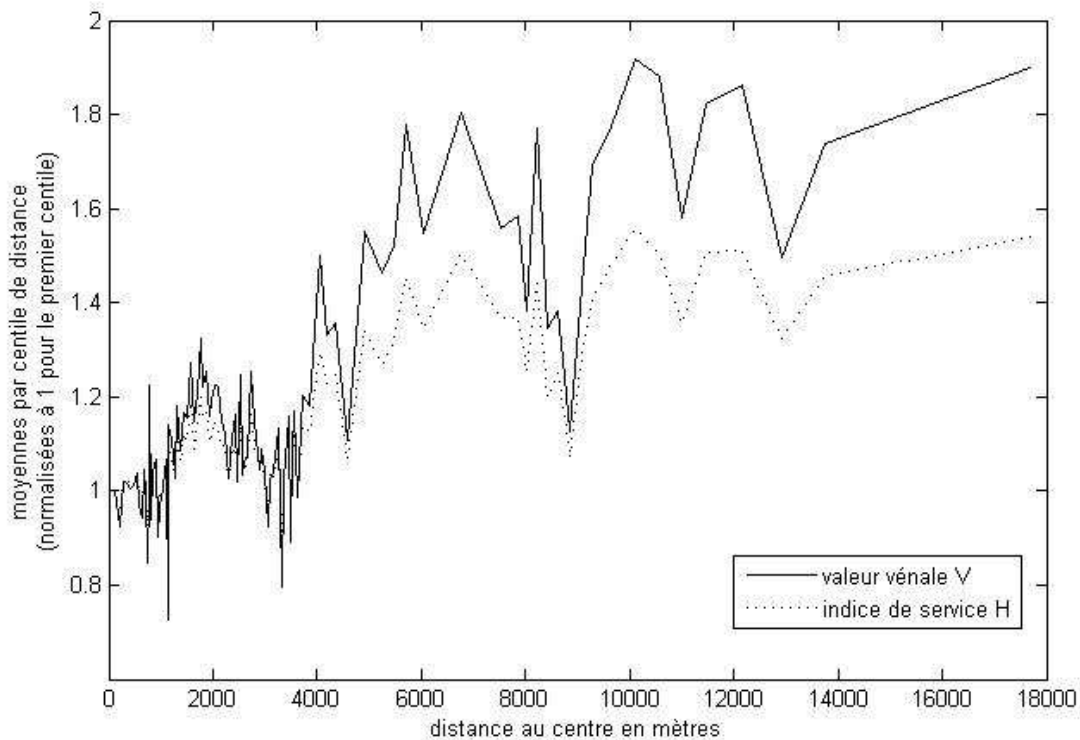


¹¹ La politique des transports en commun peut par exemple viser délibérément au désenclavement de quartiers défavorisés et accroître ainsi la proximité perçue aux sources d'aménités. La politique culturelle peut également privilégier des événements se déroulant au cœur de ce type de quartiers.

1.3.2. La répartition des inégalités de logement dans l'espace

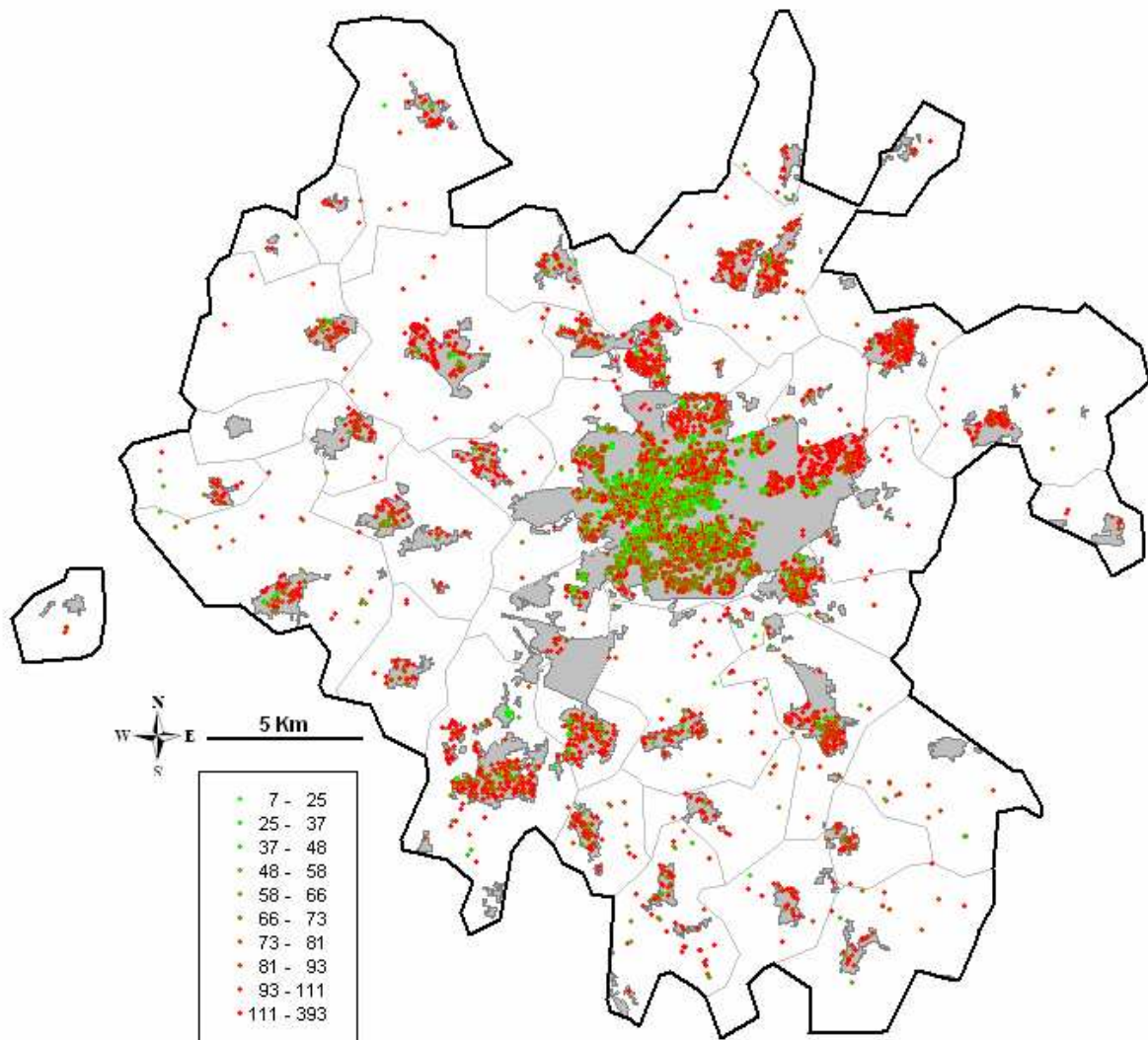
On peut se demander si la révision à la baisse de l'ampleur des inégalités quand elles sont évaluées à partir des disparités de niveaux de l'indice de service de logement plutôt qu'à partir des disparités de valeurs vénales vaut également dans une perspective spatiale. La Figure 16 laisse penser qu'à première vue la réponse est affirmative. Elle fait apparaître l'évolution de la moyenne des valeurs vénales et de la moyenne des niveaux d'indice calculées par centile de la distribution des biens en termes de distance au centre de Rennes en fonction de cette même distance. Afin de pouvoir comparer les disparités évaluées à partir de l'indice avec celles évaluées à partir des valeurs vénales, les données sont normalisées à l'unité pour le premier centile de la distribution des biens en termes de distance au centre. Ainsi, par exemple, une valeur de 1.2 signale un supplément de 20% par rapport au centre de Rennes. A l'inverse, une valeur de 0.8 signale un déficit de 20% par rapport au centre de Rennes. La Figure 16 montre clairement qu'il y a une tendance haussière pour les deux mesures, l'éloignement du centre de Rennes amplifiant l'inégalité. Toutefois, mesurées à l'aide de l'indice de service de logement, les inégalités correspondent au maximum à un écart de l'ordre de 40% entre la situation la meilleure et le centre de Rennes. Cet écart monte à 80% quand les inégalités sont mesurées à l'aide des valeurs vénales.

Figure 16
Evolution des valeurs vénales moyennes et des niveaux de service de logement moyens en fonction de la distance au centre de Rennes



A nouveau, la décomposition des disparités de service logement entre ce qui est dû à des disparités de surface habitable et ce qui est dû à des disparités de qualité de service au mètre carré peut être instructive. Les disparités de surface habitable entre cercles concentriques autour de Rennes ont déjà été examinées à la lumière de la Figure 5. Les surfaces habitables des biens acquis sont, en tendance, croissantes avec la distance au centre. Ce diagnostic est confirmé par la Figure 17 qui s'affranchit d'une lecture contrainte par la logique de cercles concentriques en adoptant une représentation cartographique. Sur la Figure 17, la densité des points associés aux plus faibles surfaces s'accroît quand on se rapproche du centre de Rennes. Inversement, les transactions ayant eu lieu dans les communes périurbaines de Rennes Métropole portent sur des biens de surface habitable relativement importante.

Figure 17
Surfaces habitables (en mètres carrés) des transactions immobilières sur la zone d'étude pour la période 1994-2001



La répartition géographique des disparités en termes de qualité de service de logement au mètre carré est illustrée par les Figures 18 et 19. La Figure 18 reprend le principe du calcul d'une moyenne de l'indice de service au mètre carré, moyenne normalisée à l'unité pour le premier centile de distance au centre de Rennes. A titre de comparaison, la moyenne normalisée pour les valeurs vénales est également reportée. Sans surprise, les variations de la moyenne de l'indice reproduisent celles de la moyenne des valeurs vénales au mètre carré. En revanche, l'indice de service de logement au mètre carré tend en moyenne à décroître avec la distance au centre de Rennes et non pas à rester stable comme la valeur vénale au mètre carré. La seule exception à cette tendance est le cercle compris entre 8000 mètres et 9000 mètres du centre. En croisant ce résultat avec, d'une part, ceux obtenus en matière de disparités de surface habitable en fonction de la distance au centre et, d'autre part, ceux obtenus en matière de disparités de surface habitable et de qualité du service au mètre carré en fonction du revenu, le scénario semble être le suivant. En s'éloignant du centre, la valeur des biens augmente car la surface habitable qu'ils offrent croît de manière suffisamment prononcée pour contrebalancer la baisse de qualité du niveau de service de logement au mètre carré. La recherche de grandes surfaces serait alors le moteur de la ségrégation spatiale en fonction du revenu, les ménages aisés s'éloignant du centre pour disposer de plus de surface même au prix d'un moindre niveau de l'ensemble des autres caractéristiques, intrinsèques comme de localisation, du logement.

Figure 18
Evolution des niveaux de service de logement moyens au m² et des valeurs vénales moyennes au m² en fonction de la distance au centre de Rennes

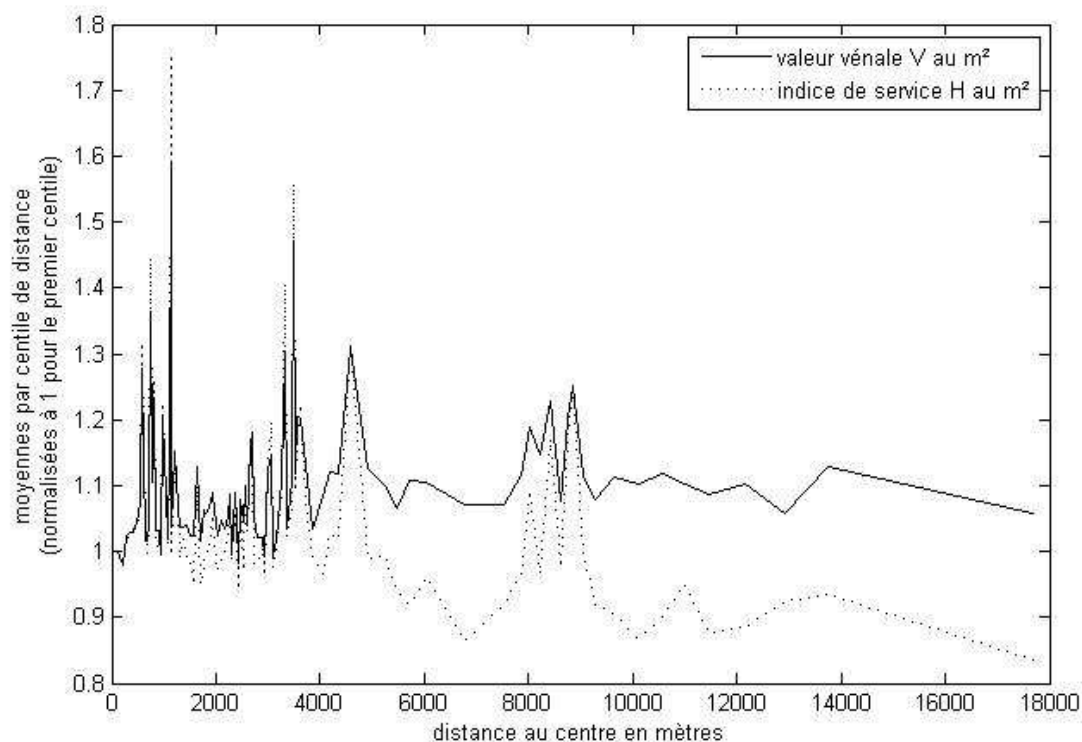
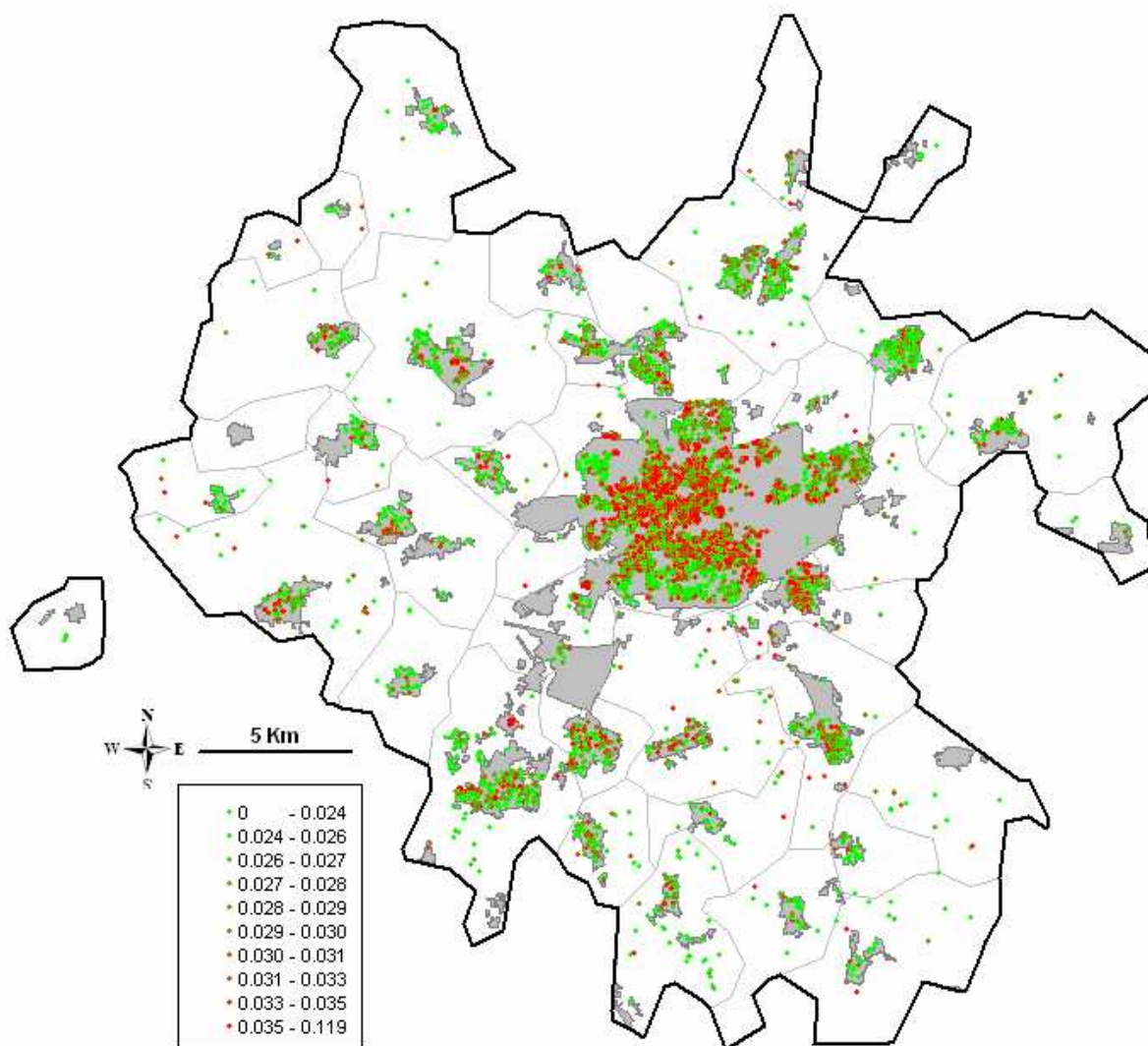


Figure 19
*Indices de service de logement au mètre carré des transactions immobilières sur la zone
d'étude pour la période 1994-2001*



On peut toutefois se poser la question de savoir si le fait de raisonner uniquement en termes de distance au centre, donc de manière équivalente en termes de cercles concentriques homogènes, ne masque pas une hétérogénéité spatiale organisée d'une autre manière¹². Rien de tel ne semble pouvoir être mis en évidence à partir de la représentation cartographique de la Figure 19. Le trait le plus marquant de l'hétérogénéité spatiale tel que révélé par la Figure 19 relève bien d'une

¹² Il est bien connu par exemple que l'agglomération parisienne s'organise, entre autres, selon une logique d'opposition entre points cardinaux. En zone de montagne, certaines villes s'organisent inversement selon une logique d'altitude.

organisation en termes de distance au centre. Seule deux « poches » apparaissent : celle au sud de la tâche urbaine principale au centre de la carte (quartiers sud de Rennes) et celle, plus petite, au nord est de cette même tâche. Toutes deux correspondent à de moindres valeurs de l'indice de service au mètre carré par rapport à leur voisinage immédiat et à des zones de grands ensembles immobiliers.

PARTIE 2

Décomposition de l'indice de service de logement

L'originalité de la méthode des prix hédoniques développée dans cette recherche est de procéder à l'estimation d'un indice synthétique du niveau de service de logement offert par les biens immobiliers. L'intérêt de cet indice par rapport aux valeurs vénales est de permettre une lecture des disparités entre biens qui n'est pas biaisée par la forme de la distribution des revenus. Si, dans les applications usuelles de la méthode des prix hédoniques, les valeurs vénales sont ensuite décomposées en prix implicites des caractéristiques des biens, c'est ici l'indice de service qui est décomposé. La première section de cette partie passe en revue les différents éléments observables et mesurables susceptibles d'être des éléments explicatifs importants de l'indice. Outre les caractéristiques intrinsèques des logements, les caractéristiques de l'environnement paysager sont prises en compte. Une partie importante du travail, détaillée dans la première section, a consisté à identifier les types d'occupation du sol pour ensuite construire des indicateurs de composition et de configuration résumant le paysage dans le voisinage des biens immobiliers. La seconde section s'intéresse au traitement des éléments non directement observés et/ou mesurés. Le traitement proposé consiste à tirer parti de la dimension spatio-temporelle des données collectées. Il permet ainsi de capter l'influence de variables non observées, tant objectives que subjectives, et d'évaluer notamment les effets d'agglomération sur la base de critères purement sociaux.

2.1. Les composantes objectives et observables

La définition de politiques publiques de réhabilitation de certains ensembles immobiliers est d'autant plus aisée qu'il est possible d'identifier des caractéristiques objectives et observables des biens qui affectent significativement le niveau de service de logement au mètre carré. C'est en effet sur ces caractéristiques que pourront être ciblées les actions. On distingue classiquement deux catégories de caractéristiques objectives et observables : les caractéristiques intrinsèques et les caractéristiques de localisation. La catégorie des caractéristiques intrinsèques est systématiquement prise en compte dans les études économétriques s'appuyant sur la théorie des prix hédoniques. Elle est importante par sa contribution essentielle à la compréhension des différences entre biens. Elle l'est nettement moins par son intérêt pour l'action publique locale dans la mesure où les caractéristiques concernées sont souvent difficiles à modifier à court terme. Si les politiques d'urbanisme peuvent bien par exemple imposer des limites supérieures ou inférieures à la surface habitable, elles n'affecteront que les logements neufs mais pas le parc immobilier ancien. La catégorie des caractéristiques de localisation est en revanche traitée de manière très variée dans la littérature. C'est généralement un sous-ensemble de cette catégorie qui est pris en compte dans les travaux, en fonction du type de politique publique sur lequel l'accent est mis. La notion d'occupation du sol est retenue ici, avec pour objectif de caractériser l'environnement paysager des biens. Après avoir brièvement présenté les caractéristiques intrinsèques prises en compte, l'identification des types d'occupation des sols est abordée. L'agrégation de l'information sur l'occupation des sols conduit finalement à la définition d'indices paysagers.

2.1.1. Les caractéristiques intrinsèques

Dans la mesure où la surface habitable a un rôle de premier ordre dans l'explication des différences entre valeurs vénales ou entre indices de service de logement, l'analyse des autres sources de disparités nécessite de raisonner sur des valeurs vénales ou des indices de service de logement rapportés au mètre carré habitable¹³. Parmi ces autres sources de disparités, un certain nombre de caractéristiques intrinsèques des logements ont pu être prises en compte. Celles-ci sont présentées dans le Tableau 1. Outre les informations sur le nombre de pièces principales, le fait qu'il s'agit d'une maison (et dans ce cas la surface du terrain) ou d'un appartement (et dans ce cas l'étage), des informations sur l'ancienneté du bien ont pu être intégrées ainsi que des jugements « à dire d'experts ». La prise en compte de l'année de mutation vise à tenir compte de l'influence de phénomènes ou d'évènements qui auraient marqué de manière relativement uniforme le territoire de Rennes Métropole. Finalement, la surface habitable a été également utilisée comme variable explicative du niveau de service au mètre carré habitable. On sait en effet

¹³ D'un point de vue économétrique, le rôle explicatif majeur de la surface habitable masquerait sinon le rôle explicatif d'autres caractéristiques qui apparaîtraient comme non significatives au sens statistique du terme.

que la valeur vénale au mètre carré diminue avec la surface habitable, autrement dit qu'un mètre carré supplémentaire est d'autant moins valorisé que la surface habitable est déjà élevée. On peut donc s'attendre à ce qu'il en soit de même pour le niveau de l'indice de service de logement au mètre carré.

Le nombre de ventes recensées sur Rennes Métropole a connu une tendance haussière de 1994 à 1999 puis baissière de 1999 à 2001. Les appartements représentent l'essentiel des transactions et se situent pour la plupart à des étages relativement bas, ce qui reflète la faible présence de grandes tours d'habitation sur la ville de Rennes. Pour les maisons, la surface moyenne du terrain est de 766 mètres carré mais cache une grande diversité d'après l'écart type élevé. La surface habitable moyenne (maisons et appartements réunis) est de 70,5 mètres carrés mais cache là aussi une diversité assez importante. Les biens dont la date de construction est antérieure à 1947 sont relativement rares en comparaison des autres. Pour les quatre périodes de construction suivantes c'est la période la plus récente (1991 à 2001) qui est la plus fréquente, suivie de l'immédiat après guerre (1948-1969).

Tableau 1
Statistiques descriptives pour les caractéristiques intrinsèques

Nom de la variable	Descriptif	Effectif*	Moyenne**	Ecart type**	Minimum	Maximum
dma	1 si maison, 0 si appartement	3825				
d1994	1 si mutation en 1994, 0 sinon	1464				
d1995	1 si mutation en 1995, 0 sinon	1365				
d1996	1 si mutation en 1996, 0 sinon	1659				
d1997	1 si mutation en 1997, 0 sinon	1839				
d1998	1 si mutation en 1998, 0 sinon	2265				
d1999	1 si mutation en 1999, 0 sinon	2722				
d2000	1 si mutation en 2000, 0 sinon	2365				
d2001	1 si mutation en 2001, 0 sinon	2096				
NBPPAL	nombre de pièces principales		3,36	1,73	1	13
HABSURF	surface habitable en m ²		70,55	38,75	7	393
etage	étage (0 par défaut pour les maisons)		2,10	2,78	0	44
surfterrain	surface du terrain (0 par défaut pour les appartements)		766,53	3762,33	0	88157
dsuccess	1 si vente pour succession, 0 sinon	1578				
dtva0	1 si tva non payée (logement ancien), 0 sinon	10993				
dmeuble0	1 si logement non meublé, 0 sinon	15125				
depoqA	Année de construction : avant 1850	183				
depoqB	Année de construction : de 1850 à 1913	309				
depoqC	Année de construction : de 1914 à 1947	932				
depoqD	Année de construction : de 1948 à 1969	3707				
depoqE	Année de construction : de 1970 à 1980	2865				
depoqF	Année de construction : de 1981 à 1991	2528				
depoqG	Année de construction : de 1991 à 2001	5251				
dtypvalo	1 si type de logement valorisant (duplex...)	1309				
dtypspe	1 si studio, 0 sinon	2275				
dtypnr	1 si le type de logement n'est pas renseigné	670				

* Effectif total : 15775

** restreints aux seuls appartements pour l'étage, aux seules maisons pour la surface de terrain

2.1.2. Méthodologie pour l'identification des types d'occupation du sol

L'environnement des biens sujets à mutation immobilière est ici abordé sous l'angle du paysage, avec l'idée sous-jacente que les pouvoirs publics locaux ont des moyens d'influer sur les caractéristiques du paysage. Compte tenu du grand nombre de transactions traitées dans l'étude, il n'était pas envisageable de caractériser le paysage environnant les biens *de visu*. La stratégie retenue a donc été de recourir à une forme d'automatisation de la caractérisation des types d'occupation du sol par traitement d'images de télédétection. Sur le plan méthodologique, une approche de classification orientée objet a été préférée à une approche basée sur le pixel (Blaschke *et alii*, 2000). Ce type d'approche, encore relativement récente, est aujourd'hui largement utilisé pour traiter des images satellites à très haute résolution spatiale en milieu urbain ou péri-urbain (Bauer et Steinnocher, 2001). Elle permet de diminuer sensiblement les erreurs de classification générées par la non-prise en compte de l'environnement du pixel (Herold *et alii*, 2002), et de produire des couches d'information structurées par des objets ayant un intérêt thématique. Les sources d'information utilisées sont d'abord présentées avant d'aborder leur mode de traitement puis, finalement, l'identification des grandes catégories d'occupation du sol.

Les sources d'information

Les principales sources d'informations utilisées sont deux scènes satellitaires, les données complémentaires utilisées servant, d'une part, à effectuer des classifications sur les images et, d'autre part, à exploiter statistiquement les résultats sous un SIG pour caractériser l'environnement des points de transactions immobilières.

Tableau 2
Liste des images satellitaires utilisées

Date de prise de vue	Satellite	Capteur	PATH/ROW	Résolution spatiale	Bandes spectrales (en μm)	Pré-traitements
18/08/1984	Landsat	TM	201/26 201/27	30 m en XS 15 m en P	0.45-0.52 0.52-0.60 0.63-0.69 0.76-0.90 1.55-1.75 2.08-2.35 10.4-12.5	TM Systematic Corrected Signals

07/04/2000	EOS-AM1 platform	ASTER VNIR	201/026	15 m	0.52-0.60 0.63-0.69 0.76-0.86 1.600-1.700 2.145-2.185 2.185-2.225 2.235-2.285 2.195-2.325 2.360-2.430	L1A uncorrect product

D'une façon générale, la plupart des recherches récentes visant à déterminer les modes d'usage des sols dans des secteurs urbains ou périurbains utilisent des images de télédétection à très haute résolution spatiale, avec une précision d'ordre métrique. Dans cette étude, nous avons choisi d'utiliser deux images satellitaires ayant une résolution spatiale moyenne (voir Tableau 2) pour plusieurs raisons : les scènes couvrent la totalité de la zone d'étude ; leur résolution spatiale est relativement comparable, ce qui est nécessaire pour mettre en évidence des changements d'usage des sols ou de structures paysagères entre deux dates éloignées (1984 et 2000) ; elles bénéficient d'une bonne gamme spectrale, ce qui permet de discriminer correctement différentes classes d'occupation des sols à l'aide de leurs signatures spectrales avec une seule image par année étudiée.

Les données de référence, qui ont été utilisées pour effectuer des classifications sur les images et exploiter statistiquement les résultats sous un SIG, sont diversifiées. Elles comprennent :

- Des photographies aériennes : des clichés IGN en noir et blanc et en couleur, qui constituent une des couches raster d'information intégrées dans la base de données, ont été numérisés. La moitié d'entre eux constitue l'échantillonnage permettant d'initier la classification supervisée de l'image Landsat TM de 1984, tandis que les 50% restant servent à valider la classification obtenue.
- Des orthophotoplans : deux orthophotoplans IGN de 1999 et 2001 en couleur à 50 cm de résolution spatiale ont été intégrés dans la base de données et utilisés comme données auxiliaires pour le traitement des images satellitaires. Ils ont servi à corriger géométriquement et géoréférencer les images satellites. La moitié des échantillons prélevés sur ces orthophotoplans ont permis d'initier la classification supervisée de l'image ASTER, tandis que les 50% restant ont servi à valider la classification obtenue. En outre, l'orthophotoplan de 2001 a servi à compléter l'image ASTER (les 4867 ha manquants sur la scène ASTER, soit 8 % de la surface totale de la zone étudiée) ont été remplacés par un extrait d'orthophotoplan par rééchantillonnage.
- Des limites administratives : les limites communales les plus récentes ont été utilisées sur la zone d'étude pour exploiter statistiquement les résultats obtenus sous la forme d'images classées.
- Des cartes d'occupation des sols : les cartes des Modes d'Occupation des Sols (MOS) de 1999 ainsi que la carte comprenant les classes « Urbain à dominante résidentielle » et « Urbain à dominante activités » sur le territoire de Rennes Métropole en 2004 ont été utilisées pour échantillonner les classes d'occupation et d'usage des sols et valider les résultats obtenus (ces cartes ont été fournies par l'AUDIAR, l'Agence d'Urbanisme et de Développement Intercommunal de l'Agglomération Rennaise).

Les deux scènes satellitaires ont fait l'objet de prétraitements et traitements pour identifier les différentes classes d'occupation et d'usage des sols aux deux dates. Le croisement des images résultats a ensuite permis de définir l'évolution, entre 1984 et 2000, des grandes catégories d'occupation des sols dans l'environnement des points de transactions immobilières.

Le prétraitement des scènes satellitaires a consisté à les corriger géométriquement et à les géoréférencer dans le système de projection Lambert II étendu (elles n'ont pas fait l'objet de corrections atmosphériques, chaque scène étant ensuite traitée séparément). Les clichés aériens ont été numérisés, puis également corrigés géométriquement et géoréférencés dans le système de projection Lambert II étendu à partir des orthophotoplans de l'IGN. Contrairement à une approche basée sur le pixel, qui affecte les pixels aux classes en fonction exclusivement de leurs valeurs spectrales, l'approche orientée objet retenue ici permet de prendre en compte, dans une procédure de classification automatique, des critères utilisés simultanément jusqu'à une période récente exclusivement en photo-interprétation manuelle : la couleur (valeurs spectrales), la texture, la forme, la taille, la topologie (Blaschke et Strobl, 2001 ; Coe *et alii*, 2005). Dans la procédure de classification orientée objet, des objets peuvent être extraits d'une image satellite par segmentation à différentes échelles (Haralick *et alii*, 1985), selon un procédé hiérarchique. Dans le cas présent, les objets d'intérêt ont été identifiés à trois niveaux différents : le pixel (surface de 15m*15 m), l'élément de paysage (le bois, la parcelle agricole,...), l'unité de paysage (la tache urbaine, la zone bâtie à dominante activité ou à dominante résidentielle..). Les objets ont ensuite été affectés aux classes prédéfinies dans la nomenclature à l'aide de fonctions basées sur la théorie des ensembles flous (Zadeh, 1965). Les traitements d'images ont été réalisés avec le logiciel E-Cognition, les logiciels de SIG utilisés étant ArcView et ArcGIS. Les scènes géoréférencées ont fait l'objet de plusieurs étapes de traitement successives, selon un mode de traitement orienté objet (Figure 20) :

- La segmentation des images en unités homogènes (Figure 21) a été effectuée à partir de plusieurs paramètres considérés simultanément sur toutes les bandes spectrales optiques des scènes : les valeurs spectrales, la texture, l'échelle (taille des unités segmentées), la forme (compacité des unités).
- La classification hiérarchique des unités homogènes a été réalisée avec un échantillonnage constitué à partir de l'interprétation des clichés aériens prétraités pour 1984 et des orthophotoplans pour 2000 (Figure 22). La classification est d'abord effectuée selon une nomenclature détaillée, puis les classes sont regroupées selon deux catégories : « Tache urbaine », « Non tache urbaine ».
- La validation de la classification a été effectuée à partir de la photointerprétation des clichés aériens pour 1984 et des orthophotoplans pour 2000 (sur des échantillons n'ayant pas été utilisés pour initier la classification) et ponctuellement à partir du Scan 25 de l'IGN.
- La classification définitive en deux catégories « Tache urbaine », « Non tache urbaine » est réalisée en corrigeant les erreurs constatées à partir des échantillons (Figure 22.a).

- L'intégration de la classification dans un SIG et son croisement avec les limites communales incluses dans la zone d'étude permettent alors de produire la cartographie de la tache urbaine sur la zone d'étude et les statistiques associées, à l'échelle communale ou à celle de l'environnement des points de transactions.

Figure 20
Etapes de traitement de chaque scène satellitaire (1984 et 2000)

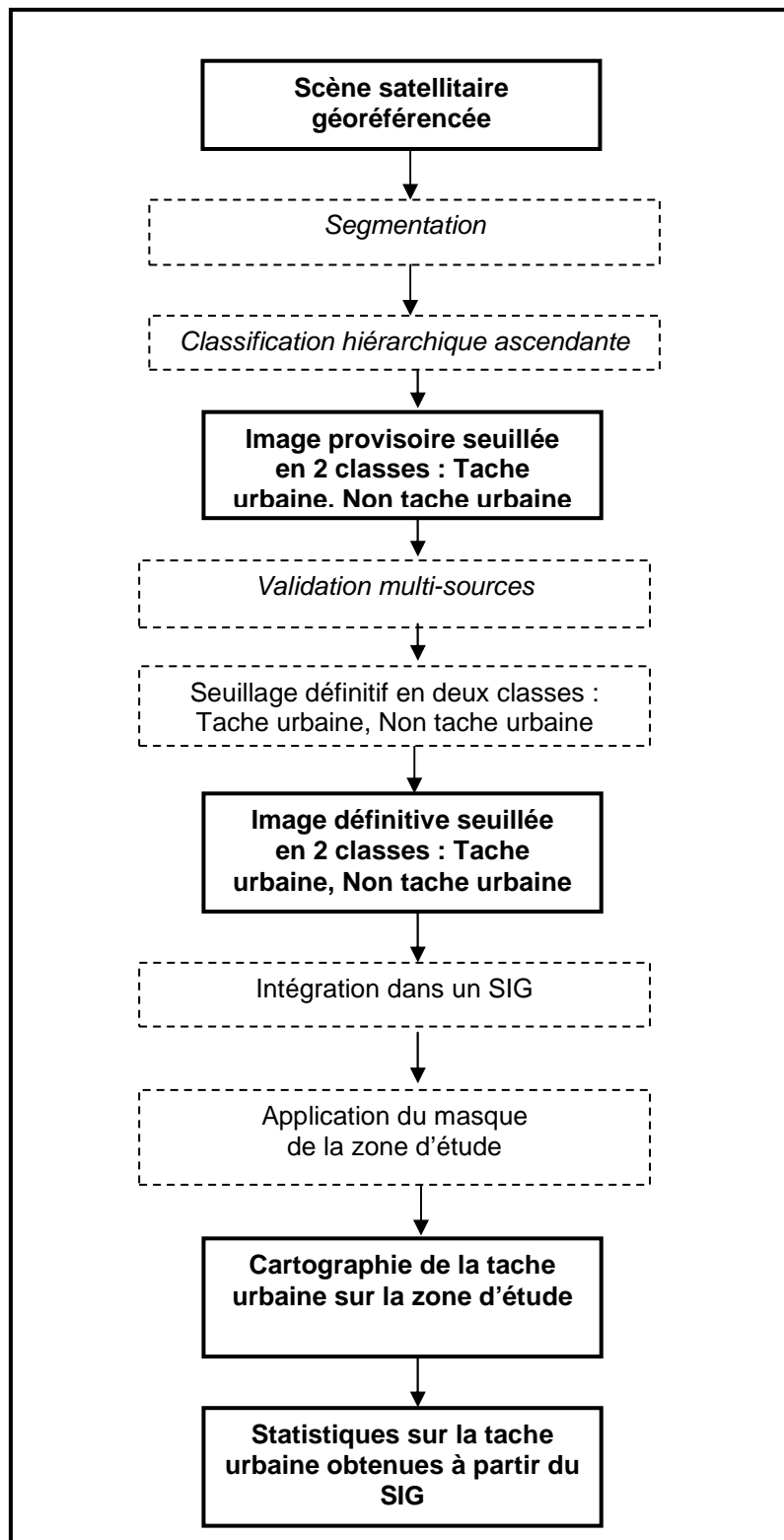


Figure 21
Segmentation de l'image ASTER de 2000, extrait centré sur la ville de Rennes

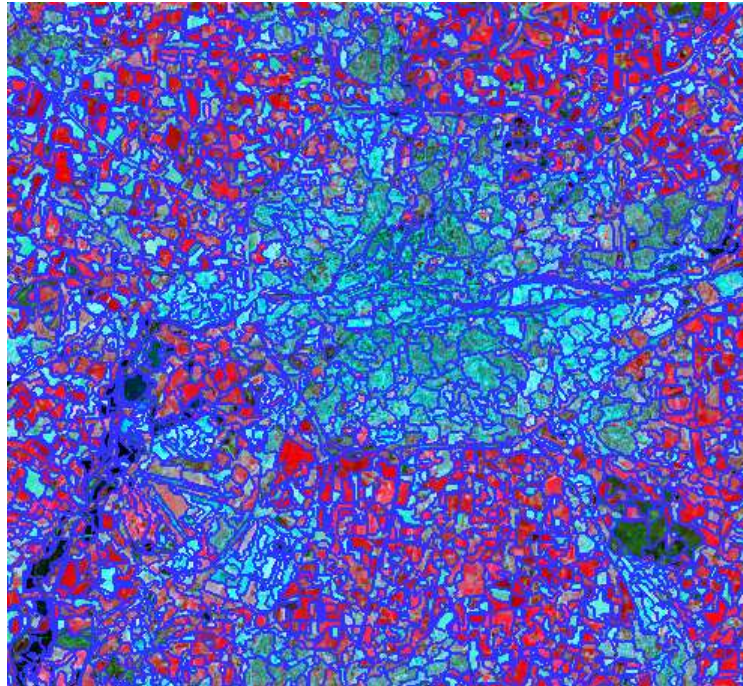
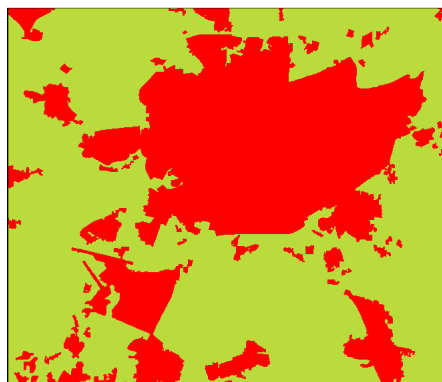


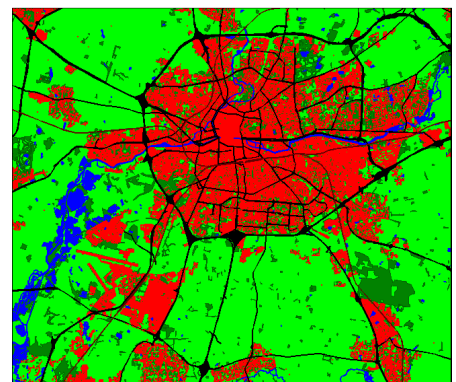
Figure 22
Classification hiérarchique ascendante de l'image ASTER de 2000 segmentée :

*a) en deux classes : « Tache urbaine »,
 « Non tache urbaine »*

*b) en plusieurs classes d'occupation
 des sols*



- Hors tache urbaine
- Cultures et prairies
- Eau
- Réseau ferré principal
- Réseau routier principal
- Surfaces boisées
- Tache urbaine



Au sein de la classe « Tache urbaine », la distinction entre les classes « Dominante activités » et « Dominante résidentielle » a été réalisée sur le territoire de Rennes Métropole en 2000 par photo-interprétation en se servant de l'image satellite ASTER de 2000, des orthophotoplans de 1999 et de 2001, ainsi que de la carte comprenant les classes « Dominante résidentielle » et « Dominante activités » fournie par l'AUDIAR.

La phase de validation des résultats a bénéficié du concours de l'AUDIAR : la première classification produite par COSTEL a fait l'objet de corrections à partir des erreurs relevées en fonction de la connaissance du terrain. En outre, il a été décidé d'inclure les équipements et les infrastructures dans la classe « Dominante résidentielle ».

Identification des grandes catégories d'occupation des sols

Les grandes catégories d'occupation des sols (Figure 22.b) ont été déterminées pour l'image ASTER de 2000 à l'échelle du pixel (15 m*15 m) selon le mode de traitement orienté objet décrit dans la partie précédente, avec le logiciel E-Cognition, les logiciels de SIG utilisés étant ArcView et ArcGis. Autrement dit, l'objet correspond dans ce cas à un pixel seulement. Toutefois, afin de réduire sensiblement les erreurs de classification liées à une approche basée sur le pixel, l'affectation de chaque pixel à une classe a été effectuée sous contrainte de l'appartenance du pixel considéré à l'objet supérieur dans la hiérarchie E-Cognition (c'est-à-dire des polygones de « tache urbaine », de « surfaces boisées » ...). Dans ce cas, la validation de la classification est effectuée à partir, d'une part, de la photo-interprétation des orthophotoplans (sur des échantillons n'ayant pas été utilisés pour initier la classification) et, d'autre part, à partir du MOS de 1999.

Une nomenclature en plusieurs niveaux a été définie. Le premier niveau comprend 4 grandes classes :

- La classe « Urbain » : elle inclut la classe « Tache urbaine » précédemment définie et les points de transactions immobilières qui correspondent à des surfaces bâties isolées dans un espace de type rural et qui de fait n'appartiennent pas à la tache urbaine. Ces points, qui sont au nombre de 933, ont été intégrés à la classe « Urbain », de façon à ce que leur environnement puisse être analysé par le SIG.
- La classe « Eau » : elle comprend le linéaire hydrographique présent dans le MOS (les cours d'eau et les canaux) ainsi que les surfaces en eau (étangs, réservoirs, mares...) extraites à partir des images satellitaires.
- La classe « Surfaces boisées » : elle inclut les bois et forêts, les bosquets, les haies les plus larges, ainsi que les friches arbustives et arborées.
- La classe « Cultures et prairies » : la distinction entre les cultures et les prairies n'a pu être effectuée, l'utilisation d'une seule image satellite au cours d'une année ne permettant pas d'individualiser ces deux classes.

Le deuxième niveau correspond à une subdivision de la classe « Urbain » (qui correspond de fait à la classe « Tache urbaine ») en deux sous-classes :

- « Urbain à dominante résidentielle ».
- « Urbain à dominante activités ».

Le troisième niveau correspond à une subdivision des classes « Urbain à dominante résidentiel » et « Urbain à dominante activités » en plusieurs sous-classes :

- « Surfaces en eau » : elle comprend le linéaire hydrographique présent dans le MOS (les cours d'eau et les canaux) ainsi que les surfaces en eau (étangs, réservoirs, mares...) extraites à partir des images satellitaires.
- « Surfaces boisées ».
- « Cultures et prairies » : cette sous-classe comprend une majorité d'espaces verts (prairies et des jardins).
- « Réseau routier principal » (déterminé à partir du MOS).
- « Réseau ferré » (déterminé à partir du MOS).

Ce sont ces cinq sous-classes, avec la classe complémentaire « surfaces artificialisées », qui ont servi de point de départ pour le calcul des indices paysagers.

2.1.3. Les indices paysagers

Les chercheurs en écologie effectuent couramment des analyses quantitatives de la structure de paysages en utilisant différentes métriques qui sont des mesures numériques des caractéristiques de structure du paysage (Fauth *et alii* 2000). Les niveaux d'analyse privilégiés sont la tache (ou patch en anglais) qui correspond à une unité fonctionnelle sur le plan écologique, le type ou classe d'utilisation/d'usage des sols à laquelle appartient la tache, et le paysage.

La caractérisation de la structure d'un paysage s'articule autour de deux notions:

- La composition, qui décrit la présence et l'abondance de taches ou de classes dans le paysage. Parmi les métriques couramment utilisées pour caractériser la composition d'un paysage, on peut citer la proportion du paysage occupée par une certaine classe de taches, la richesse (nombre de classes de taches), la régularité (abondance relative des différentes classes de taches) ou encore la diversité (mesure combinant la richesse et la régularité). La proportion de chaque type d'occupation du sol à elle seule ne donne pas d'information sur sa répartition spatiale, plusieurs distributions pouvant correspondre aux mêmes proportions.
- La configuration, qui détermine la distribution et l'arrangement des taches ou unités fonctionnelles dans l'espace. Parmi les métriques couramment utilisées pour caractériser la configuration d'un paysage, on peut citer la distribution et la taille des taches, l'isolement ou la proximité des taches, le contraste (différence relative entre types de taches), la contagion/interspersion (agrégation des taches) ou encore la connectivité entre taches.

Plusieurs indices complémentaires de composition et de configuration ont été retenus dans le cadre de cette étude (voir le Tableau 3.a pour les indices de composition et le Tableau 3.b pour les indices de configuration). Afin d'évaluer l'étendue du voisinage ayant un impact sur la valeur des biens immobiliers, le calcul des indices paysagers a été réalisé pour des environnements de taille croissante. Sept tailles de fenêtres de forme circulaire et de rayon 50 m, 100 m, 150 m, 200 m, 250 m, 300m et 500m ont été retenues autour de chaque point de transaction immobilière. Le logiciel qui a été utilisé pour calculer les indices paysagers est FRAGSTATS (McGarigal *et alii* 2002). Afin de pouvoir par la suite sélectionner le rayon qui traduit le mieux la notion de voisinage paysager, il était fondamental que les indices soit comparables quelque soit le rayon utilisé pour le calcul. Seuls ont donc été retenus parmi les indices possibles des indices dont la formule neutralise les variations inhérentes aux différences de rayon ou, de manière équivalente, de la surface totale de la fenêtre, de son périmètre total ou encore du nombre de pixels de la fenêtre. Certains de ces indices peuvent être calculés uniquement classe par classe, d'autres uniquement sur l'ensemble des classes, d'autres finalement aussi bien classe par classe que toutes classes confondues. Les Tableaux 3.a et 3.b précisent si les indices retenus s'appliquent classe par classe, toutes classes confondues ou les deux. Ils fournissent également les formules et l'interprétation de ces indices.

Tableau 3.a
Indices de composition du paysage

Indice	Commentaire
<p>- Proportion p_i du paysage occupée par la classe i :</p> $p_i = \frac{\sum_{j=1}^{n_i} a_{ji}}{A}$ <p>n_i est le nombre de taches de la classe i. a_{ji} est l'aire (en m²) de la $j^{\text{ième}}$ tache de classe i. A est la surface totale de la fenêtre. Unité: sans Intervalle : $0 \leq p_i \leq 1$</p>	<p>Indique l'importance de la présence de la classe i dans le voisinage du point de transaction. Plus p_i est proche de 1 plus la classe i est présente dans la fenêtre.</p>
<p>- Nombre de classes présentes dans la fenêtre :</p> m <p>Unité: sans Intervalle : $0 \leq m \leq M$ avec M le nombre maximal de classes</p>	<p>Indique sur les M classes possibles combien sont effectivement présentes dans la fenêtre. Plus m est proche de M plus le paysage est varié.</p>
<p>- Indice de dominance (Shannon), calculé sur l'ensemble des classes :</p> $SHEI = \frac{-\sum_{i=1}^m p_i \ln p_i}{\ln m}$ <p>m est le nombre de classes différentes présentes dans la fenêtre Unité: sans Intervalle : $0 \leq SHEI \leq 1$</p>	<p>Mesure la diversité des types d'occupations du sol dans le paysage (O'Neill <i>et alii</i>, 1988). Toutefois, cet indice ne donne pas d'information sur l'identification de la ou des classes dominantes. Le numérateur est l'indice d'entropie. $\ln m$ est la valeur maximale de l'indice d'entropie, atteinte quand la distribution des classes se rapproche d'une distribution uniforme (c'est-à-dire lorsque $p_i = 1/m \quad \forall i$).</p>

Tableau 3.b
Indices de configuration du paysage

Indice	Commentaire
<p>- Densité des taches de la classe i :</p> $d_i = \frac{n_i}{A} * 10000 * 100$ <p>Unité: nombre pour 100 hectares Intervalle: $d_i \geq 0$, sans limite.</p>	<p>Constitue un indice de fragmentation pour la classe i. Plus le nombre de taches de la classe i pour 100 hectares est élevé, plus cette classe est divisée en unités séparées les unes des autres. Le fait de multiplier par 10000 et 100 correspond à la conversion de la surface en centaines d'hectares.</p>
<p>- Densité des taches, calculée sur l'ensemble des classes :</p> $D = \sum_{i=1}^M d_i$ <p>Unité: nombre pour 100 hectares Intervalle: $D \geq 0$, sans limite.</p>	<p>Constitue un indice de fragmentation global du paysage sur la fenêtre. Plus le nombre de taches pour 100 hectares est élevé, plus la fenêtre est divisée en unités de paysage séparées les unes des autres. Le fait de multiplier par 10,000 et 100 correspond à la conversion de la surface en centaines d'hectares.</p>
<p>- Cohésion spatiale de la classe i :</p> $c_i = \left[1 - \frac{\sum_{j=1}^{n_i} f_{ij}}{\sum_{j=1}^{n_i} f_{ij} \sqrt{a_{ij}}} \right] \left(1 - \frac{1}{\sqrt{A}} \right)^{-1} * 100$ <p>f_{ij} : longueur de la frontière (périmètre) de la j ième tache de classe i, exprimée en nombre de pixels. a_{ij} : surface de la j ième tache de classe i, exprimée en nombre de pixels. Unité: sans Intervalle: $0 \leq c_i < 100$</p>	<p>Mesure la connectivité des taches d'une même classe i. Plus l'indice est proche de zéro, plus la proportion du paysage constituée de taches de la classe i est subdivisée en taches déconnectées les unes des autres.</p>
<p>- Cohésion spatiale, calculée sur l'ensemble des classes :</p> $C = \left[1 - \frac{\sum_{i=1}^M \sum_{j=1}^{n_i} f_{ij}}{\sum_{i=1}^M \sum_{j=1}^{n_i} f_{ij} \sqrt{a_{ij}}} \right] \left(1 - \frac{1}{\sqrt{A}} \right)^{-1} * 100$ <p>Mêmes notations que pour c_i Unité: sans Intervalle: n'a pas encore fait l'objet d'évaluation</p>	<p>Mesure la connectivité globale du paysage. Plus l'indice est proche de zéro, plus le paysage est constitué de taches déconnectées les unes des autres.</p>
<p>- Contagion, calculée sur l'ensemble des classes :</p> $CT = \left(1 + \left(\frac{\sum_{i=1}^M \sum_{k=1}^M p_i \frac{g_{ik}}{\sum_{k=1}^M g_{ik}}}{\ln p_i \frac{g_{ik}}{\sum_{k=1}^M g_{ik}}} \right) / 2 \ln M \right) * 100$ <p>g_{ik} est le nombre de pixels de classes i et k qui sont adjacents. Unité: sans Intervalle: $0 \leq CT < 100$</p>	<p>Mesure conjointe du degré de fragmentation et de diversité du paysage. Plus les classes sont présentes dans des proportions proches tout en étant constituées de taches ayant de nombreux points de contact entre elles, plus l'indice est proche de zéro. A l'inverse, l'indice se rapproche de 100 quand les classes sont représentées dans des proportions très différentes et agrégées dans des taches compactes, c'est-à-dire ayant peu de points de contact avec les taches des autres classes.</p>

La recherche d'une composition et d'une configuration optimales du paysage qui puissent correspondre à des valeurs d'indices pas nécessairement nulles ou infinies mais pouvant prendre une valeur intermédiaire requiert une spécification particulière de la relation fonctionnelle entre l'indice de service de logement au mètre carré et ces indices. Cette spécification doit être suffisamment flexible pour pouvoir prendre en compte les quatre cas suivants : celui d'un niveau de service croissant pour toute valeur de l'indice (valeur optimale de l'indice infinie *ceteris paribus*), celui d'un niveau de service décroissant pour toute valeur de l'indice (valeur optimale de l'indice nulle *ceteris paribus*), celui d'un niveau de service croissant puis décroissant par rapport à la valeur de l'indice (valeur optimale de l'indice non nulle et non infinie *ceteris paribus*) et, finalement, celui d'un niveau de service décroissant puis croissant par rapport à la valeur de l'indice (valeur de l'indice la pire non nulle et non infinie *ceteris paribus*). La notion de valeur optimale des indices est à prendre ici avec précaution. En effet, la valeur optimale d'un indice n'est définie ici que *ceteris paribus*, c'est-à-dire à valeurs des autres indices de composition ou configuration inchangées. Or, comme les indices sont construits à partir d'une même information sur la classe d'appartenance de chaque pixel de la fenêtre définie autour de chaque point de localisation associé à une mutation immobilière, un changement de valeur de l'un est susceptible de ne pouvoir se faire sans changement de valeur d'un autre¹⁴. La spécification retenue est directement inspirée de celle utilisée par Kang et Reichert (1987) ou encore Des Rosiers *et alii.* (2001). Elle correspond à l'expression suivante pour le logarithme naturel de l'indice h de service de logement au mètre carré :

$$\ln h = \alpha_0 + \sum_{k=1}^{K_1} \alpha_k \ln z_k + \sum_{k=K_1+1}^{K_2} \alpha_k z_k + \sum_{k=K_2+1}^K (\alpha_k \ln z_k + \beta_k z_k) \quad (1)$$

Le terme de droite de (1) est log-linéaire par rapport aux caractéristiques intrinsèques du logement d'ordre quantitatif, c'est-à-dire mesurables (caractéristiques $k \in \{1, \dots, K_1\}$), linéaire par rapport aux caractéristiques intrinsèques du logement d'ordre qualitatif, c'est-à-dire de type absence *versus* présence (caractéristiques $k \in \{K_1+1, \dots, K_2\}$), et finalement à la fois log-linéaire et linéaire par rapport aux valeurs des indices de composition et de configuration ($k \in \{K_2+1, \dots, K\}$). Le traitement des deux premiers types de variables étant similaire à celui d'une spécification Cobb-Douglas, il est possible d'interpréter (1) comme une généralisation de cette spécification. Toutes les variables relatives aux indices paysagers ne peuvent pas être introduites simultanément. En effet, il existe des relations linéaires entre les valeurs de certains indices définis par classe, voire entre les indices définis par classe et ceux définis toutes classes confondues. Ainsi, comme l'indique explicitement le Tableau 3 b, l'indice de densité des taches calculé toutes classes confondues est la somme des indices de densité des taches calculés par classe. Le niveau de cet indice toutes classes confondues n'est donc pas introduit comme régresseur ; sa transformée logarithmique peut en revanche l'être car la relation avec celle des indices par classe n'est pas de type linéaire¹⁵. De même, la somme des proportions de chaque classe dans le paysage vaut invariablement un. Il faut donc pour supprimer le problème de

¹⁴ Modifier la proportion du paysage d'une classe implique par exemple nécessairement une modification de la proportion des autres classes ainsi que, la plupart du temps, une modification des autres indices faisant intervenir les proportions (indice de dominance et indice de contagion).

¹⁵ D'un point de vue économétrique, son introduction ne pose donc pas de problème de colinéarité.

colinéarité qui en résulte ne pas introduire une des proportions qui sert alors de référence. L'impact des proportions est alors évalué en comparaison avec celle de la classe de référence. C'est la classe « surfaces artificialisées » qui a été retenue comme classe de référence dans la suite. A nouveau, la transformée logarithmique de toutes les proportions a en revanche pu être utilisée car la relation entre ces transformées n'est pas de type linéaire.

Il résulte de la spécification donnée en (1) que l'élasticité du niveau de service de logement au mètre carré par rapport à la valeur z_k d'un indice de composition ou de configuration ($k \in \{K_2 + 1, \dots, K\}$) s'écrit :

$$\mathcal{E}_{h/z_k} = \alpha_k + \beta_k z_k \quad (2)$$

L'élasticité étant linéaire par rapport à la valeur de l'indice paysager z_k , elle prend une valeur différente pour chaque bien. Il est possible de donner une évaluation moyenne de cette élasticité¹⁶. Toutefois, une telle estimation n'apporte que peu d'information. En effet, il se peut par exemple que l'élasticité soit très fortement positive jusqu'à une valeur optimale de l'indice puis très fortement négative mais que l'élasticité moyenne ne soit pas significativement différente de zéro dès lors que les valeurs de l'indice pour les différents biens de la base de données sont distribuées de manière symétrique par rapport à la valeur optimale de l'indice. C'est pourquoi il est préférable d'établir un jugement sur l'impact des indices en fonction de la significativité des deux coefficients α_k et β_k . On obtient alors le classement synthétisé dans le Tableau 4.

Tableau 4
Classement des indices selon les valeurs des paramètres α_k et β_k

	$\alpha_k \neq 0$	$\alpha_k = 0$
$\beta_k \neq 0$	<p><i>Elasticité variable avec la valeur de l'indice et de signe équivoque :</i></p> <p><i>sens de variation préféré de l'indice changeant avec sa valeur</i></p>	<p><i>Elasticité variable avec la valeur de l'indice et de signe univoque</i></p> <p>$\beta_k > 0$: <i>préférence pour une valeur élevée de l'indice</i></p> <p>$\beta_k < 0$: <i>préférence pour une valeur faible de l'indice</i></p>
$\beta_k = 0$	<p><i>Elasticité constante</i></p> <p>$\alpha_k > 0$: <i>préférence pour une valeur élevée de l'indice</i></p> <p>$\alpha_k < 0$: <i>préférence pour une valeur faible de l'indice</i></p>	<p><i>Elasticité nulle :</i></p> <p><i>pas d'impact de l'indice</i></p>

¹⁶ La linéarité de l'élasticité par rapport à la valeur de l'indice implique qu'il est équivalent de calculer l'élasticité au point moyen de l'échantillon ou de calculer l'élasticité moyenne sur l'échantillon.

Les coefficients α_k et β_k sont considérés comme non nuls lorsqu'ils sont statistiquement significatifs à un seuil d'erreur de 5%, voire de 10%. On peut identifier trois catégories d'indices ayant un impact significatif sur le niveau de service de logement au mètre carré d'un bien : une première catégorie dans laquelle l'élasticité est constante, une deuxième catégorie caractérisée par une élasticité proportionnelle à la valeur de l'indice mais de signe constant et une troisième catégorie dans laquelle l'élasticité variable avec la valeur de l'indice change de signe. Le signe de l'élasticité permet de déterminer pour l'indice en question le sens préféré de variation. Les indices n'ayant aucun impact sur le niveau de service, c'est-à-dire ceux pour lesquels l'élasticité est statistiquement non significative, sont rangés dans une quatrième catégorie.

Des indices de proximité sont parfois utilisés comme indicateurs de l'environnement des biens immobiliers. Baudry *et alii* [2008] ont notamment utilisé pour un sous échantillon de la même base de données restreinte aux seuls appartements de la ville de Rennes les distances à vol d'oiseau séparant ces biens de diverses sources de nuisances ou d'aménités. Des tentatives de prise en compte simultanée de ces distances et des indices paysagers ont toutefois montré le caractère redondant de ces deux types d'information¹⁷. Seuls les indices de composition et de configuration du paysage, plus riches en termes de description de l'environnement paysager, ont donc été retenus ici comme variables explicatives du niveau de service de logement au mètre carré.

¹⁷ Il suffit par exemple que les indices paysagers varient en fonction de la distance au centre de la métropole pour que cette distance soit redondante avec certains indices. De même, les distances aux étendues d'eau, aux voies de communication ou encore aux commerces de proximité (regroupés dans des espaces artificialisés généralement denses) s'avèrent immédiatement redondantes avec les indices de composition et de configuration.

2.2. La prise en compte de la dimension spatio-temporelle

Les données utilisées ont pour double particularité de présenter une dimension spatiale, à travers le recours à des données géo-référencées, et une dimension temporelle, à travers le recensement de mutations sur plusieurs années. Cette double particularité implique des précautions d'emploi mais permet aussi d'appréhender l'influence de caractéristiques non directement observables ou mesurables, ou encore de caractéristiques d'ordre plus subjectif qu'objectif. Afin de s'inscrire en continuité avec ce qui précède, la prise en compte des caractéristiques objectives mais non observées est d'abord abordée. La méthode est ensuite adaptée à la prise en compte de caractéristiques subjectives, essentielles pour l'étude de phénomènes de ségrégation spatiale s'appuyant sur la recherche de similarités sociales plus que sur la recherche de caractéristiques physiques des lieux. La prise en compte d'aspects résiduels spatialement corrélés, sous la forme d'évènements localisés impactant les niveaux de service de logement par exemple, est finalement présentée. Les techniques de l'économétrie spatiale constituent la base commune de traitement de ces différents points¹⁸.

2.2.1. Les caractéristiques objectives non observées

Les indices paysagers, aussi nombreux et divers soient-ils, ne sauraient à eux seuls décrire l'intégralité de l'environnement d'un bien immobilier. L'homogénéité architecturale d'un quartier, la hauteur moyenne de l'habitat, les types d'essences végétales présentes dans le paysage sont autant de variables objectives autres susceptibles de conditionner la qualité du service de logement au mètre carré des biens immobiliers appartenant à un même voisinage. La limite posée à l'intégration de telles variables dans l'étude menée ici réside dans le temps nécessaire pour collecter l'information correspondante, bien par bien. Toutes ces caractéristiques ont néanmoins un point commun : elles sont *a priori* relativement stables dans le temps ou, en tous cas, leur changement au cours du temps est sujet à une certaine inertie. Il s'en suit que, pour deux biens donnés, la variation de la moyenne des niveaux de services de logement au mètre carré mesurés pour les biens du voisinage ayant fait l'objet d'une transaction l'année précédente reflète de manière vraisemblable la différence en termes de caractéristiques de localisation objectives, stables dans le temps mais non observées, entre ces deux biens. Une manière d'intégrer ces caractéristiques consiste donc à utiliser de telles moyennes comme variable explicative du niveau de service de logement au mètre carré. Les moyennes sont à pondérer en fonction de l'éloignement entre la mutation considérée et les mutations de l'année précédente. Typiquement, cela se fait en économétrie spatiale en ayant recours à une matrice de voisinage normalisée Ω dont le nombre de lignes correspond aux nombre n_t de mutations observées l'année t alors que le nombre de colonnes est donné par le nombre n_{t-1} de mutations observées l'année précédente. L'élément ω_{ij} de la ligne i et de la colonne j de cette matrice Ω est défini par :

¹⁸ Le Gallo [2002 et 2004] propose une synthèse en français et pédagogique des méthodes de l'économétrie spatiale.

$$\omega_{ij} = \frac{w_{ij}}{\sum_{j=1}^{n_{t-1}} w_{ij}} \quad (3.a)$$

avec

$$w_{ij} = \begin{cases} e^{-d_{ij}} & \text{si } j \text{ est une mutation effectuée à la date précédant la date de mutation de } i \\ 0 & \text{sinon} \end{cases} \quad (3.b)$$

où d_{ij} désigne la distance euclidienne entre la $i^{\text{ième}}$ mutation observée l'année t et la $j^{\text{ième}}$ mutation observée l'année $t-1$. L'écriture matricielle du modèle explicatif des indices de service de logement au mètre carré est alors¹⁹

$$Y_t = Z_t P + \lambda \Omega Y_{t-1} \quad (4)$$

Y_t est le vecteur ligne des transformées logarithmiques des niveaux de service au mètre carré pour les mutations de l'année t . Z_t est le vecteur ligne des K caractéristiques intrinsèques et indices paysagers (en logarithme et/ou en niveau), P est le vecteur colonne des paramètres mesurant l'impact de ces variables sur la transformée logarithmique du niveau de service au mètre carré et qui doivent être estimés. $Y_t = Z_t P$ correspond ainsi à l'écriture matricielle du modèle donné en (1) sous sa forme développée. ΩY_{t-1} est le vecteur ligne des niveaux moyens de services au mètre carré (en transformée logarithmique) pour les biens du voisinage ayant fait l'objet d'une mutation l'année précédente. Selon 3.b le poids accordé dans le calcul du niveau moyen est d'autant plus faible que les biens concernés sont éloignés l'un de l'autre. Selon (3.a) la somme des poids est égale à l'unité de sorte que ce qui est calculé pour chaque ligne du vecteur peut bien être interprété comme une moyenne. Le paramètre λ est à estimer et mesure l'impact des caractéristiques du voisinage, non observées mais objectives et stables au cours du temps, sur le niveau de service de logement au mètre carré. On s'attend ici à ce que λ prenne une valeur comprise entre zéro et un, d'autant plus proche de un que les caractéristiques non observées mais objectives et stables au cours du temps contribuent fortement à expliquer le niveau de service de logement au mètre carré²⁰.

2.2.2. Les caractéristiques subjectives

A côté des caractéristiques objectives, observées ou non, influant sur le niveau de service de logement il existe également des caractéristiques subjectives. Les caractéristiques subjectives les plus immédiates sont celles relatives à l'environnement social des biens immobiliers qui

¹⁹ Le nombre de lignes et de colonnes sont précisés entre parenthèses sous chaque élément de cette écriture matricielle.

²⁰ Ce coefficient est en principe inférieur à un car seule une partie du niveau moyen de service dans le voisinage capte les caractéristiques non observées mais objectives et stables au cours du temps. L'autre partie correspond à la moyenne des caractéristiques intrinsèques et des indices paysagers qui n'est pas pertinente puisque ces caractéristiques sont directement observées et prises en compte pour le bien dont on cherche à expliquer le niveau de service.

conditionne la qualité perçue du bien. Le fait de se trouver dans un certain environnement social est plus ou moins valorisé selon les individus et relève donc plus du subjectif que de l'objectif. L'idée la plus généralement avancée est celle selon laquelle les individus cherchent à habiter au sein d'une population socialement proche. Ainsi par exemple, les individus vont se regrouper par origine ethnique, par classe d'âge ou encore par catégorie socioprofessionnelle. La prise en compte de tels phénomènes de ségrégation spatiale dans la méthode des prix hédoniques nécessite en général de connaître au minimum les valeurs moyennes des variables captant cette hétérogénéité sociale selon l'endroit. Or, ces informations sur l'environnement social des biens immobiliers est difficile à collecter. La méthode retenue ici a donc consisté à utiliser une proxy-variable de cet environnement social. Une proxy-variable est une variable qui, d'une part, est *a priori* fortement corrélée aux variables qu'elle est censée approximer et, d'autre part, est exogène au modèle dans lequel elle intervient comme variable explicative. Si le niveau de revenu représente un facteur important de discrimination entre individus, parce qu'il est corrélé par exemple avec un niveau ou un type d'éducation ou encore avec certaines catégories socioprofessionnelles, alors la moyenne des revenus dans le voisinage d'un bien immobilier est aussi un bon indicateur du milieu social environnant de ce bien immobilier. Même si le revenu moyen du voisinage n'est pas observé, le modèle développé ici, tout particulièrement le passage des valeurs vénales à des indices de service de logement sur la base d'un appariement explicite entre individus de revenus différents et biens offrant des niveaux de service différents, permet de se dispenser d'une telle information. En effet, selon le modèle théorique développé, on sait que les individus ayant un revenu dans le $x^{\text{jème}}$ centile de la distribution des revenus acquièrent les biens dont la valeur vénale appartient au $x^{\text{jème}}$ centile de la distribution des valeurs vénales. La moyenne, pondérée par les distances entre biens, des valeurs vénales dans le voisinage d'un bien constitue donc un bon indicateur du revenu moyen des individus habitant ce voisinage et, par suite, de l'environnement social. Pour que cette moyenne réponde à la définition d'une proxy-variable de l'environnement social, il faut toutefois s'assurer qu'elle répond également au critère d'exogénéité. Or, le modèle développé ici vise précisément à expliquer les valeurs vénales des biens ayant fait l'objet d'une mutation durant une année donnée. Afin de satisfaire le critère d'exogénéité, un décalage temporel est donc introduit : c'est la moyenne des valeurs vénales (en transformée logarithmique) du voisinage à la date précédant une mutation qui est utilisée comme proxy-variable de l'environnement social. Grâce à la dimension à la fois spatiale et temporelle de la base de données utilisée il est ainsi possible de mesurer l'importance du phénomène de reproduction dans l'espace d'une forme de ségrégation sociale.

Techniquement, la même matrice de proximité que celle définie en (3) est utilisée, multipliée par le vecteur W_{t-1} des transformées logarithmiques des valeurs vénales observées pour l'année précédente. Sous forme matricielle, le modèle donné en (4) est donc étendu sous la forme

$$Y_t = Z_t P + \lambda \Omega Y_{t-1} + \delta \Omega W_{t-1} \quad (5)$$

où ΩW_{t-1} est le vecteur ligne approximant l'environnement social des biens immobiliers tandis que δ est le coefficient à estimer mesurant l'impact de cet environnement social sur la perception du niveau de service de logement au mètre carré. L'estimation économétrique du modèle (5) ne pose pas de problème spécifique. Le décalage temporel exclut notamment tout

problème d'endogénéité des variables explicatives associées aux caractéristiques non observées, objectives comme subjectives²¹.

2.2.3. Les évènements localisés non observés

Tout modèle simplifiant nécessairement la réalité, il existe inévitablement une différence entre les niveaux de services au mètre carré observés et ceux prévus par la relation théorique (5). Cette différence, le résidu, est traitée traditionnellement comme une variable aléatoire d'espérance nulle identiquement et indépendamment distribuée entre observations. L'utilisation de données spatio-temporelles entraîne toutefois deux types possibles de corrélation entre résidus d'une observation à l'autre. Tout d'abord, il peut exister une corrélation entre observations à une même date due à des chocs conjoncturels non expliqués²². Cette corrélation est traitée ici en introduisant des variables supplémentaires muettes associées à chaque année. Il peut ensuite exister à la même date une corrélation entre observations voisines dans l'espace. Un évènement localisé qui n'est pas explicitement capté par les variables explicatives du modèle (5) aura par exemple des effets à la hausse ou à la baisse sur tous les indices de service de logement au mètre carré des biens immobiliers situés à proximité. Par conséquent, les aléas constituant la différence entre valeur observée et valeur théorique de l'indice de service seront corrélés pour des biens ayant fait l'objet d'une mutation la même année et situés à proximité les uns des autres. Cette propriété, qualifiée dans la littérature économétrique d'auto-corrélation spatiale de résidus, revient à écrire que le vecteur ε_t des résidus à la date t s'écrit

$$\varepsilon_t = \rho \Phi \varepsilon_t + u_t \quad (6)$$

avec u_t un vecteur d'aléas identiquement et indépendamment distribués, d'espérance nulle. Φ est une matrice carrée de voisinage à n_t lignes et colonnes. L'élément de la ligne i et colonne j de Φ est défini par

$$\phi_{ij} = \frac{f_{ij}}{\sum_{j=1}^{n_t} f_{ij}} \quad (7.a)$$

où

$$f_{ij} = \begin{cases} e^{-d_{ij}} & \text{si } j \text{ est une mutation effectuée à la même date que la mutation } i \\ 0 & \text{sinon} \end{cases} \quad (7.b)$$

²¹ L'endogénéité dans le cas où on raisonnerait sur la valeur vénale moyenne dans le voisinage l'année même ne poserait pas seulement un problème économétrique mais également un problème d'ordre théorique. En effet, elle signifierait que la valeur même de l'indice de service de logement serait dépendante des choix de localisation des individus, ce qui serait contraire à l'hypothèse d'existence d'une distribution donnée de cet indice.

²² Il est à noter que, dans la mesure où les données ne constituent pas un panel (mêmes biens dont la valeur vénale serait observée de date en date), l'auto-corrélation inter-temporelle des résidus est *a priori* limitée.

avec d_{ij} qui désigne à nouveau la distance euclidienne entre la $i^{\text{ième}}$ mutation et la $j^{\text{ième}}$. Le paramètre ρ , à estimer, est le coefficient d'auto-corrélation spatiale des résidus. Une fois intégrés ces deux nouveaux éléments, l'écriture matricielle du modèle explicatif des indices de service de logement au mètre carré devient

$$Y_{(n_t,1)} = Z_{(n_t,K)} P_{(K,1)} + \lambda \frac{\Omega}{(n_t, n_{t-1})(n_{t-1},1)} Y_{(n_{t-1},1)} + \delta \frac{\Omega}{(n_t, n_{t-1})(n_{t-1},1)} W_{(n_{t-1},1)} + D_{(n_t,1)} + \varepsilon_{(n_t,1)} \quad (8)$$

avec D_t l'effet fixe associé à la date t et captant les chocs conjoncturels non observés spécifiques à cette date. L'auto-corrélation spatiale des résidus rend le modèle non standard à estimer, au sens où la méthode des moindres carrés ordinaires n'est plus applicable. L'estimation d'un modèle avec auto-corrélation spatiale des résidus se fait le plus souvent par la méthode du maximum de vraisemblance (voir Annexe C).

PARTIE 3

Résultats

Les résultats de la recherche sont de deux ordres. Tout d'abord, la caractérisation du paysage sur l'aire de Rennes Métropole à travers le prisme d'indices de composition et de configuration fournit une information importante par elle-même. La première section de cette partie consacrée aux résultats s'attache donc à préciser l'information ainsi construite. Elle s'attache également à tester visuellement l'effet de modifications de la définition du voisinage sur les indices paysagers. Cette modification passe par des variations du rayon définissant les fenêtres autour des points de localisation des transactions et sur l'intérieur desquelles sont calculés les indices paysagers. L'analyse de ces premiers résultats aide à interpréter ceux présentés dans la seconde section. Cette seconde section est relative à l'identification des caractéristiques des biens immobiliers influant significativement, au sens statistique du terme, sur le niveau de service de logement des biens. Cette identification conduit à écarter certaines caractéristiques paysagères et à en privilégier d'autres pour orienter efficacement les politiques publiques visant à revaloriser certains territoires. Le retour à une visualisation cartographique des biens ayant la plus haute valeur de la composante paysagère de l'indice de service de logement synthétise finalement les résultats quant au type de paysage le plus valorisé.

3.1. Le paysage sur Rennes Métropole

Le traitement des vues satellitaires permet de donner une idée d'ensemble du paysage sur la zone étudiée, celle des communes de Rennes Métropole. Une première information importante est relative au mode d'occupation des sols point par point. Elle correspond à la représentation la plus immédiate des résultats du traitement des vues satellitaires. Une seconde information concerne les indices de composition et de configuration des indices paysagers. Elle correspond à une lecture sous un angle particulier des résultats. La représentation cartographique des valeurs des indices permet notamment de visualiser comment ils discriminent les points de l'espace et comment cette discrimination est affectée par la taille de la fenêtre retenue pour décrire le voisinage autour de chaque point. Ces deux informations sont présentées successivement ci-dessous.

3.1.1. Les modes d'occupation du sol sur Rennes Métropole en 2000

Préalablement à la visualisation des modes d'occupation des sols, il convient dans un premier temps d'examiner l'étendue de la tache urbaine et de son évolution. L'étude de la dynamique de cette tache urbaine permet de concrétiser visuellement si l'étalement urbain opère de manière homogène, par une poussée de force équivalente dans toutes les directions, ou au contraire de manière ciblée, la poussée concernant surtout quelques parties précises du territoire. La visualisation des types d'occupation des sols permet, dans un second temps, de passer à une analyse plus fine.

La tache urbaine

La surface occupée par la tache urbaine en 2000 représente 10201 ha environ, soit 16,64% de la zone d'étude (Figure 23). L'analyse comparée de la tache urbaine en 1984 et en 2000 permet de mettre en évidence l'évolution de la tache urbaine (Figure 24): elle couvrait 6942 ha en 1984 contre 10201 ha en 2000, progressant de 68 % sur la période d'étude. L'analyse diachronique des deux images classées met ainsi en exergue l'augmentation sensible de la tache urbaine sur l'ensemble de la zone d'étude et son inégale répartition spatiale. On observe, par exemple, une progression marquée de la tache urbaine dans les parties sud-ouest et sud-est de la ville de Rennes. En 2000, la tache urbaine à dominante activités totalise 2970 ha soit 29% de la tache urbaine et environ 5% de la surface totale de Rennes métropole (Figure 25).

Figure 23
Répartition de la tache urbaine sur Rennes Métropole en 2000

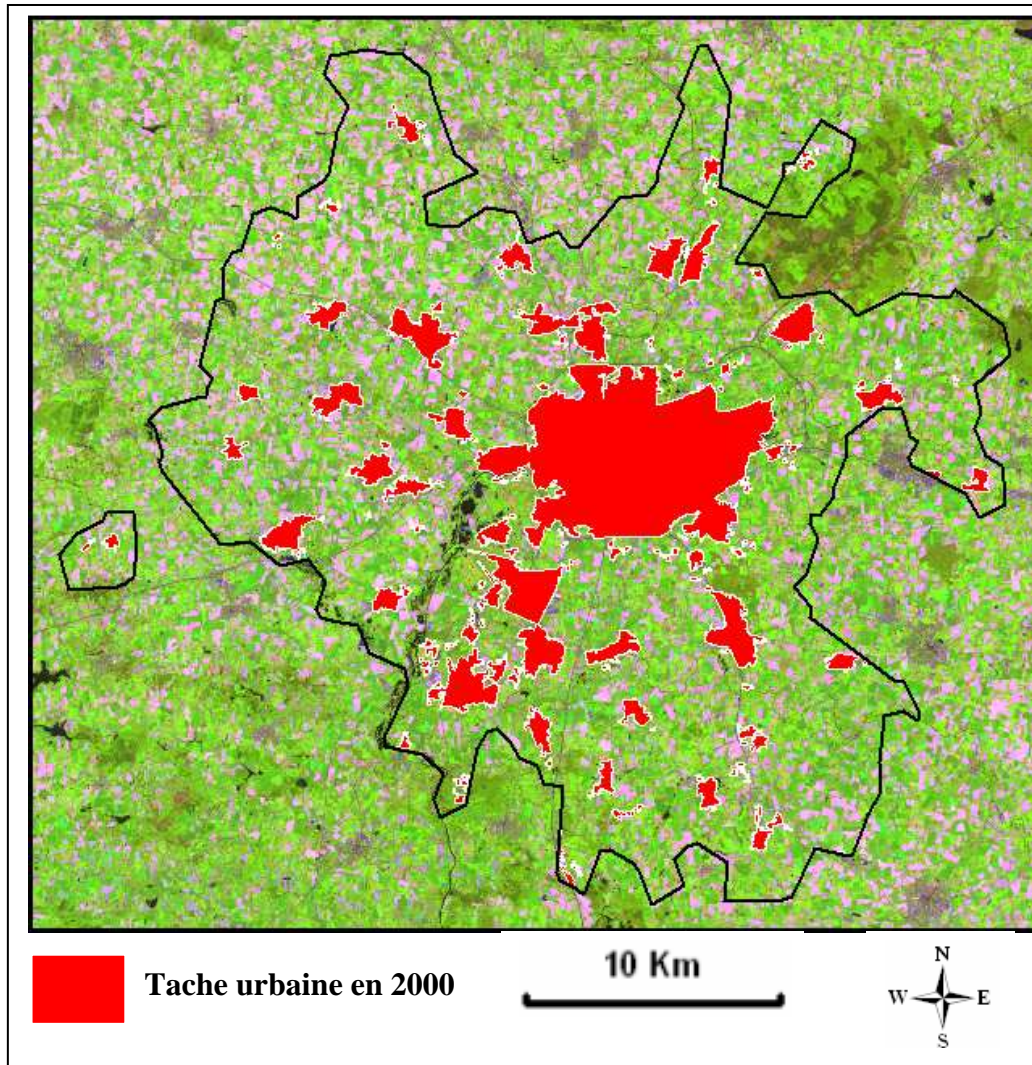


Figure 24
Evolution de la tache urbaine sur Rennes Métropole sur la période 1984-2000

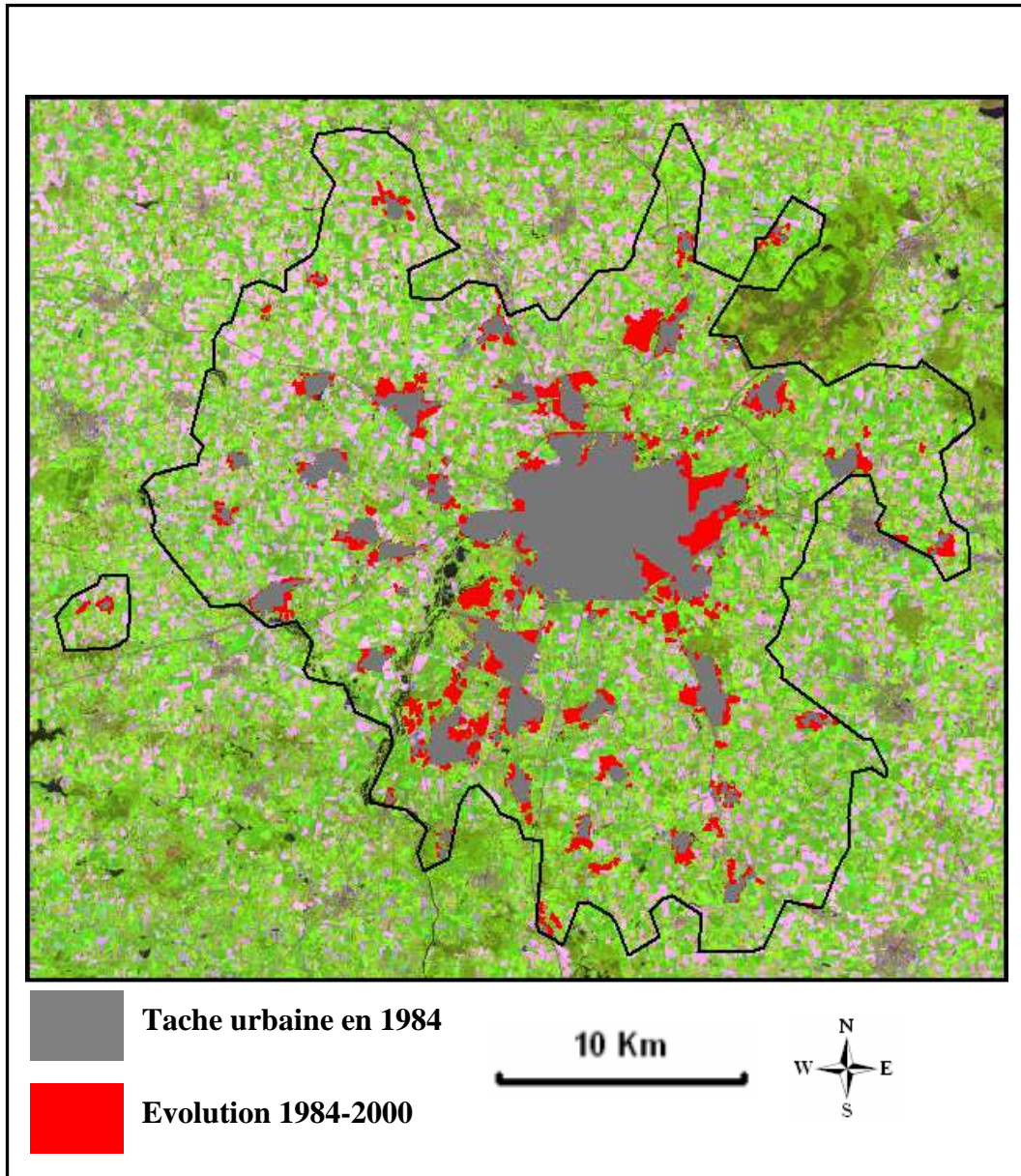
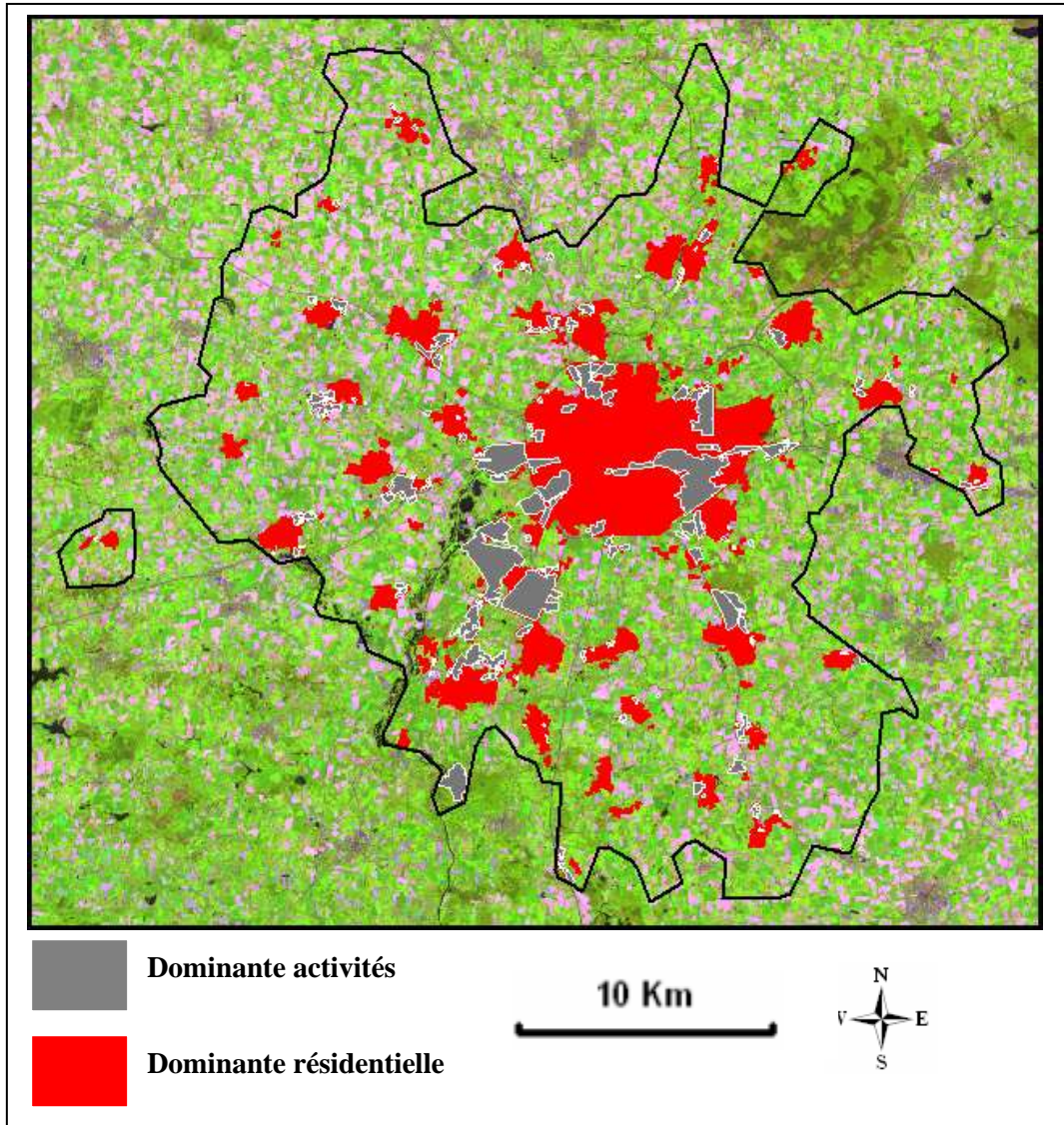


Figure 25

*Caractérisation de la tache urbaine sur Rennes Métropole en 2000
(Dominante activités / Dominante résidentielle)*

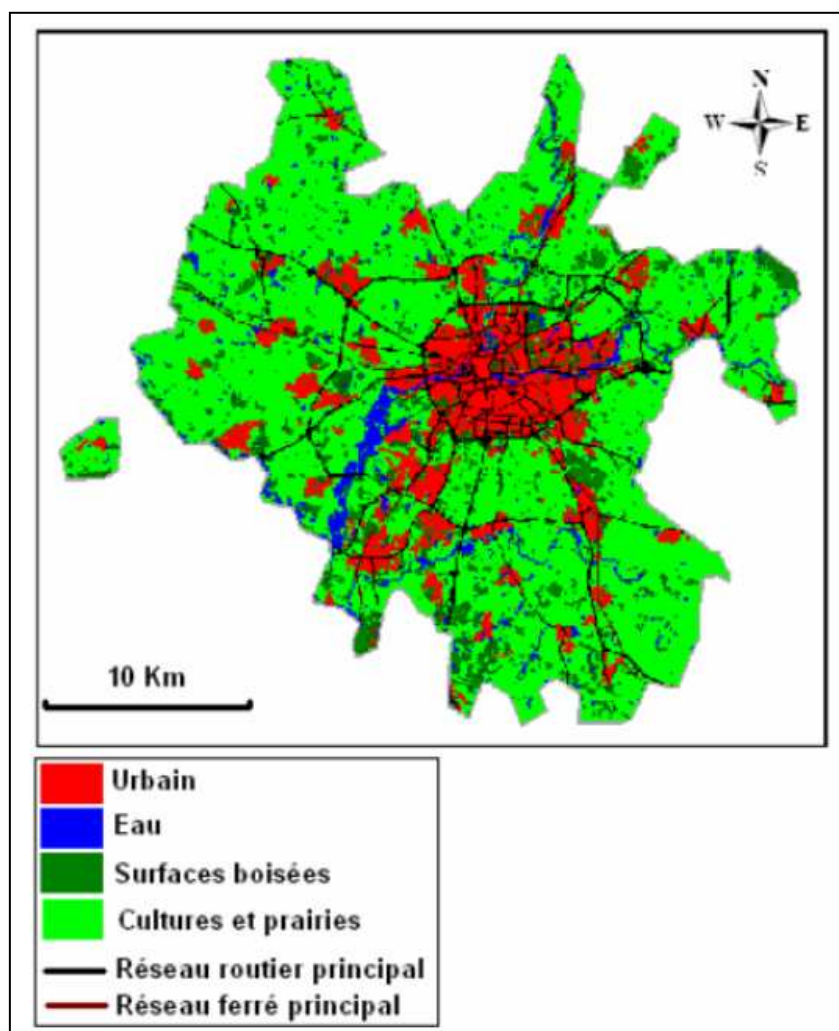


Les modes d'occupation du sol

En 2000, les différents types d'occupation des sols ont été estimés à l'échelle de Rennes Métropole à partir de la classification effectuée sur l'image ASTER (Figure 26). Les cultures et prairies constituent le mode d'usage dominant des terres, occupant 48346 ha, soit 79% environ de la surface totale. Viennent ensuite les surfaces boisées qui couvrent 6029 ha, soit 9,8% environ de la surface totale, puis les surfaces bâties avec 4527 ha (7,4%), le réseau de communication principal totalisant 1493 ha (2,4%) et enfin les surfaces en eau avec 964 ha (1,5%).

Figure 26

Classification de l'occupation du sol sur Rennes Métropole en 2000 en six classes



En dehors de l'extension de la tache urbaine, l'évolution des trois autres grandes catégories d'occupation des sols, c'est-à-dire les surfaces en eau, les surfaces boisées et les cultures/prairies

est peu importante. Ainsi, elle n'est pas facilement perceptible en comparant visuellement les classifications de 1984 et 2000 (Figure 27).

Figure 27
Classification de l'occupation du sol sur Rennes Métropole en quatre classes
a) en 1984 b) en 2000



L'analyse détaillée de l'extension urbaine montre clairement que sur les vingt dernières années, l'extension de la tache urbaine s'est effectuée majoritairement au détriment des cultures et des prairies et dans une moindre mesure des surfaces boisées.

3.1.2. Les indices paysagers

Tous les indices paysagers ont été calculés avec les différentes tailles de fenêtres citées plus haut (50 m, 100 m, 150 m, 200 m, 250 m, 300m et 500m). A titre d'exemple, les résultats obtenus sur trois indices paysagers, un indice de composition et deux indices de configuration, sont exposés et commentés ci-dessous.

Un indice de composition

L'indice de dominance de Shannon (Figure 28), présenté au Tableau 3.a, permet d'apprécier la diversité des types d'occupation du sol au voisinage de chaque point de l'espace. Plus l'indice est élevé, plus l'hétérogénéité des modes d'occupation des sols est forte. Calculé avec un rayon de 500 mètres autour de chaque pixel de la carte de Rennes Métropole, l'indice montre un contraste fort entre la ville de Rennes et sa périphérie. La diversité chute en milieu purement rural. L'extrait centré sur la ville de Rennes et sa proche périphérie montre toutefois que l'indice chute également pour l'hyper centre ville. L'augmentation de la taille de la fenêtre dans le calcul de l'indice tend en outre à rendre la répartition des valeurs de l'indice plus homogène (Figure 29).

Figure 28

Cartographie de l'indice de diversité de Shannon calculé sur une fenêtre mobile ronde de 500 m de rayon sur Rennes Métropole en 2000

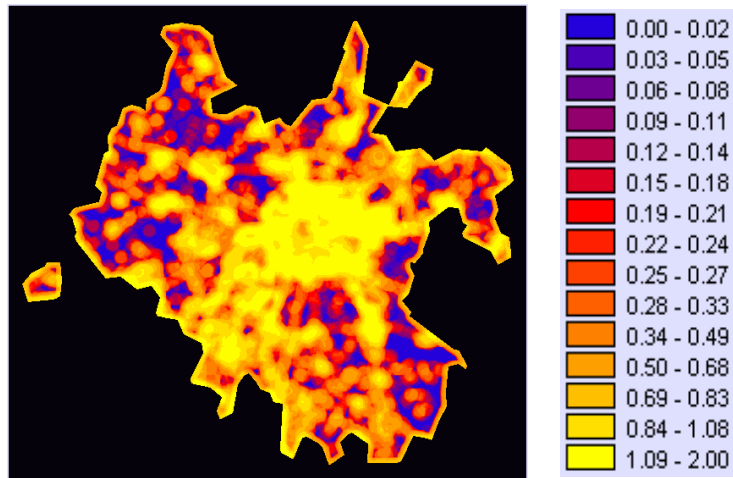
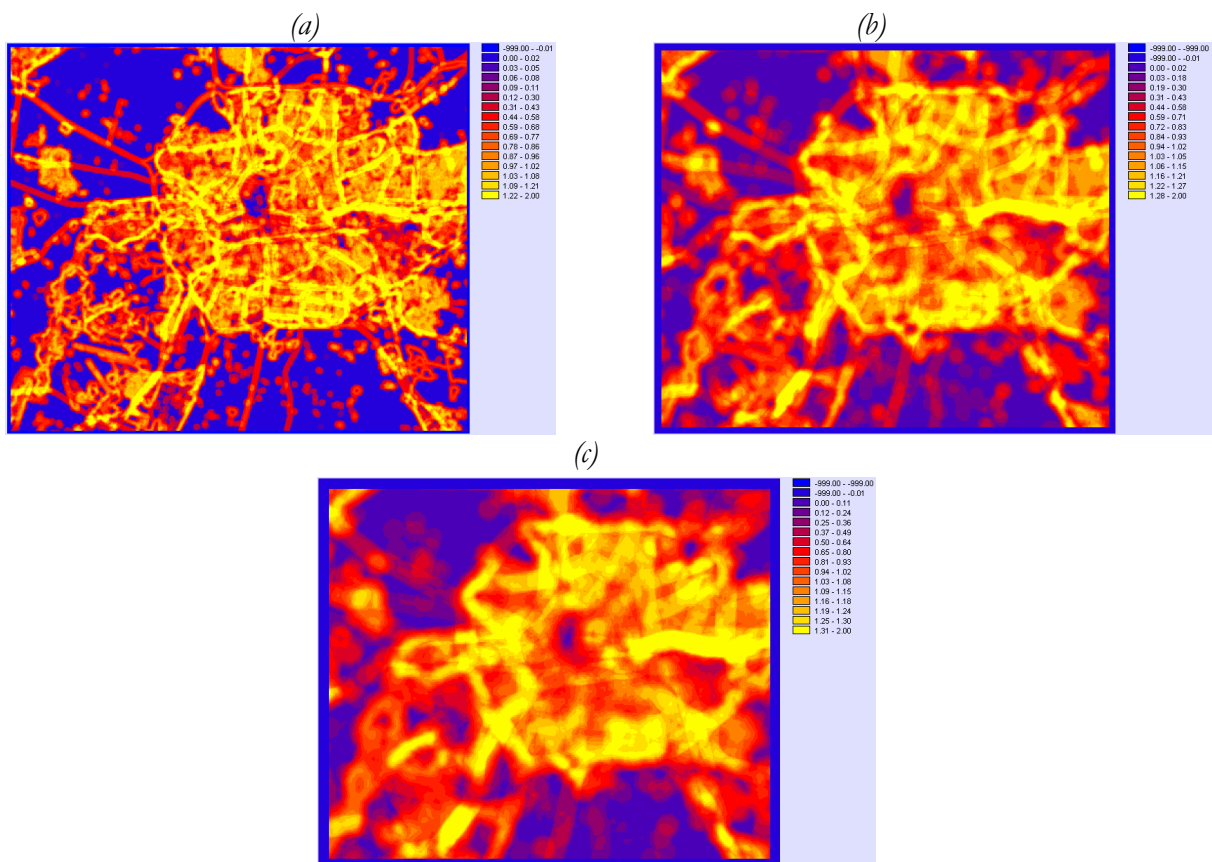


Figure 29

Cartographie de l'indice de diversité de Shannon en 2000- Extrait centré sur la ville de Rennes, calculé sur une fenêtre mobile ronde de rayon 100m (a) 200 m (b) 300m (c)



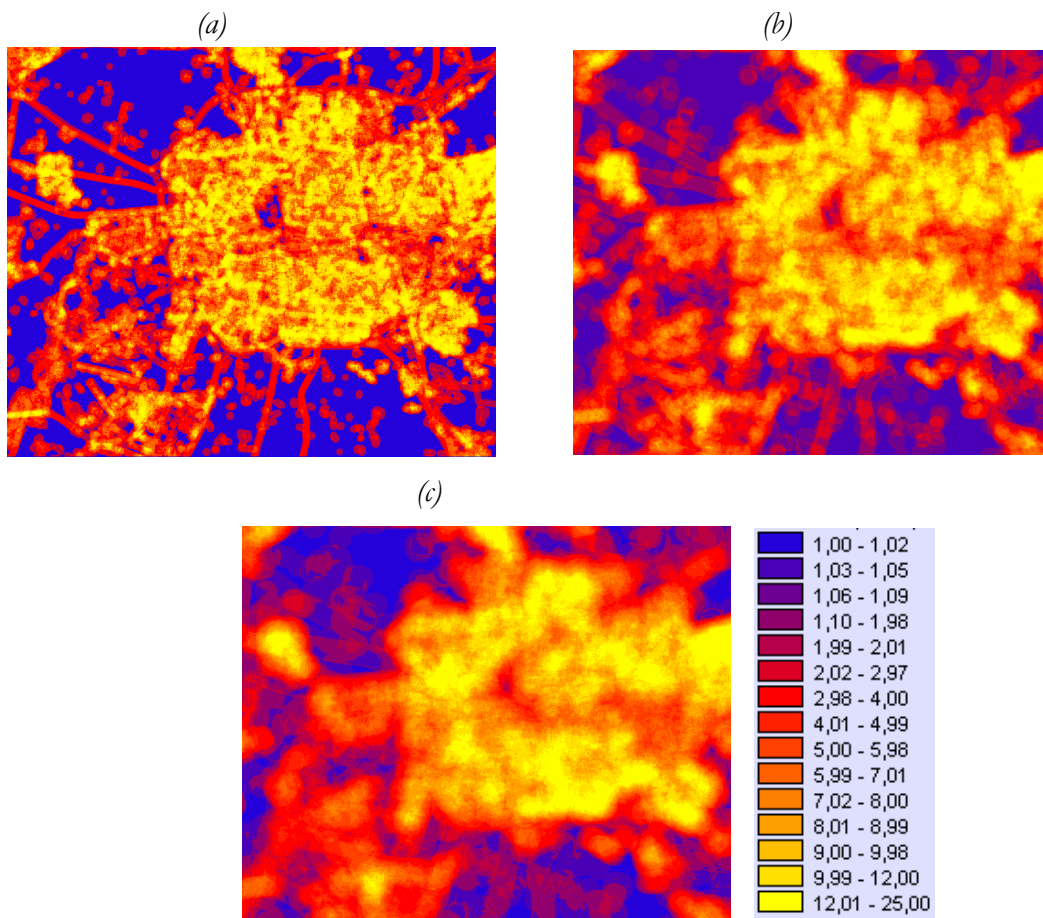
Deux indices de configuration

Les deux indices de configuration retenus pour illustrer les résultats sont celui de fragmentation globale du paysage donné par la densité des taches, toutes classes confondues (second indice du Tableau 3.b) et celui de contagion (quatrième indice du Tableau 3.b).

La fragmentation du paysage découle du processus dynamique de réduction de la superficie d'un type d'occupation du sol et de sa séparation en plusieurs fragments. Selon la nomenclature de classification des sols et l'échelle d'analyse retenues, la fragmentation du paysage sur Rennes Métropole est beaucoup plus élevée en ville qu'en milieu rural, le milieu périurbain étant caractérisé par un niveau de fragmentation intermédiaire (Figure 30.a). L'augmentation de la taille de la fenêtre dans le calcul de l'indice (augmentation de l'espace environnant pris en compte, de 100 à 300 m) entraîne une augmentation de l'indice de fragmentation en milieu urbain et péri-urbain, les secteurs situés en milieu rural et affectés par un faible niveau de fragmentation diminuant au fur et à mesure que la taille de la fenêtre de voisinage augmente (Figure 30).

Figure 30

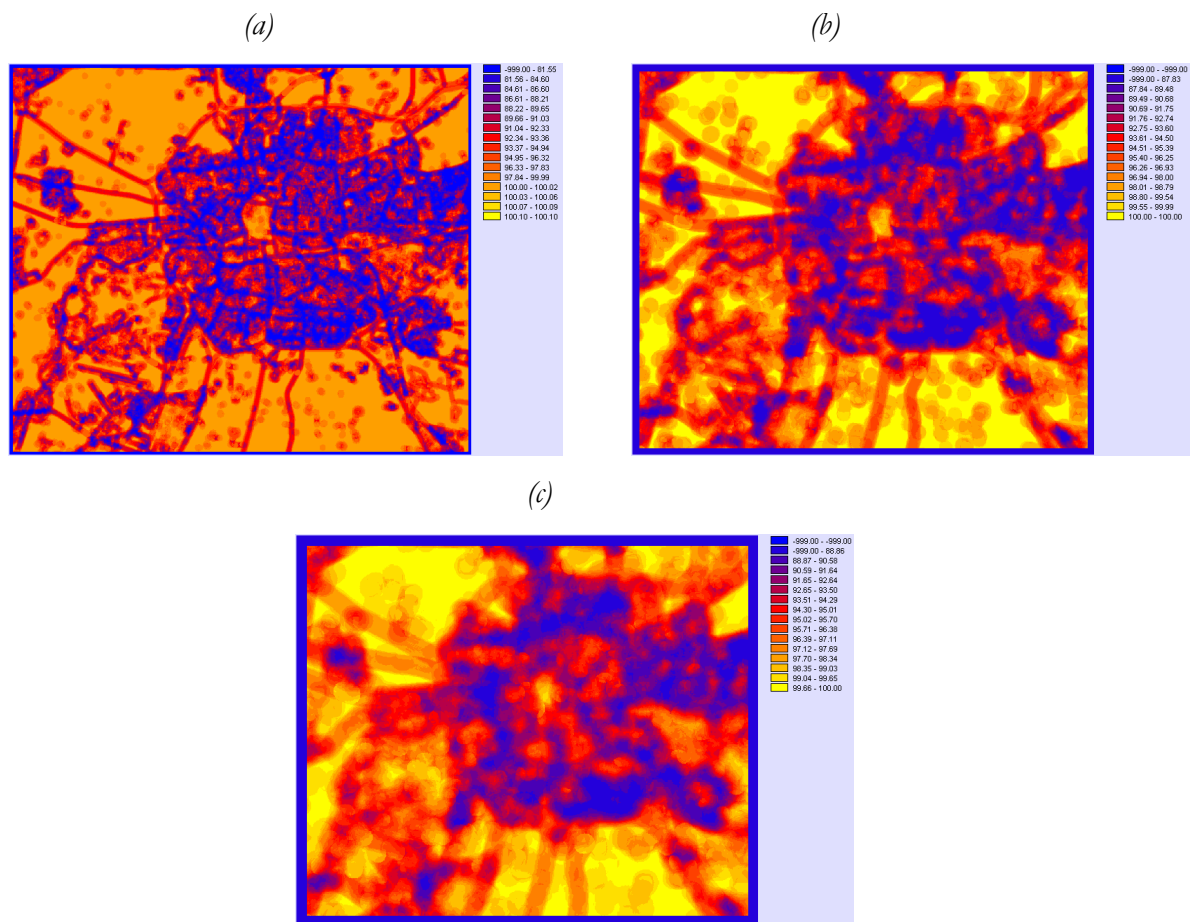
Cartographie de l'indice de fragmentation en 2000- Extrait centré sur la ville de Rennes, calculé sur une fenêtre mobile ronde de rayon 100 m (a) 200 m (b) 300m (c)



L'indice de contagion est beaucoup plus élevé en milieu rural qu'en ville, le milieu périurbain étant caractérisé par un niveau intermédiaire (Figure 31). L'augmentation de la taille de la fenêtre dans le calcul de l'indice entraîne une homogénéisation de la valeur de l'indice dans l'espace.

Figure 31

Cartographie de l'indice de connectivité en 2000- Extrait centré sur la ville de Rennes, calculé sur une fenêtre mobile ronde de rayon a-100 m b-200 m c-300m



3.2. Les déterminants de l'indice de service de logement

Les déterminants de l'indice de service de logement au mètre carré sont ici examinés en partant du plus général pour glisser vers le détail. Les déterminants considérés comme les plus généraux sont ceux associés à des paramètres du modèle explicatif de l'indice de service de logement dont la valeur conditionne celle des autres paramètres. Sont ainsi présentés, d'abord, les résultats relatifs à la taille pertinente des fenêtres définissant l'environnement paysager des biens immobiliers puis les résultats relatifs aux effets spatiaux, notamment la mesure du coefficient d'auto-corrélation spatiale et des paramètres associés aux variables non observées, objectives et subjectives. Sont ensuite présentés, variable par variable, les résultats concernant les caractéristiques intrinsèques des logements. Finalement, une attention particulière est portée aux effets discriminants de la composition et de la configuration du paysage environnant, c'est-à-dire aux effets des indices paysagers.

3.2.1. La taille pertinente de l'environnement paysager

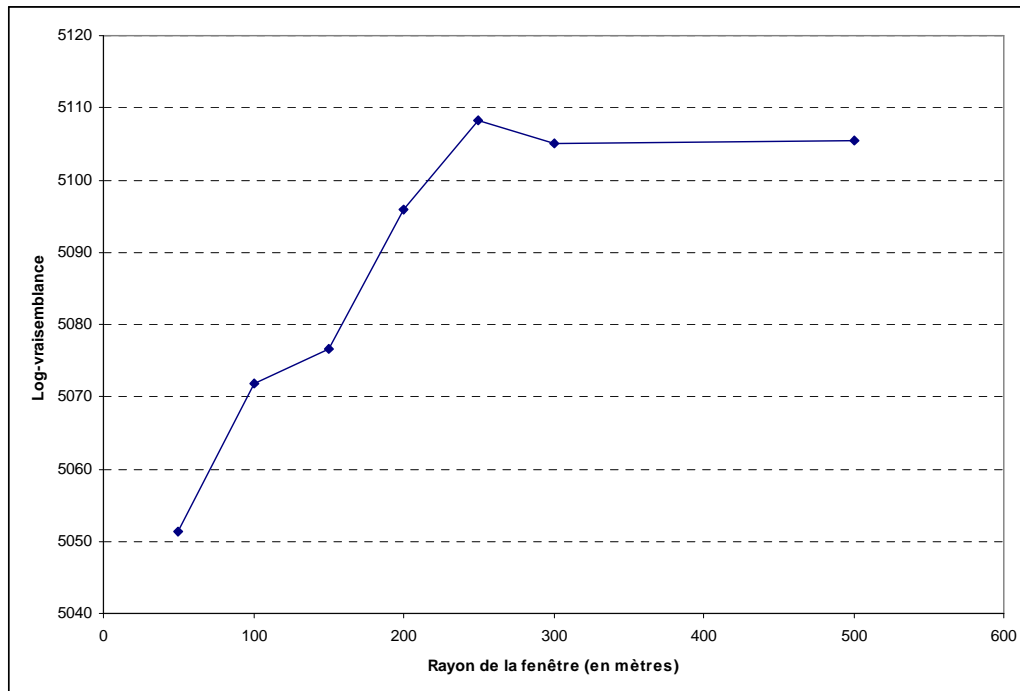
La taille de l'environnement paysager est la taille de la fenêtre définie autour de chaque pixel associé à une mutation de la base de données sur laquelle sont calculés les indices paysagers. L'estimation du modèle explicatif des niveaux de service de logement au mètre carré défini en (8) se fait selon la méthode du maximum de vraisemblance décrite en Annexe C conditionnellement à une taille de fenêtre. La taille pertinente de l'environnement paysager est donc la taille de fenêtre, plus exactement le rayon dans la mesure où les fenêtres sont des disques, telle que la vraisemblance est maximale.

Seules sept valeurs du rayon ont été retenues compte tenu du temps important de calcul des indices paysagers pour chaque pixel de l'image satellitaire couvrant Rennes Métropole. Pour la même raison, les changements de rayon ont été appliqués simultanément au calcul de tous les indices paysagers. La Figure 32 montre comment varie la transformée logarithmique de la vraisemblance en fonction des sept valeurs de rayon (50 m, 100 m, 150 m, 200 m, 250 m, 300m et 500m). L'évolution de la log-vraisemblance est relativement claire, avec une croissance forte pour des valeurs du rayon allant de 50 mètres à 250 mètres puis une faible baisse suivie d'un palier pour des valeurs du rayon allant de 250 mètres à 500 mètres. Il semble donc bien que la plage de rayons examinée recouvre bien le rayon optimal au sens statistique, qui se situe aux alentours de 250 mètres. Ce rayon est suffisamment élevé pour que la qualité de l'environnement paysager soit influencée par la politique d'urbanisme, au moins en milieu urbain et en milieu périurbain. En effet, une fenêtre ayant un rayon de 250 mètres autour d'un logement déborde aujourd'hui quasi systématiquement de la surface strictement privée entourant le bien immobilier mais inclut aussi nécessairement, et pour une part non négligeable, des surfaces sous le contrôle des autorités publiques locales. Ce résultat quant au rayon pertinent de l'environnement paysager permet *a contrario* aux autorités publiques locales de définir l'étendue de l'aire géographique

susceptible d'être directement affectée par une opération d'aménagement. A cet effet direct des opérations d'aménagement devra être ajouté un effet indirect passant par les effets d'entraînement spatiaux examinés plus loin.

Figure 32

Log-vraisemblance maximale en fonction du rayon des fenêtres définissant le voisinage paysager



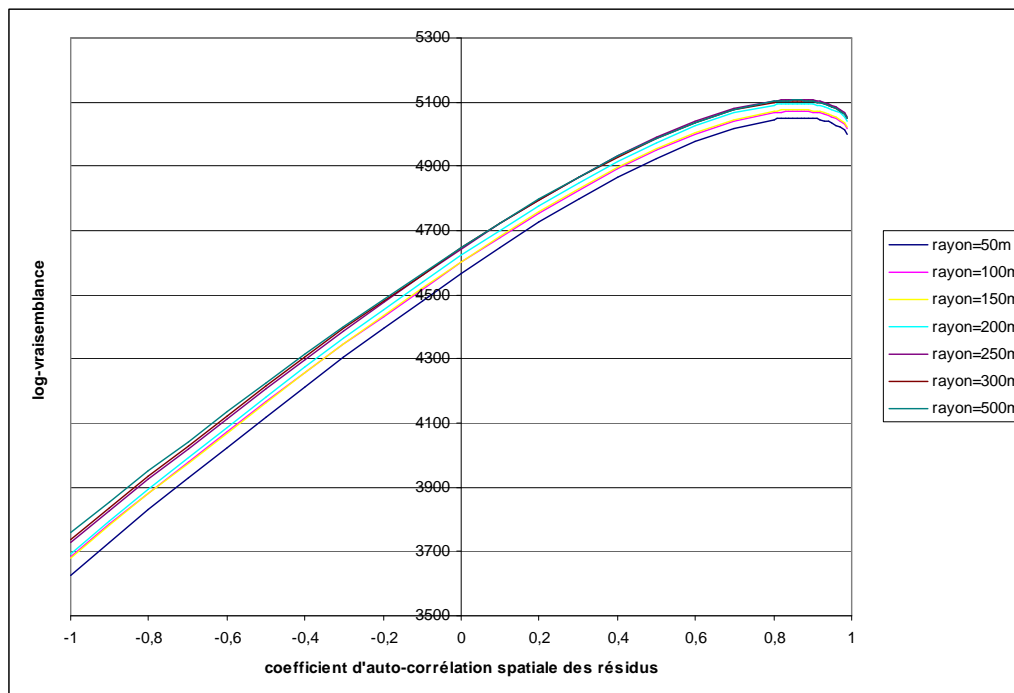
3.2.2. Les effets d'entraînement spatiaux

Conformément à la méthode d'estimation du modèle explicatif des niveaux de service de logement au mètre carré détaillée en Annexe C, l'effet spatial associé à l'auto-corrélation spatiale des résidus dans le modèle (8) conditionne la valeur des paramètres associés aux autres effets spatiaux associés aux variables locales non observées, objectives et subjectives. Le sens et l'ampleur de l'auto-corrélation spatiale des résidus sont résumés par la valeur du paramètre ρ dans le modèle défini par (6) et (8). La valeur estimée pour ce paramètre avec le rayon de 250 mètres caractérisant la taille pertinente des fenêtres définissant l'environnement paysager est de 0.86. Bien qu'à première vue assez forte, cette valeur du coefficient d'auto-corrélation spatiale des résidus n'est clairement pas significativement différente de zéro selon le test du ratio de vraisemblance. En effet, la statistique du χ^2 à un degré de liberté associée au ratio de vraisemblance s'élève à 0,19155609, soit nettement moins que le seuil de 7.89 pour un risque d'erreur usuel de 5%. L'auto-corrélation spatiale des résidus n'est donc pas marquée. Cela signifie qu'il n'existe pas dans les niveaux de service de logement au mètre carré des effets locaux non expliqués affectant simultanément les biens situés dans un proche voisinage. La Figure 33, où

sont reportées les courbes d'évolution des log-vraisemblances pour les différents rayons de fenêtre et les différentes valeurs possibles du coefficient d'auto-corrélation, montre que ce résultat ne dépend pas du rayon. Quel que soit le rayon envisagé, les log-vraisemblances connaissent les mêmes évolutions et sont mêmes très proches les unes des autres. Le résultat quant à l'absence d'auto-corrélation spatiale des résidus est donc robuste.

Figure 33

Evolution des Log-vraisemblances en fonction du rayon des fenêtres définissant le voisinage paysager et du coefficient d'auto-corrélation spatiale des résidus



L'absence d'auto-corrélation spatiale des résidus signifie, par extension, que les variables locales non introduites dans le modèle explicatif n'ont pas d'effet significatif. Ce n'est pas surprenant en soi dans la mesure où l'effet des variables objectives non observées est supposé être capté par le paramètre λ dans le modèle (8). Or, comme le montre le Tableau 5, ce paramètre prend une valeur significativement positive quel que soit le rayon considéré pour les fenêtres caractérisant le voisinage paysager des biens immobiliers. L'estimation du paramètre λ est en outre peu sensible au rayon et avoisine la valeur de 0,7258 pour le rayon optimal de 250 mètres. Conformément à ce qui est attendu, cette valeur est inférieure à l'unité, c'est-à-dire que seule une fraction du niveau moyen de service logement (plus exactement sa transformée logarithmique) des biens du voisinage se retrouve dans le niveau de service de logement au mètre carré du bien considéré et peut s'interpréter comme une mesure de l'influence des variables non observées mais objectives et stables dans le temps qui caractérisent le voisinage.

L'influence des variables non observées et subjectives caractérisant le voisinage est quant à elle évaluée par le paramètre δ . La valeur estimée de ce paramètre est, comme celle de λ , robuste aux variations du rayon des fenêtres caractérisant le voisinage paysager et significativement

différente de zéro (Tableau 5). La valeur estimée du paramètre δ est de 0,2289 pour le rayon optimal de 250 mètres. Ce résultat prouve l'importance relative des effets d'agglomération fondés sur la ségrégation sociale des individus. Il signifie en effet que les acquéreurs d'un bien lui accorderont 0.2289% de valeur supplémentaire du simple fait que la valeur vénale moyenne des biens du voisinage l'année précédant la transaction était supérieure de 1% par rapport à un autre bien par ailleurs identique en tous points²³. Dans la mesure où les caractéristiques non observées mais objectives des biens environnants sont déjà prises en compte, la valeur vénale moyenne des biens du voisinage devient pour l'essentiel un indicateur du niveau de revenu des habitants du voisinage. En ce sens, la valeur vénale moyenne du voisinage joue donc avant tout le rôle d'un indicateur quant à l'anticipation de la « qualité sociale » de l'environnement que fait l'acquéreur d'un bien, et le coefficient δ qui y est associé mesure la valeur subjective accordée au fait d'être environné par des individus riches.

Tableau 5
Estimation des effets spatiaux selon le rayon de la fenêtre

	<i>Rayon des fenêtres définissant l'environnement paysager :</i>						
	50 m	100 m	150 m	200 m	250 m	300 m	500 m
<i>Coefficient d'auto-corrélation spatiale des résidus ρ :</i>	0,86	0,86	0,86	0,86	0,86	0,86	0,86
<i>Coefficient des variables non observées objectives λ :</i>	0,7308*	0,7309*	0,7282*	0,7272*	0,7258*	0,7254*	0,7324*
<i>Coefficient des variables non observées subjectives δ :</i>	0,2134*	0,2228*	0,2257*	0,2268*	0,2289*	0,2268*	0,2267*

* significatif au seuil de 5% selon le test de Student (coefficients λ et δ) ou le test du ratio de vraisemblance (coefficient ρ)

3.2.3. Les caractéristiques intrinsèques discriminantes

Comme pour les coefficients mesurant les effets spatiaux, les paramètres associés aux caractéristiques intrinsèques des logements sont peu sujets à variation avec la taille de la fenêtre définissant l'environnement paysager. Le Tableau 6 se contente donc d'indiquer les résultats pour le seul rayon optimal de 250 mètres de ces fenêtres.

Par rapport au Tableau 1, la variable d1994 n'apparaît plus car la prise en compte de valeurs explicatives décalées dans le temps fait perdre les observations de la première année pour l'estimation. La variable d1995 n'a quant à elle pas de valeur estimée car l'année 1995 sert de référence pour évaluer l'impact des chocs aléatoires associés aux autres années. Ainsi, pour

²³ Y compris en ce qui concerne la valeur moyenne du niveau de service au mètre carré des biens environnants ayant fait l'objet d'une vente l'année précédant la transaction considérée.

l'année 1998, le niveau de service au mètre carré est toutes choses égales par ailleurs supérieur de 0,0625% par rapport à un même bien acquis l'année 1995. Le supplément de service au mètre carré s'élève à un peu plus de 0,11% pour les années 1999 à 2001 alors qu'il n'est pas significativement différent de zéro pour les années 1996 et 1997. L'effet d'inflation ayant déjà été neutralisé dans les valeurs vénales dont est déduite la valeur de l'indice, ce supplément de valeur de l'indice de service au mètre carré pour les dernières années de la base de données capte probablement une amélioration réelle ou perçue, uniforme sur tout le territoire, du niveau de service résultant par exemple d'une meilleure offre de biens et services publics locaux.

Tableau 6
Coefficients estimés pour les caractéristiques intrinsèques des logements

ct	constante	-0,1202
dma	1 si maison, 0 si appartement	-0,2257***
d1996	1 si mutation en 1996, 0 sinon	0,0301
d1997	1 si mutation en 1997, 0 sinon	0,0502
d1998	1 si mutation en 1998, 0 sinon	0,0625*
d1999	1 si mutation en 1999, 0 sinon	0,1129***
d2000	1 si mutation en 2000, 0 sinon	0,1191***
d2001	1 si mutation en 2001, 0 sinon	0,1177***
NBPPAL	nombre de pièces principales	0,0135***
HABSURF	surface habitable en m ²	-0,4624***
etage	étage (0 par défaut pour les maisons)	0,0005
surfterrain	surface du terrain (0 par défaut pour les appartements)	0,0629***
dsuccess	1 si vente pour succession, 0 sinon	-0,0265***
dtva0	1 si tva non payée (logement ancien), 0 sinon	-0,0235***
dmeuble0	1 si logement non meublé, 0 sinon	-0,0524***
depoqA	Année de construction : avant 1850	-0,1921***
depoqB	Année de construction : de 1850 à 1913	-0,2373***
depoqC	Année de construction : de 1914 à 1947	-0,1743***
depoqD	Année de construction : de 1948 à 1969	-0,209***
depoqE	Année de construction : de 1970 à 1980	-0,137***
depoqF	Année de construction : de 1981 à 1991	-0,0575***
dtypvalo	1 si type de logement valorisant (duplex...)	0,0159***
dtypspe	1 si studio, 0 sinon	-0,0389***
dtypnr	1 si le type de logement n'est pas renseigné	-0,0594***

* : coefficient significativement différent de zéro à 15%

** : coefficient significativement différent de zéro à 10%

*** : coefficient significativement différent de zéro à 5%

La surface habitable agit négativement sur le niveau de service au mètre carré. Ce résultat traduit le fait qu'un mètre carré supplémentaire augmente toujours le niveau de service total mais de plus en plus faiblement. Par conséquent, le niveau de service total rapporté au mètre carré habitable décroît avec la surface habitable. Il existerait ainsi une « loi des rendements marginaux décroissants » en matière de surface habitable. Sans surprise, la surface de terrain dans le cas d'une maison accroît significativement le niveau de service au mètre carré. Le coefficient associé à la surface de terrain est toutefois à prendre en compte simultanément avec le coefficient associé à la variable indicatrice prenant la valeur un dans le cas d'une maison et zéro dans le cas d'un appartement. En effet, il n'y a une surface de terrain strictement positive qu'à condition que le bien immobilier soit une maison et non pas un appartement. Il est alors intéressant de calculer le supplément net de service au mètre carré pour une maison en fonction de la surface de terrain associée. Ce supplément est donné par le coefficient $-0,2257$ associé au fait qu'il s'agit d'une maison plus le coefficient $0,0629$ multiplié par le logarithme de la surface de terrain. L'effet net ainsi obtenu pour une maison disposant de la surface moyenne de terrain (766 m^2) correspond à un supplément de service au mètre carré de $19,203\%$ par rapport à un appartement identique pour toutes les autres caractéristiques que la surface de terrain (qui serait nulle). Cet effet net est positif dès lors que la surface de terrain excède $36,1702 \text{ m}^2$, ce qui est le cas pour la quasi totalité des maisons de la base de données. Concernant les époques de construction, la variable depoqG ne figure pas dans le Tableau 6 (contrairement au Tableau 1) car la période de construction postérieure à 1991 sert de référence. Autrement dit, les coefficients associés aux autres époques de construction mesurent la différence de valeur (en %) par rapport à cette époque de construction la plus récente. Tous ces coefficients sont significativement négatifs, ce qui tend à laisser penser que les logements les plus récents offrent toutes choses égales par ailleurs un meilleur niveau de service au mètre carré que les autres, du fait par exemple d'une meilleure isolation phonique et thermique.

3.2.4. Les caractéristiques paysagères discriminantes

Contrairement à tous les résultats précédents, les estimations pour les coefficients associés aux indices paysagers sont sensibles au rayon retenu pour la fenêtre définissant l'environnement paysager. Ce résultat n'est pas surprenant dans la mesure où, par construction, les indices paysagers changent de valeur avec le rayon. Bien que, en pure théorie, seuls les coefficients estimés pour le rayon optimal de 250 mètres soient interprétables, leur valeur pour les autres rayons est également donnée dans le Tableau 7 afin d'évaluer la robustesse des effets.

Tableau 7
Coefficients estimés pour les indices paysagers

	Rayon des fenêtres définissant l'environnement paysager :						
	50 m	100 m	150 m	200 m	250 m	300 m	500 m
Cohésion spatiale totale	-0,0018	-0,0044	-0,0005	-0,0089	0,0049	0,0327	0,11*
Ln Cohésion spatiale total	0,3623	0,4453	0,1364	0,9556	-0,4137	-2,8392	-10,3145*
Cohésion spatiale classe « réseau routier principal »	-0,001	0,0013***	-0,0008**	-0,0001	0	-0,0002	-0,0006**
Ln Cohésion spatiale classe « réseau routier principal »	0,0105*	-0,0102**	0,0101**	0,0071	0,0014	0,0044	0,0093
Cohésion spatiale classe « réseau ferré principal »	-0,0011	-0,0003	0,0024	-0,0004	0,0006	0,0023***	0,0002
Ln Cohésion spatiale classe « réseau ferré principal »	0,0313	0,0087	-0,0153	0,003	-0,0091	-0,0471***	0,0006
Cohésion spatiale classe « surface artificialisée »	-0,0004	0,0003	0,0004	-0,0002	0,0019*	-0,001	-0,0014
Ln Cohésion spatiale classe « surface artificialisée »	-0,0049	0,0288	-0,012	-0,002	-0,0317*	0,0178	0,0354
Cohésion spatiale classe « eau »	-0,0031	0,0003	0,0007	0,0011**	0,0003	0,0002	0,0002
Ln Cohésion spatiale classe « eau »	0,0144	-0,0159*	-0,0108	-0,0127	0,0004	-0,0012	-0,0006
Cohésion spatiale classe « surfaces boisées »	0,0004	-0,0005	0	0,0002	0,0001	0	-0,0004*
Ln Cohésion spatiale classe « surfaces boisées »	-0,0077	0,0045	0,0016	-0,0048	-0,0038	0,0003	0,0139***
Cohésion spatiale classe « cultures et prairies »	0,0006*	0,0003	-0,0002	-0,0013***	-0,0017***	-0,0008	-0,0023
Ln Cohésion spatiale classe « cultures et prairies »	-0,0025	-0,003	0,0055	0,0145*	0,0286***	0,0036	0,0792
Ln densité totale	-0,0242	0,0156	0,0209*	0,0023	-0,0004	-0,0138	0,0214
Densité classe « réseau routier principal »	-0,0001	0,0002	-0,0003*	0,0001	0,0001	0,0002	-0,0001
Ln Densité classe « réseau routier principal »	0,0105	0,0024	0,0012	0,0018	0,001	-0,0004	0,0009
Densité classe « réseau ferré principal »	-0,0001	0,0011	0,0017*	-0,0003	-0,0004	-0,0001	-0,0015
Ln Densité classe « réseau ferré principal »	0,0358	-0,0173	-0,0139	0,0042	0,0056	0,0218**	0,0107
Densité classe « surface artificialisée »	0,0001	0,0002**	0,0001	0,0003**	0,0004***	0,0002	0,0005
Ln Densité classe « surface artificialisée »	0,0105	-0,0118	-0,0053	0,0037	-0,0013	0,0039	-0,0162*
Densité classe « eau »	-0,0004	-0,0003	-0,0002	0,0003	0,0007**	0,0005	-0,0007
Ln Densité classe « eau »	0,0161	0,0084	0,0035	0,001	-0,0125**	-0,0089	0,0055
Densité classe « surfaces boisées »	0,0001	-0,0001	0	-0,0001	-0,0002	0,0001	0,0001
Ln Densité classe « surfaces boisées »	0,0087	0,0047	0,0004	0,007*	0,006	-0,0002	-0,0063*
Densité classe « cultures et prairies »	0,0001**	0	0	0	0	0	0,0002
Ln Densité classe « cultures et prairies »	0,0133	0,0011	-0,0073	-0,0139	-0,0272***	-0,006	-0,0381***
Proportion classe « réseau routier principal »	-0,0009	-0,002	-0,0015	0,0023*	0,0023	0,0013	0,0006
Ln Proportion classe « réseau routier principal »	0,0282	-0,0224	0,0143	-0,0275***	-0,0225**	-0,0245***	-0,0068
Proportion classe « réseau ferré principal »	0,0017	0,0093	0,0112***	0,0025	0,0064	0,011	0,0017
Ln Proportion classe « réseau ferré principal »	-0,0687	-0,0553	-0,1155**	-0,0021	-0,042	-0,0741***	-0,0298
Ln Proportion classe « surface artificialisée »	0,026	-0,0441	-0,0016	-0,0023	-0,0131	-0,0228	0,0231
Proportion classe « eau »	0,0066	-0,0015	-0,002	0,0017	0,002	-0,0024	-0,0075
Ln Proportion classe « eau »	0,0411	0,0226	-0,0023	-0,031**	-0,0221	-0,0094	0,0086
Proportion classe « surfaces boisées »	-0,0002	0	0,0003	-0,0009	-0,0014	-0,0024***	-0,0015
Ln Proportion classe « surfaces boisées »	0,0055	-0,0049	-0,0177**	-0,0091	-0,0047	-0,0147**	0,0006
Proportion classe « cultures et prairies »	-0,0012	-0,0025***	-0,0024***	-0,0034***	-0,0036***	-0,0035***	-0,0015*
Ln Proportion classe « cultures et prairies »	-0,0011	-0,0002	0,0123	0,0431***	0,0481***	0,0189*	0,0244
Contagion totale	0,0001	-0,0005	-0,001**	-0,0006	-0,0024***	-0,0029***	-0,0048***
Ln Contagion totale	-0,01*	0,0189***	0,0233**	0,0154	0,0319	0,0621***	0,2331***
Nombre de classes présentes	-0,0909	-0,0088	0,008	-0,0211	-0,0006	0,0145	-0,0127
Ln Nombre de classes présentes	0,0877	-0,0026	-0,0111	0,0539	0,0185	0,0046	-0,0125
Dominance (SHEI)	0,0001	0,0006	0,0008*	0,0007	-0,0005	0,0008	0,0006
Ln Dominance (SHEI)	-0,0047	-0,0071	-0,024***	-0,0166	-0,0057	-0,011	0,0227

* : coefficient significativement différent de zéro à 15%

** : coefficient significativement différent de zéro à 10%

*** : coefficient significativement différent de zéro à 5%

Parmi les coefficients à la fois les plus stables par rapport au rayon et les plus significativement différents de zéro se trouvent les coefficients associés au niveau et au

logarithme de la proportion de paysage de la classe « cultures et prairies ». Les autres coefficients sont généralement nettement plus instables par rapport au rayon. Les plus significatifs (à 5%) pour le rayon optimal de 250 mètres sont les coefficients associés au niveau et au logarithme de l'indice de cohésion c_i pour la classe i = « cultures et prairies » puis le coefficient du niveau de densité d_i des taches de la classe i = « surfaces artificialisées », le coefficient du logarithme de la densité d_i des taches de la classe i = « cultures et prairies » et, finalement, le coefficient de l'indice de contagion global CT . D'autres coefficients apparaissent également, même si plus faiblement, significatifs (à 10% voire 15%). Il s'agit des coefficients du niveau et du logarithme de la densité d_i des taches de la classe i = « eau », des coefficients du niveau et du logarithme de l'indice de cohésion c_i pour la classe i = « surfaces artificialisées » et, finalement du coefficient associé au logarithme de la proportion p_i de taches de la classe i = « réseau routier principal ».

Même s'il ressort du Tableau 7 que les indices pour la classe « cultures et prairies », tout au moins ceux de cohésion et de densité des taches, ont un effet discriminant important, l'interprétation complète du Tableau 7 nécessite de procéder à un classement des indices selon la grille de lecture proposée au Tableau 4. C'est cette classification qui est proposée dans le Tableau 8, à l'exception près que les indices dont ni le coefficient du niveau ni celui du logarithme ne sont significatifs ne sont pas reportés (case du bas à droite).

Tableau 8
Classement des indices selon les valeurs des paramètres α_k et β_k

	$\alpha_k \neq 0$ (coefficient du logarithme)	$\alpha_k = 0$ (coefficient du logarithme)
$\beta_k \neq 0$ (coefficient du niveau)	<p><u>Elasticité variable et de signe équivoque :</u></p> <p>Cohésion classe « surface artificialisée » ($\alpha < 0 \beta > 0$)</p> <p>Cohésion classe « cultures et prairies » ($\alpha > 0 \beta < 0$)</p> <p>Proportion classe « cultures et prairies » ($\alpha > 0 \beta < 0$)</p> <p>Densité des taches de la classe « eau » ($\alpha < 0 \beta > 0$)</p>	<p><u>Elasticité variable et de signe univoque :</u></p> <p>Densité des taches de la classe « surface artificialisée » ($\beta > 0$)</p> <p>Contagion globale ($\beta < 0$)</p>
$\beta_k = 0$ (coefficient du niveau)	<p><u>Elasticité constante :</u></p> <p>Densité des taches de la classe « cultures et prairies » ($\alpha < 0$)</p> <p>Proportion du paysage de la classe « réseau routier principal » ($\alpha < 0$)</p>	-

Les indices qui apparaissent avoir systématiquement un impact négatif sur le niveau de service de logement au mètre carré sont la densité des taches de la classe « cultures et prairies » (il est donc préférable, à surface inchangée, d'avoir une fragmentation de cette classe plutôt qu'une concentration), la proportion du paysage constituée de la classe « réseau routier principal » (du fait des nuisances visuelles et sonores généralement associées) et l'indice de contagion global (un paysage formé de classes représentées dans des proportions assez différentes et agrégées dans des taches compactes est donc négativement perçu). L'impression générale qui ressort de ces effets est donc qu'une fragmentation du paysage avec coexistence dans des proportions intermédiaires des différentes classes est la version « idéale du paysage ».

Les indices qui figurent dans la case du haut à gauche ont des effets équivoques sur le niveau de service de logement au mètre carré. Certains indices (quand $\alpha < 0$ et $\beta > 0$) admettent, toutes choses égales par ailleurs, un niveau optimal intermédiaire. Ainsi, la cohésion de la classe « surfaces artificialisées » admettrait un niveau optimal intermédiaire, ce qui signifie que, à surface inchangée, il est souhaitable qu'existent des ponts reliant les taches de cette classe. La densité des taches de la classe « eau » admet également un niveau optimal intermédiaire : il est souhaitable d'avoir une certaine fragmentation des surfaces en eau mais sans excès. D'autres indices (quand $\alpha > 0$ et $\beta < 0$) semblent au contraire admettre un niveau optimal égal soit à la borne inférieure de l'indice soit à sa borne supérieure, sans qu'il soit possible à partir des seuls éléments des Tableaux 7 et 8 de trancher entre ces deux possibilités. C'est le cas de la proportion et de la cohésion des taches de la classe « cultures et prairies ».

Il est toutefois délicat de raisonner indice par indice dans la mesure où la modification de l'un d'entre eux a souvent une incidence sur les autres. Cela apparaît clairement pour les indices de proportions dont la somme doit toujours être égale à l'unité. De même, une variation de la densité des taches d'une classe, c'est-à-dire de la mesure de fragmentation de la classe en taches séparées, signifie un regroupement des taches à surface inchangée qui affecte le périmètre des taches et donc l'indice de cohésion de la classe et l'indice de cohésion globale du paysage. Une méthode alternative, et probablement plus efficace pour repérer les inégalités spatiales face à la qualité environnementale, consiste à cartographier la composante paysagère de l'indice de service de logement. Les composantes de l'indice sont calculées en isolant dans l'équation (8) les variables explicatives selon qu'elles relèvent des caractéristiques intrinsèques ($Z_{1,t}$), des indices paysagers ($Z_{2,t}$), de variables locales non observées objectives, de variables non observées subjectives ou d'éléments « autres » non expliqués :

$$Y_t = \underbrace{Z_{1,t} P_1}_{\text{composante "intrinsèque"}} + \underbrace{Z_{2,t} P_2}_{\text{composante "paysagère"}} + \underbrace{\lambda \Omega Y_{t-1}}_{\text{composante "non observée objective"}} + \underbrace{\delta \Omega V_{t-1}}_{\text{composante "non observée subjective"}} + \underbrace{D_t + \varepsilon_t}_{\text{composante "autre" non expliquée}} \quad (9)$$

D'où, sachant que chaque élément y du vecteur Y est la transformée logarithmique du niveau de service de logement au mètre carré, la décomposition de l'indice de service de logement total H :

$$H = S \times \underbrace{H_{\text{intr}}}_{\text{composante "intrinsèque"}} \times \underbrace{H_{\text{pays}}}_{\text{composante "paysagère"}} \times \underbrace{H_{\text{obj}}}_{\text{composante "non observée objective"}} \times \underbrace{H_{\text{subj}}}_{\text{composante "non observée subjective"}} \times \underbrace{H_{\text{autre}}}_{\text{composante "autre" non expliquée}} \quad (9)$$

Avec S la surface habitable du logement considéré, H_{intr} la composante « intrinsèque » de l'indice H pour le logement considéré (calculée comme l'exponentielle de l'élément correspondant dans le vecteur $Z_{1t} P_1$ de l'expression (9)) et ainsi de suite pour H_{pays} , H_{obj} , H_{subj} et H_{autre} qui correspondent respectivement aux composantes « paysagère », « non observée objective », « non observée subjective » et finalement « autre ». L'étude de la répartition dans l'espace de chaque composante fait l'objet de la section suivante.

3.3. L'analyse des inégalités spatiales

L'analyse des inégalités spatiales, ou plus exactement de la transcription dans l'espace des inégalités de revenus, procède par étapes en examinant une à une les différentes composantes de l'indice de service de logement. Afin de permettre une comparaison de la manière dont les inégalités de revenu se traduisent pour chaque composante, les mêmes types d'information graphique et cartographique sont systématiquement proposés. Le cas de la surface habitable n'est pas détaillé car il a déjà fait l'objet d'une discussion. Il a notamment été mis en évidence que la retranscription des inégalités de revenu en termes de surface habitable est forte et que, *a contrario*, les inégalités de revenu se traduisent peu en termes de disparités de service de logement au mètre carré. Il n'en reste pas moins que les subdivisions de l'indice de service du logement au mètre carré examinées ci-dessous peuvent exhiber des profils différents.

3.3.1. Transcription des inégalités de revenu dans l'espace et composante « intrinsèque » du niveau de service de logement.

La Figure 34 fait nettement apparaître qu'il n'y a pas de transcription des inégalités de revenu en termes de caractéristiques intrinsèques des logements, autres que la surface habitable. La valeur moyenne de la composante « intrinsèque » (autre que la surface habitable) tend au contraire à diminuer avec le niveau de revenu des acquéreurs. Pour le centile le plus élevé de la distribution des revenus, cette valeur moyenne n'est par exemple égale qu'à la moitié de ce qu'elle est pour le centile le plus faible de la distribution des revenus²⁴. Les caractéristiques intrinsèques des Tableaux 1 et 6 (à l'exception des dates de mutation qui sont incluses dans la composante « autres » et non pas dans la composante « intrinsèque »), bien qu'ayant pour bon nombre d'entre elles un impact significatif sur le niveau de service de logement, ne s'avèrent donc pas à même de contrebalancer l'effet déterminant de la surface habitable pour attirer les ménages les plus riches. Cette interprétation semble corroborée par la comparaison de la Figure 35 avec la Figure 5. En effet, la Figure 35 montre que la composante « intrinsèque » n'a pas un profil d'évolution en fonction de la distance au centre bien marqué alors que la Figure 5 montre au contraire que les biens offrant de grandes surfaces habitables sont d'autant plus nombreux qu'on s'éloigne du centre. Autrement dit, la recherche de grandes surfaces habitables pousse les ménages les plus aisés à s'éloigner du centre sans que cela ait une incidence marquée sur les caractéristiques intrinsèques autres du logement. Seul un pic de qualité intrinsèque au mètre carré est observé aux alentours de 9000 mètres du centre. Ce pic peut correspondre, ponctuellement, à une ou plusieurs communes caractérisées par des biens de haute qualité intrinsèque. Compte tenu de la relative importance de l'année de construction dans la composante « intrinsèque » du niveau de service de

²⁴ Sur toutes les Figures qui suivent, les moyennes sont normalisées à un pour le premier centile. Une moyenne de 1.5 signifie donc que la valeur excède de 50% celle pour le premier centile. Inversement une valeur de 0.5 signifie que la valeur n'est que la moitié de ce qu'elle est pour le premier centile.

logement au mètre carré, on peut d'ailleurs vérifier à l'aide de la Figure 36 qu'il n'y a pas de lien univoque et fort entre l'année de construction et la surface habitable.

Figure 34

Valeur moyenne (plus ou moins deux écarts types) de la composante « intrinsèque » de l'indice de service de logement par centile de la distribution des revenus

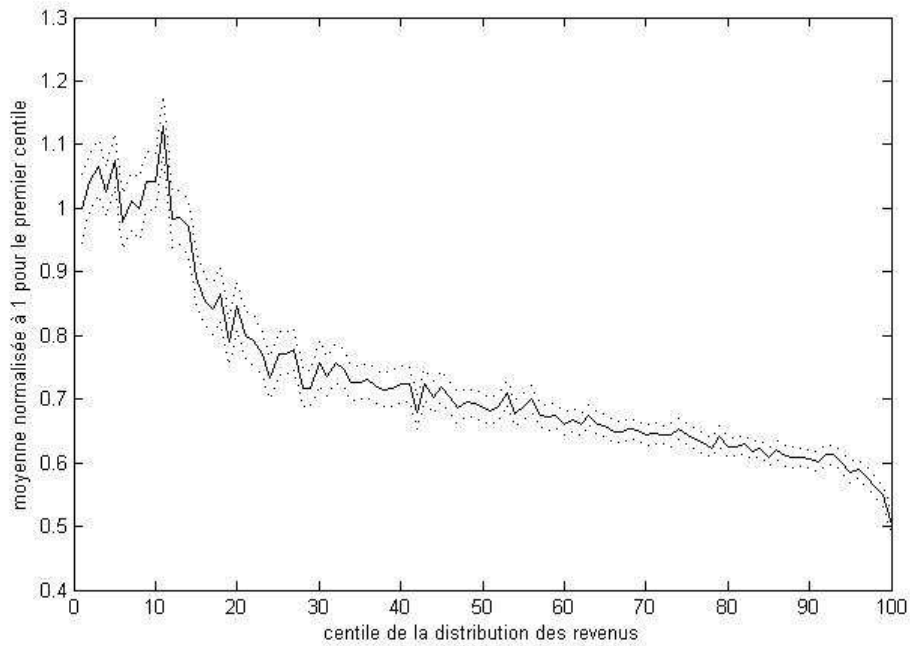


Figure 35

Valeur moyenne (plus ou moins deux écarts types) de la composante « intrinsèque » de l'indice de service de logement selon la distance au centre de Rennes

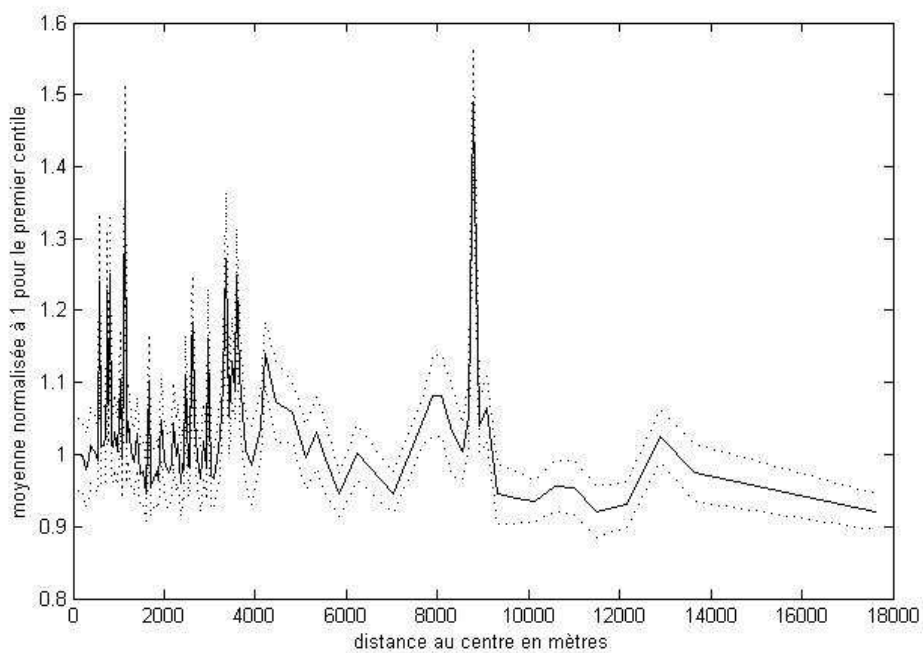
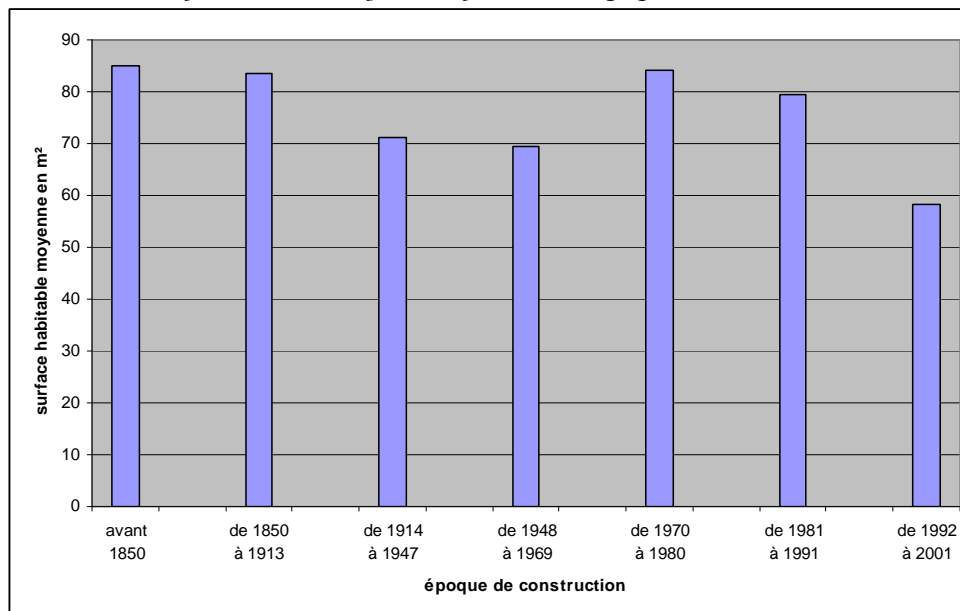
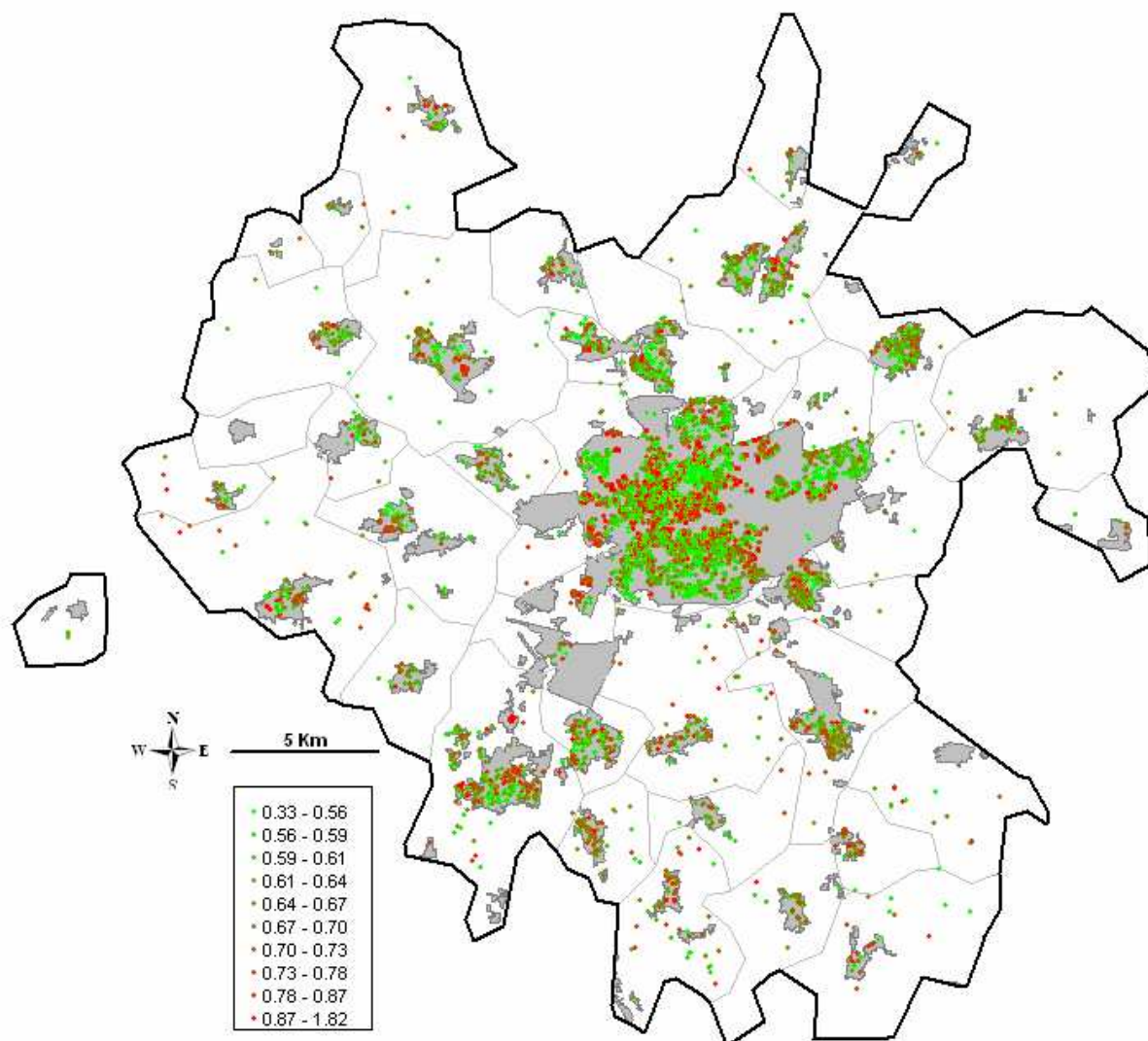


Figure 36
Surface habitable moyenne en fonction de l'époque de construction



La cartographie permet de se faire une meilleure idée de la répartition géographique des biens disposant d'une forte composante « intrinsèque » du niveau de service de logement (Figure 37). Elle confirme globalement qu'il n'y a pas de grande tendance dans la répartition de la qualité intrinsèque au mètre carré. Seules quelques poches apparaissent, notamment une zone de faible qualité intrinsèque au sud de la commune de Rennes caractérisée par un habitat collectif sous forme de grands ensembles.

Figure 37
Valeur de la composante « intrinsèque » de l'indice de service de logement (normalisée à 1 pour la moyenne) sur Rennes Métropole



3.3.2. Transcription des inégalités de revenu dans l'espace et composante « paysagère » du niveau de service de logement.

La transcription en termes de qualité paysagère des inégalités de revenu est extrêmement faible, voire inexistante. En effet, les différences de moyenne de la composante « paysagère » de l'indice de service de logement selon le centile de la distribution des revenus que montre la Figure 38 sont au maximum de l'ordre de 1%. En outre, la composante prend ses valeurs les plus élevées sur la première moitié de la distribution et ses valeurs les plus faibles pour les derniers centiles.

Figure 38
Valeur moyenne (plus ou moins deux écarts types) de la composante « paysagère » de l'indice de service de logement par centile de la distribution des revenus

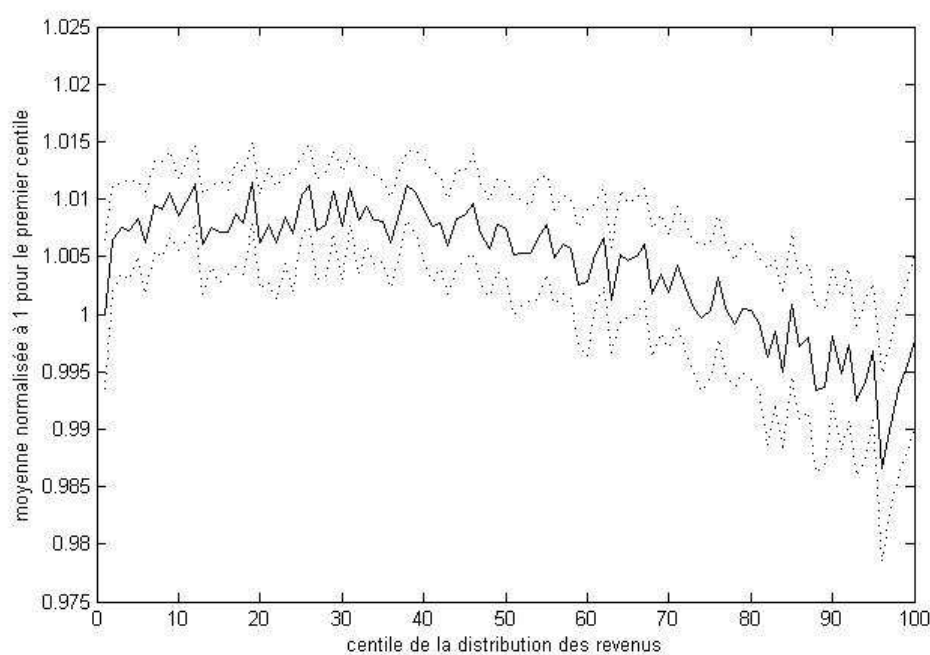
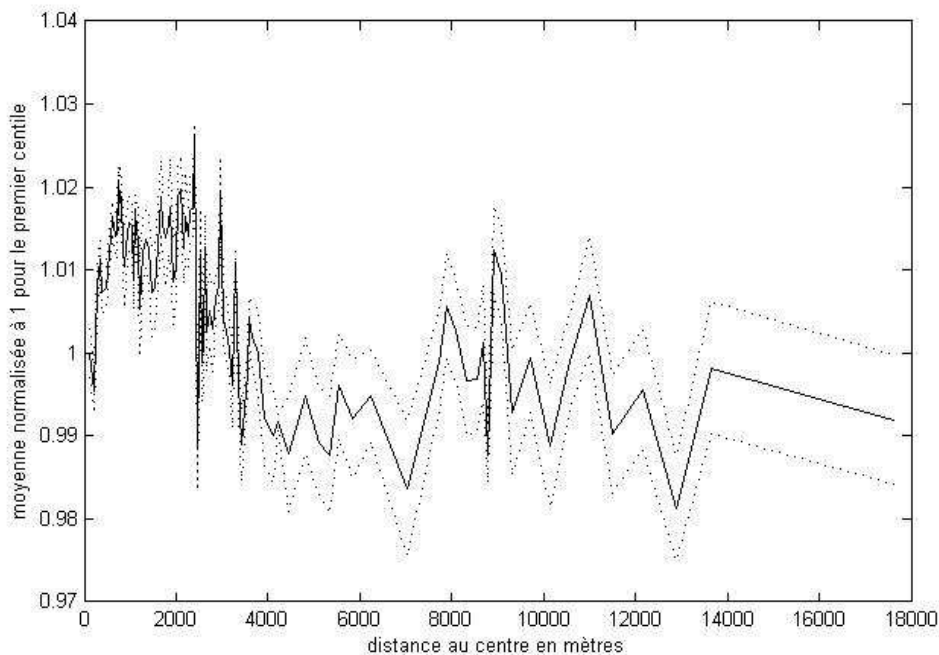


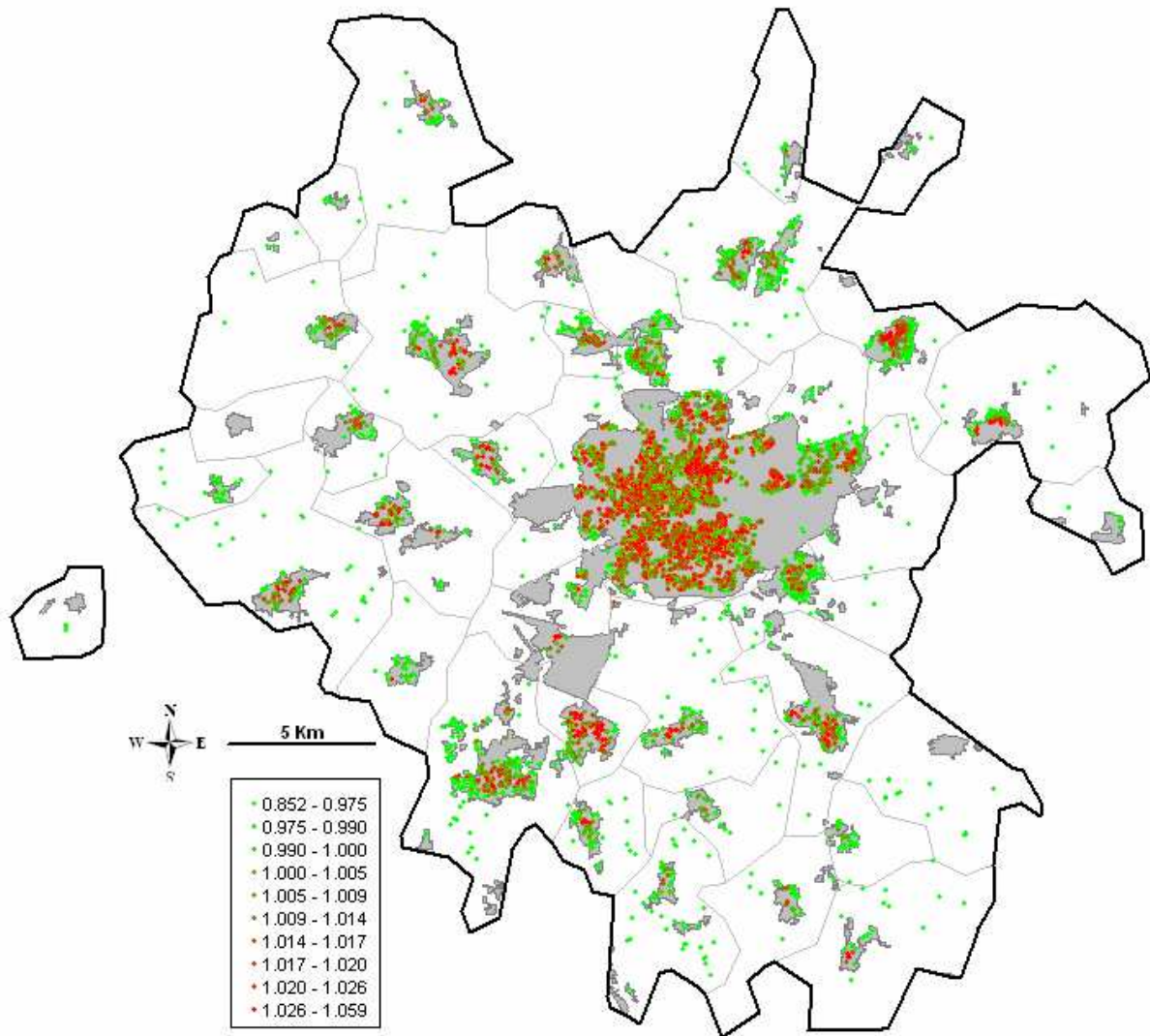
Figure 39

Valeur moyenne (plus ou moins deux écarts types) de la composante « paysagère » de l'indice de service de logement selon la distance au centre de Rennes



La composante « paysagère » s'avère également peu sensible à la distance au centre de Rennes (Figure 39). Les écarts sont au maximum de plus ou moins 3% par rapport aux logements de l'hyper-centre et, même si une légère tendance à la baisse semble se dégager, l'impression générale est que la variation de la moyenne de la composante « paysagère » avec la distance au centre est assez erratique. La Figure 40 peut aider à avoir une vision moins contrainte par la notion de distance au centre de la relation entre la composante « paysagère » de l'indice et la localisation du bien. Même si, une fois encore, il convient de préciser que l'amplitude de variation de la composante est très faible, la Figure 40 semble confirmer une plus forte concentration des biens caractérisés par une composante paysagère élevée sur la commune de Rennes par rapport au reste de Rennes Métropole. Sans surprise, la concentration paraît tout particulièrement forte sur le quartier Sévigné (quartier de maisons de maîtres situé juste au nord-est du parc du Thabor repérable à la Figure 40 par la tache grise sans mutation légèrement au nord du centre de Rennes). De manière plus intéressante, la Figure 40 montre également que les quartiers de grands ensembles situés au sud et à l'ouest de la commune de Rennes ne peuvent pas être considérés comme des quartiers défavorisés du point de vue paysager. De fait, la connaissance du terrain confirme que ces quartiers comportent de nombreux espaces verts ainsi que des avenues largement boisées. Enfin, la Figure 40 montre de manière flagrante qu'aucune des mutations situées en dehors de la tache urbaine n'est associée aux valeurs les plus fortes de la composante paysagère. Le type de paysage valorisé ne semble donc pas être un paysage purement campagnard mais au contraire un paysage mixte au sein même de la tache urbaine, qu'il s'agisse du cœur de l'agglomération aussi bien que des communes périurbaines.

Figure 40
Valeur de la composante « paysagère » de l'indice de service de logement (normalisée à 1 pour la moyenne) sur Rennes Métropole



3.3.3. Transcription des inégalités de revenu dans l'espace et composante « non observée objective » du niveau de service de logement.

La composante « non observée et objective » de l'indice de service de logement a un profil qui, bien que correspondant à des variations d'amplitudes modérées (jusqu'à 10% d'écart par rapport au premier centile de revenu ou à la distance au centre), est assez net et facilement interprétable. Cette composante a une tendance baissière avec le centile de la distribution de revenu (Figure 41) mais également avec la distance au centre (Figure 42). La tendance baissière avec la distance au centre s'explique très probablement par le fait que les caractéristiques locales non observées sont en lien avec la proximité des services publics locaux (équipements culturels, équipements pour la petite enfance, centres d'enseignement notamment) et des services privés (commerces de détail, cinémas, bars et restaurants...) ²⁵. En effet, la distance des logements à ces équipements et services n'a pas été explicitement introduite et son effet se trouve ainsi capté dans la composante « non observée objective » des caractéristiques de l'environnement. La tendance baissière avec le centile de la distribution des revenus (Figure 41) se comprend aisément une fois mise en parallèle avec les éléments géographiques et la localisation des grandes surfaces habitables. En effet, une fois de plus, la recherche de grandes surfaces habitables pousse les ménages aisés à s'éloigner du centre même si c'est au prix d'une moindre valeur de la composante « non observée objective » du niveau de service offert par le bien immobilier ; la perte de niveau de service associée à une baisse de cette composante étant plus que contrebalancée par l'accès à de grandes surfaces habitables. Il n'y a donc pas de transcription des inégalités de revenu en termes de composante « non observée objective » des niveaux de service de logement.

La cartographie de la composante non observée objective (Figure 43) montre un découpage très net entre le nord de la ville de Rennes où elle est élevée et tout le reste de Rennes Métropole où elle est faible. Si les frontières ouest nord et est de la zone la plus favorisée en la matière semblent à peu de choses prêt assimilables aux limites de la tache urbaine, la frontière sud est quant à elle donnée par le tracé de la ligne de chemin de fer. En effet, le réseau ferré principal (identifiable à la Figure 43 par la bande grisée traversant la ville de Rennes d'est en ouest) est connu comme marquant une frontière géographique importante dans l'esprit des rennais. A l'époque de sa construction, ce réseau a été construit à la limite sud de la ville. Il marque donc aujourd'hui une limite du cœur historique de Rennes où se concentre l'essentiel des petits commerces et magasins ainsi que la bâti d'intérêt historique. On peut donc probablement considérer que la composante non observée et objective de l'indice de service de logement capte avant tout l'appartenance au centre animé et historique de Rennes métropole.

²⁵ Les équipements sportifs semblent, eux, nettement moins concentrés sur le centre de Rennes Métropole.

Figure 41

Valeur moyenne (plus ou moins deux écarts types) de la composante « non observée objective » de l'indice de service de logement par centile de la distribution des revenus

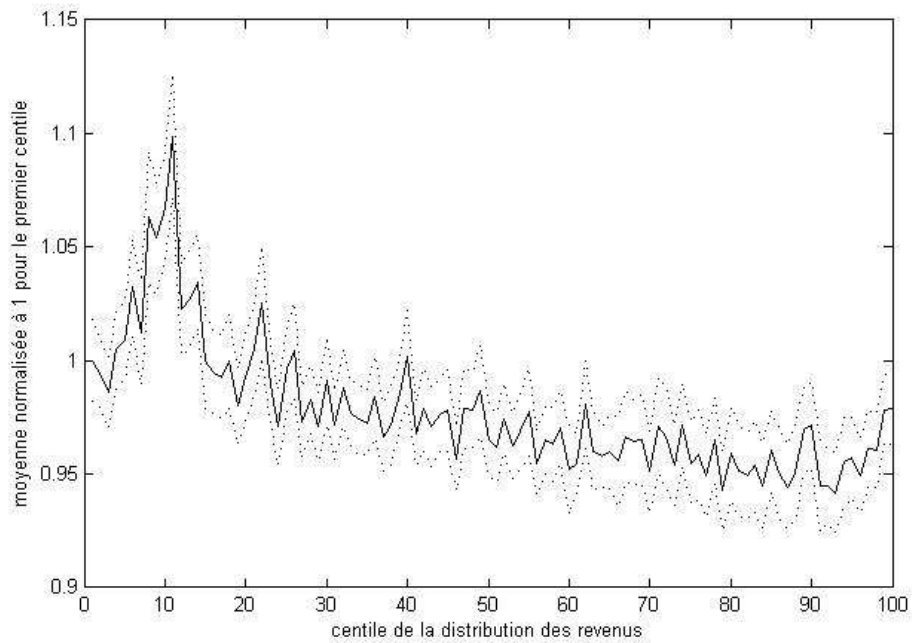


Figure 42

Valeur moyenne (plus ou moins deux écarts types) de la composante « non observée objective » de l'indice de service de logement selon la distance au centre de Rennes

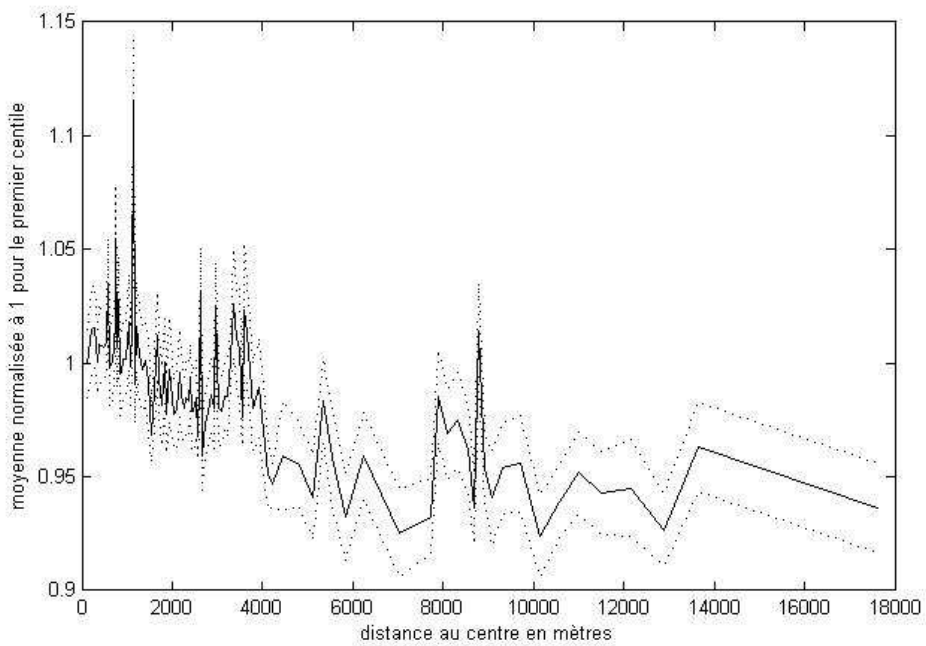
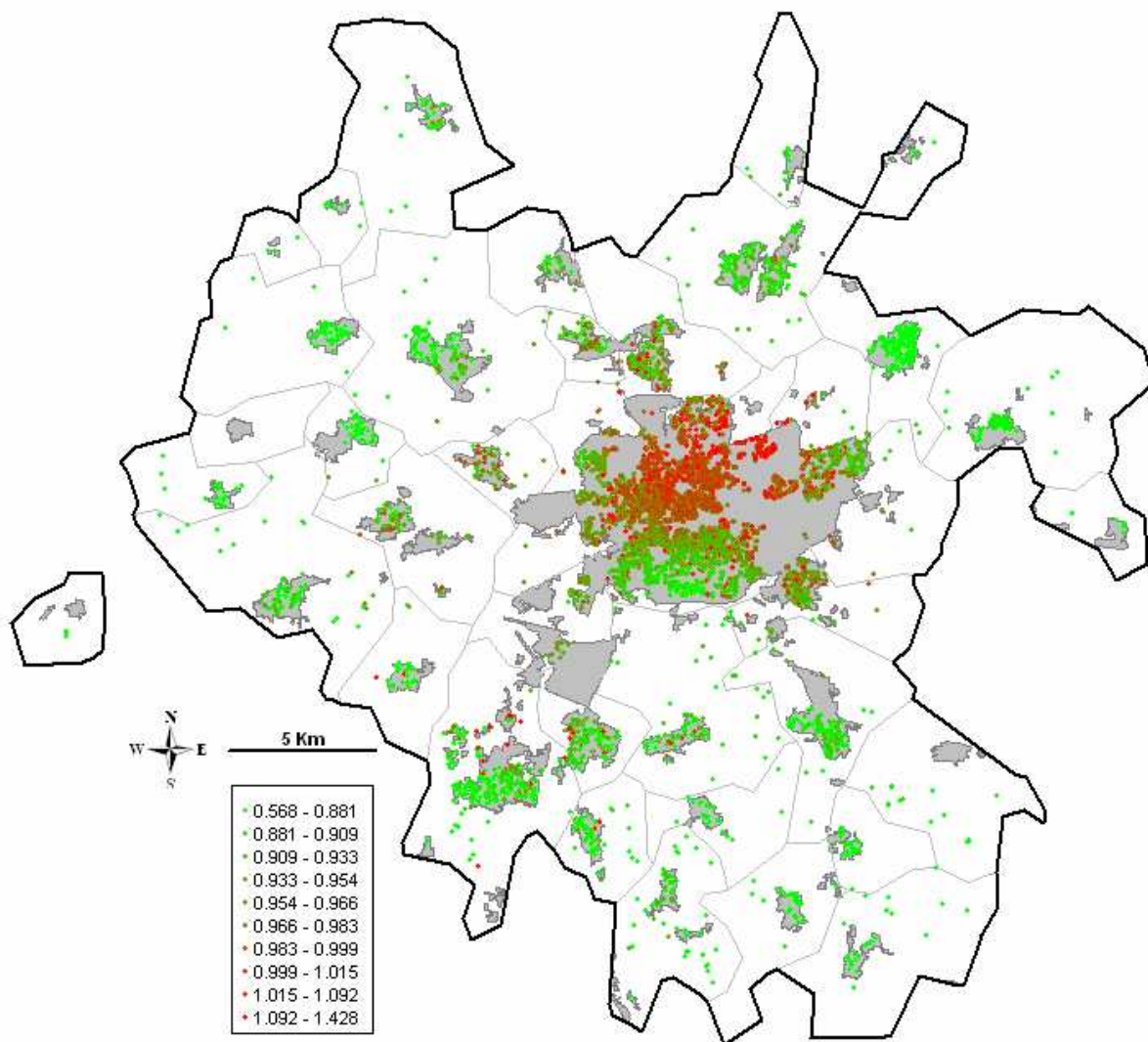


Figure 43
Valeur de la composante « non observée objective » de l'indice de service de logement (normalisée à 1 pour la moyenne) sur Rennes Métropole



3.3.4. Transcription des inégalités de revenu dans l'espace et composante « non observée subjective » du niveau de service de logement.

Contrairement à toutes les composantes précédemment étudiées (sauf la surface habitable), la composante « non observée subjective » de l'indice de service de logement augmente avec le centile de la distribution de revenu et la distance au centre. Ce résultat est sans surprise. En effet, cette composante capte la qualité de l'environnement « social », très directement liée au revenu selon la théorie des prix hédoniques. La recherche d'une ségrégation spatiale, les ménages privilégiant le fait d'habiter au milieu d'un voisinage aisé toutes choses égales par ailleurs, conduit naturellement à ce que les ménages les plus riches habitent à côté de leurs pairs. C'est ce principe d'agglomération selon le revenu que traduit la Figure 44 : les ménages les plus riches bénéficient d'un environnement dont la composante « subjective », fondée sur le revenu moyen du voisinage, est élevée. C'est également sans surprise que le profil d'évolution de la composante « non observée subjective » de l'indice de service de logement en fonction de la distance au centre reproduit celui des valeurs vénales (Figure 45). Ce fait résulte de la conjonction, d'une part, de la forte dépendance entre la composante « non observée subjective » et la moyenne des valeurs vénales dans le voisinage d'un bien et, d'autre part, le regroupement des ménages sur des critères de revenu *per se*.

Figure 44

Valeur moyenne (plus ou moins deux écarts types) de la composante « non observée subjective » de l'indice de service de logement par centile de la distribution des revenus

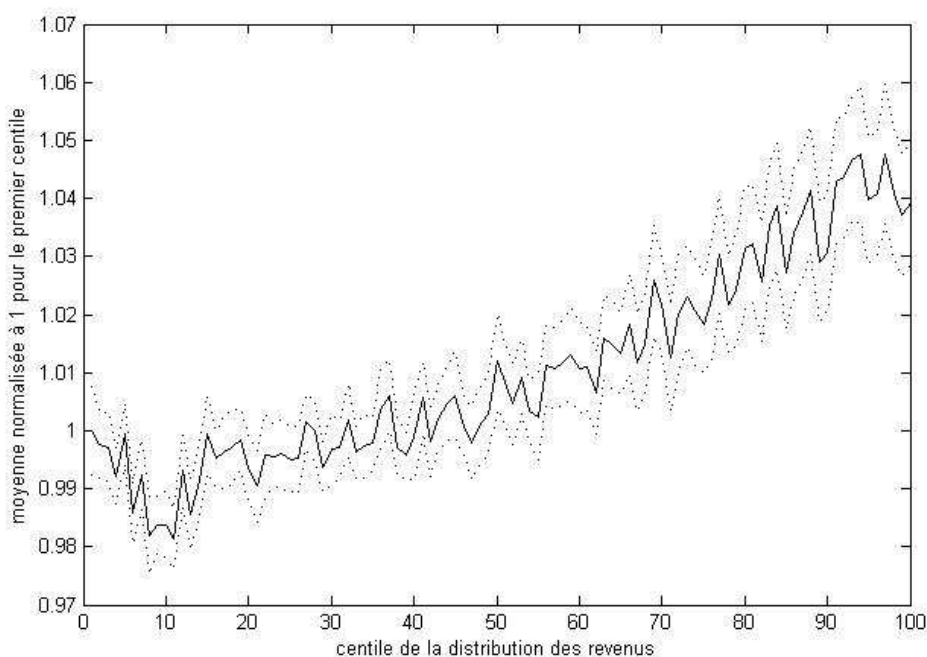
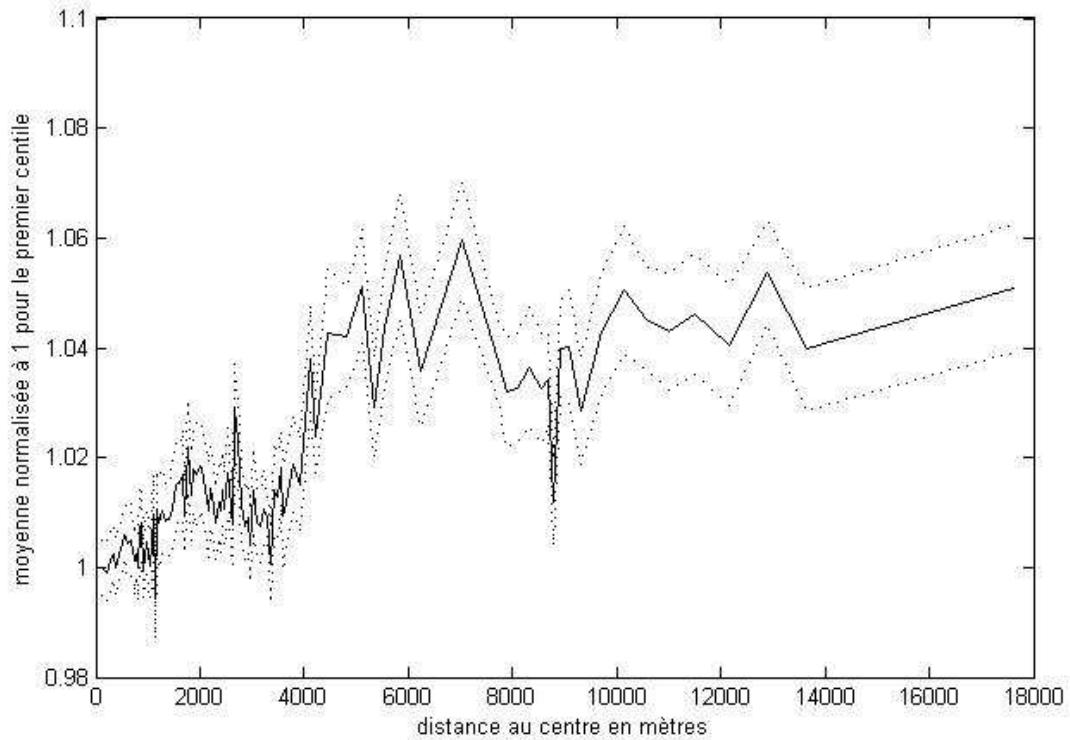


Figure 45

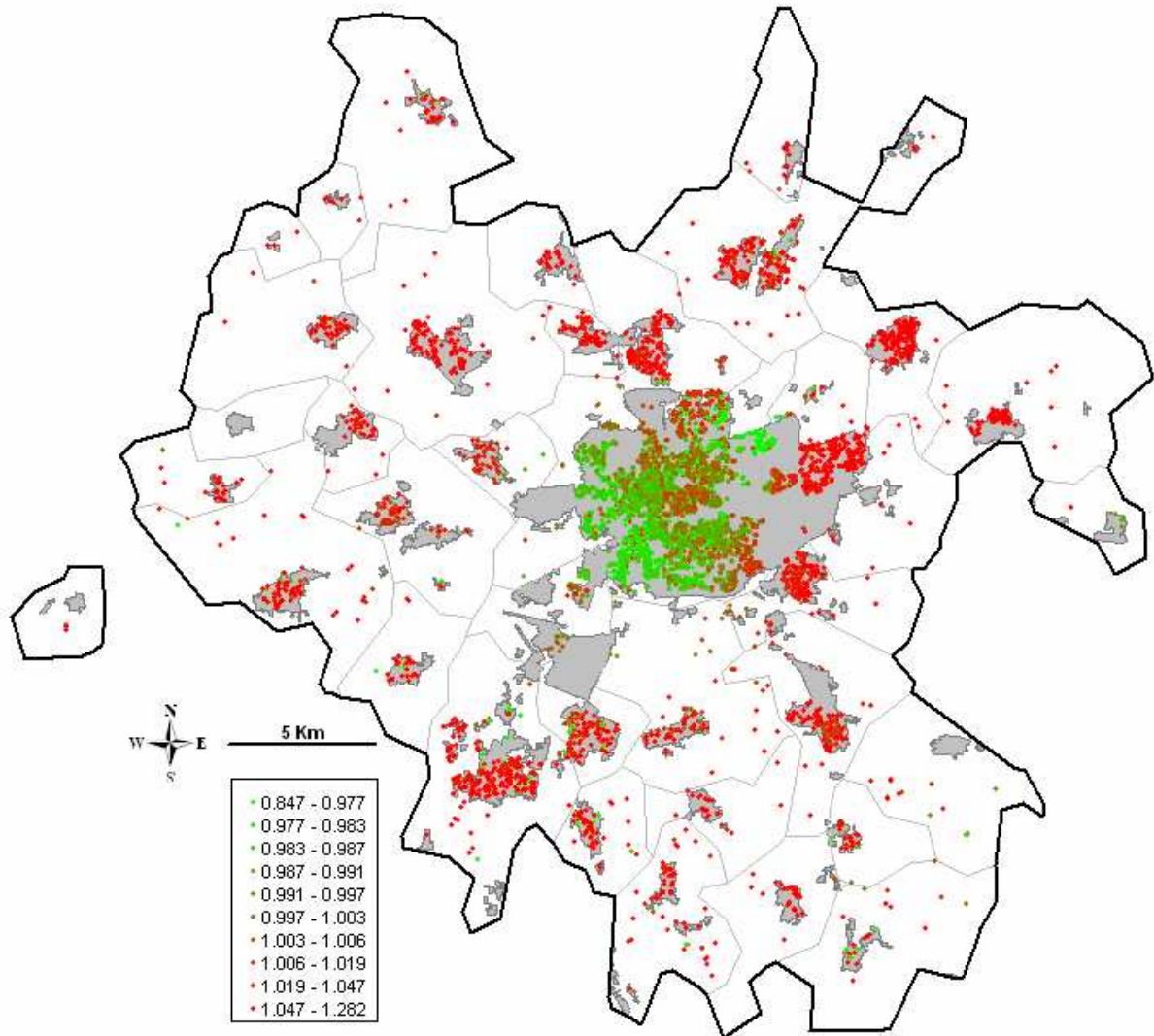
Valeur moyenne (plus ou moins deux écarts types) de la composante « non observée subjective » de l'indice de service de logement selon la distance au centre de Rennes



La Figure 46 permet de préciser la forme de cette ségrégation spatiale. Une rupture très nette apparaît entre, d'une part, l'ouest et le sud de la ville de Rennes (quartiers de grands ensembles de Villejean, Cleunay et de ce qui est communément appelé la « ZUP Sud ») et, d'autre part, le reste de la ville de Rennes et surtout toutes les communes périphériques de Rennes.

Figure 46

Valeur de la composante « non observée subjective » de l'indice de service de logement (normalisée à 1 pour la moyenne) sur Rennes Métropole



CONCLUSION

La réflexion théorique menée à l'occasion de cette recherche s'appuie sur le concept de prix hédonique. En revenant au principe même de prix hédonique, c'est-à-dire à la mise en adéquation *via* le processus d'échange marchand entre une hétérogénéité de l'offre et une hétérogénéité de la demande, elle permet de préciser le lien entre le revenu des ménages et leurs choix de localisation. La méthode des prix hédoniques s'avère ainsi particulièrement adéquate pour étudier la transcription spatiale des inégalités de revenu. L'approfondissement de la méthode des prix hédoniques effectué ici a conduit à proposer l'estimation d'un indice de service de logement associé à chaque bien immobilier. L'intérêt de cet indice est d'offrir une mesure des disparités entre logements qui n'est pas biaisée par la distribution des revenus des acquéreurs, contrairement aux valeurs vénales. Il est ainsi montré que les valeurs vénales surestiment en fait les disparités entre logements et, par suite, les conséquences des inégalités de revenus. Ce sont donc les valeurs de cet indice, et non pas les valeurs vénales comme dans la méthode usuelle des prix hédoniques, qui ont ensuite été expliquées par les caractéristiques intrinsèques et environnementales (observées ou non, objectives ou subjectives) des biens immobiliers.

Le modèle explicatif des valeurs de l'indice de service de logement a été estimé par les techniques de l'économétrie spatiale afin de tirer parti de la dimension spatio-temporelle des données utilisées. Partant de cette estimation, l'indice de service de logement peut être décomposé en plusieurs éléments. Les résultats mettent en évidence que la composante paysagère de cet indice ne connaît pas de variations sensibles en fonction du niveau de revenu de l'acquéreur. Les inégalités de revenu ne se traduisent donc pas en inégalités face à la qualité paysagère, au moins dans le cas de Rennes Métropole qui est la zone géographique retenue pour cette étude. Il s'avère que les inégalités de revenus se traduisent pour l'essentiel dans la surface habitable des logements. En outre, les biens disposant de grandes surfaces habitables sont majoritairement offerts à distance du centre urbain. Il en résulte que les ménages les plus aisés cherchent à se localiser loin du centre pour bénéficier d'une grande surface habitable, quitte à ce que l'avantage qu'ils en retirent soit en partie contrebalancé par une moindre qualité paysagère ou autre du bien acquis. Ce résultat n'est pas nécessairement un constat d'échec des politiques d'aménagement de l'espace. Il peut notamment provenir de ce que beaucoup a déjà été fait sur Rennes Métropole pour améliorer l'environnement paysager, voire l'environnement au sens large (y compris en termes d'accès aux services publics et privés locaux), des biens intrinsèquement les moins valorisés. Il signifie en revanche que l'action la plus efficace pour aller plus loin dans la redistribution « en nature » en matière d'immobilier consisterait à agir désormais sur les surfaces habitables. Un moyen d'aller dans ce sens consisterait à conditionner l'octroi de permis de construire pour les grands programmes immobiliers du centre ville à une limitation des lots de petite taille et, à l'inverse, à limiter la surface habitable pour les lotissements situés dans le périurbain.

Annexe A. Le modèle de base

A.1. Formulation de la demande de logement

On considère que la satisfaction retirée par un individu de son logement et de sa consommation est la somme actualisée des niveaux de satisfaction retirés à chaque date, l'actualisation se faisant au taux de préférence pour le présent ρ . Le niveau de satisfaction retirée à chaque date est représenté par une fonction de type Cobb Douglas, c'est à dire pour laquelle la satisfaction est une moyenne géométrique de poids α et $1-\alpha$ (avec $\alpha \in]0, 1[$) du niveau de service H retiré du logement et du niveau de consommation x en autres biens. L'acquisition d'un logement fournissant un niveau de service H dépendant de ses caractéristiques coûte $V(H)$ où V est la fonction dite de prix hédonique, c'est à dire donnant non pas un prix unitaire invariant du bien immobilier mais son prix en fonction de ses caractéristiques. On considère pour simplifier que l'horizon temporel des individus est suffisamment long pour être correctement approximé par un horizon infini. Le financement de l'acquisition du logement est réparti en annuités (remboursement d'emprunt par exemple) égales s'élevant chacune à A . La somme actualisée au taux d'intérêt r de ces annuités doit juste correspondre au coût de l'acquisition, soit $A/r = V(H)$. Outre ces annuités, on doit retirer du revenu annuel y supposé constant l'impôt local assis sur la valeur $V(H)$ du bien immobilier. Pour un taux d'imposition local sur le foncier égal à τ , le revenu restant pour la consommation en autres biens est ainsi donné par $y - A - \tau V(H) \geq 0$. En ré-exprimant A en fonction de la valeur du bien immobilier, on obtient $y - (r + \tau)V(H) \geq 0$. Compte tenu de ces précisions, l'objectif de maximisation de la satisfaction inter-temporelle de l'individu par rapport au type de logement qu'il acquiert revient à résoudre le programme suivant :

$$\text{Max}_H \sum_{t=0}^{\infty} \frac{1}{(1+\rho)^t} H^\alpha (y - (r + \tau)V(H))^{1-\alpha} \quad (\text{A.1})$$

La condition du premier ordre caractérisant la solution H^* à ce programme donne

$$V_H(H) = \frac{1}{r + \tau} \left(\frac{\alpha}{1 - \alpha} \frac{y - (r + \tau)V(H)}{H} \right) \quad (\text{A.2})$$

où $V_H(H)$ désigne la fonction de prix hédonique marginale. Comme le membre de droite de cette condition est positif, cette fonction de prix hédonique marginale est elle même positive. Par conséquent, le prix du bien immobilier est nécessairement croissant avec le niveau de service de logement. L'étude de la statique comparative de la condition (A.2) permet de caractériser l'évolution de niveau de service de logement souhaité en fonction du niveau de revenu :

$$\frac{dH^*}{dy} = \frac{1}{r + \tau} \left(\frac{\alpha}{V_H(H) + (1 - \alpha)H V_{HH}(H)} \right) \quad (\text{A.3})$$

où $V_{HH}(H)$ désigne la dérivée seconde de la fonction de prix hédonique marginale. Le terme entre parenthèses de l'expression donnée en (A.3) est positif dès lors que la condition du second ordre pour que la solution H^* à la condition du premier ordre (A.2) corresponde bien à un maximum est satisfaite. Il en résulte que $dH^*/dy > 0$. On vérifie donc bien le résultat *a priori* attendu selon lequel le niveau de service de logement souhaité est d'autant plus élevé que le niveau de revenu annuel est lui-même élevé. Ce résultat est fondamental car il souligne qu'il y a une reproduction des inégalités de revenu dans le logement. Dès lors que le niveau de service de logement ne dépend pas uniquement des caractéristiques intrinsèques du logement (surface habitable...) mais également de sa localisation (distances à un centre ville et aux commerces par exemple) et/ou de son environnement (proximité de sources de pollution ou au contraire de sources d'aménités comme des parcs arborés), les inégalités de revenu se traduisent alors aussi par un phénomène de ségrégation spatiale. Ce point sera examiné plus en détails par la suite. Il convient au préalable de préciser le mécanisme d'ajustement entre demande et offre sur le marché immobilier.

A.2. L'équilibre du marché immobilier

Compte tenu des délais de construction et de l'importance du stock de logements anciens par rapport aux logements nouvellement construits nous nous plaçons dans un contexte où l'offre de logements est fixe. En première analyse et par commodité calculatoire, on suppose plus précisément que le niveau de service de logement est distribué uniformément entre des bornes inférieures et supérieures notées respectivement H_{\min} et H_{\max} de sorte que la fonction de densité associée est donnée par

$$\phi(H) = \frac{1}{H_{\max} - H_{\min}} \quad (\text{A.4})$$

Cette hypothèse implique que chaque valeur du niveau de service entre ces deux bornes caractérise une même proportion de logements. Cette distribution du niveau de service de logement disponible définit l'offre en logement.

A l'inverse, la demande en logement se définit par une distribution du niveau de service de logement souhaité par les différents individus. Compte tenu du lien étroit mis en évidence entre le niveau de revenu des individus et le niveau de service de logement qu'ils souhaitent, la distribution du niveau de service demandé se déduit de celle du revenu. Techniquement, elle s'obtient par changement de variable à partir de la relation (A.2) réécrite de sorte à exprimer le revenu en fonction du niveau de service :

$$y = g(H) \quad \text{avec} \quad g(H) = (r + \tau) \left(\frac{1 - \alpha}{\alpha} H V_H(H) + V(H) \right) \quad (\text{A.5})$$

Un point important est que la fonction $g(H)$ est croissante en H puisque sa réciproque est elle-même croissante en H (voir le commentaire de (A.3)). En effet, il en résulte que si le revenu des

individus est distribué entre les bornes inférieures et supérieures y_{\min} et y_{\max} selon la fonction de densité $f(y)$, alors l'indice de service de logement sera distribué entre les bornes $g^{-1}(y_{\min})$ et $g^{-1}(y_{\max})$ selon la fonction de densité $\varphi(H) = f(g(H)) g_H(H)$ où $g_H(H)$ est la dérivée de $g(H)$. Si, toujours en première analyse et par commodité calculatoire, on suppose que le revenu individuel est distribué uniformément entre y_{\min} et y_{\max} (donc que $f(y)$ prend une valeur constante égale à $1/(y_{\max} - y_{\min})$) alors on obtient

$$\varphi(H) = \frac{r + \tau}{y_{\max} - y_{\min}} \left(\frac{1 - \alpha}{\alpha} H V_{HH}(H) + \frac{1}{\alpha} V_H(H) \right) \quad (\text{A.6})$$

Conformément à l'analyse des prix hédoniques formulée par Rosen [1974], l'équilibre sur le marché immobilier requiert qu'il y ait une correspondance parfaite entre la distribution du niveau de service disponible du côté de l'offre et la distribution du niveau de service souhaité du côté de la demande. C'est la fonction de prix hédonique qui assure cet ajustement en conditionnant la forme de la fonction de densité $\varphi(H)$ du côté de la demande de sorte qu'elle ait la même expression que la fonction de densité $\phi(H)$ du côté de l'offre. En utilisant les expressions (A.4) et (A.6), cette règle d'égalisation entre $\varphi(H)$ et $\phi(H)$ permet de caractériser la fonction de prix hédonique par l'équation différentielle suivante :

$$\frac{1 - \alpha}{\alpha} (r + \tau) H V_{HH}(H) + \frac{r + \tau}{\alpha} V_H(H) - \frac{y_{\max} - y_{\min}}{H_{\max} - H_{\min}} = 0 \quad \forall h \in [H_{\min}, H_{\max}] \quad (\text{A.7.a})$$

Il faut d'autre part imposer que la borne inférieure $g^{-1}(y_{\min})$ associée à la fonction de densité $\varphi(H)$ coïncide avec la borne inférieure H_{\min} associée de la fonction de densité $\phi(H)$. Cette condition revient à dire que la relation (A.2) caractérisant le choix optimal d'un individu de revenu y est vérifiée pour l'individu disposant du revenu le plus faible et que celui ci choisira le bien immobilier fournissant le niveau de service le plus faible :

$$V_H(H_{\min}) = \frac{1}{r + \tau} \left(\frac{\alpha}{1 - \alpha} \frac{y_{\min} - (r + \tau)V(H_{\min})}{H_{\min}} \right) \quad (\text{A.7.b})$$

Une fois cette condition (A.7.b) imposée, le fait que $\varphi(H)$ et $\phi(H)$ sont deux fonctions de densité identiques implique d'emblée que le même type de condition est vérifiée pour l'individu de revenu y_{\max} avec le logement de niveau de service H_{\max} . Sachant en outre que le niveau de service H est croissant avec le niveau de revenu y on sait que, d'une manière générale, les $z\%$ d'individus ayant les revenus les plus faibles se logeront dans les $z\%$ de logements ayant le niveau de service le plus faible. La condition (A.7.b) peut de ce fait être qualifiée de « condition de tri » des individus. Avec l'équation différentielle (A.7.a), cette condition suffit à caractériser intégralement la fonction de prix hédonique marginal $V_H(H)$. Pour obtenir la fonction de prix hédonique il faut y adjoindre une seconde condition spécifiant le niveau du prix pour au moins un des niveaux de service disponible. Afin de bien comprendre le raisonnement économique sous jacent à ce choix mais aussi faciliter le passage à un modèle plus élaboré avec des distributions de revenu et/ou de niveau de service de logement qui ne sont pas uniformes, il est commode de

supposer pour l'instant que le prix pour un niveau de service H_{\min} prend une valeur donnée V_{\min} :

$$V(H_{\min}) = V_{\min} \quad (\text{A.7.c})$$

On vérifie que la fonction de prix hédonique a alors pour expression

$$V(H; V_{\min}) = \frac{1}{(r + \tau)(H_{\max} - H_{\min})} \left[(H_{\max} y_{\min} - H_{\min} y_{\max}) + H^{-\alpha} (y_{\max} - y_{\min}) + H^{-\frac{\alpha}{1-\alpha}} H_{\min}^{\frac{\alpha}{1-\alpha}} \left((r + \tau) V_{\min} (H_{\max} - H_{\min}) - (H_{\max} y_{\min} - H_{\min} y_{\max}) - \alpha H_{\min} (y_{\max} - y_{\min}) \right) \right] \quad (\text{A.8})$$

Afin de bien souligner que la fonction de prix hédonique est paramétrée par V_{\min} , cette valeur est volontairement introduite comme argument de la fonction dans l'expression (A.8). La valeur V_{\min} retenue peut conduire à une simplification substantielle de l'expression (A.8). C'est tout particulièrement vrai si V_{\min} est inversement proportionnelle à $r + \tau$, ce qui conduit à un résultat important quant au phénomène dit de capitalisation fiscale.

A.3. Capitalisation fiscale et ségrégation par le revenu

La particularité du marché immobilier est de transcrire en termes de valeur vénale des biens immobiliers tout ce qui est relatif à leur environnement spatial. C'est vrai des sources d'aménités ou de nuisances mais aussi des caractéristiques administratives, légales et fiscales. Le fait par exemple pour une commune d'appartenir à une structure de coopération intercommunale peut avoir une incidence en termes de qualité et d'efficacité de la gestion de certains services publics locaux et donc se traduire par un meilleur service de logement (au sens d'une amélioration de l'environnement administratif) et par suite induire des valeurs vénales plus élevées. De même les droits ou obligations légales accompagnant la propriété foncière, par exemple les droits de passage, influent sur les valeurs vénales des biens immobiliers. Finalement, la fiscalité de la collectivité locale où se situe un bien immobilier affecte, toutes choses égales par ailleurs, les valeurs vénales. Ce dernier point caractérise le phénomène de capitalisation fiscale. Il a été tout particulièrement étudié dans la mesure où toute action des pouvoirs publics locaux requiert un financement qui est assis, dans le cas français, sur les valeurs locatives administratives (tarif locatif du 1^{er} janvier 1970 régulièrement actualisé) et, dans le cas de bien d'autres pays (aux Etats Unis par exemple) directement sur les valeurs vénales immobilières. Le résultat fondamental en la matière a été mis en évidence par Yinger [1982]. Il stipule que la valeur vénale des biens immobiliers peut être assimilée à la somme actualisée d'annuités $A(H)$ indépendantes de la fiscalité, cette dernière n'affectant que le taux d'actualisation. Autrement dit, la capitalisation fiscale opère différemment de la capitalisation des sources de nuisances ou d'aménités et des caractéristiques intrinsèques du bien qui, à l'inverse, affecte exclusivement les annuités $A(H)$

sans affecter le taux d'actualisation. La valeur vénale $V(H)$ d'un bien immobilier peut par conséquent s'écrire sous la forme

$$V(H) = \frac{A(H)}{r + \tau} \quad (\text{A.9})$$

Ce résultat a toutefois été mis en évidence par Yinger [1982] dans un contexte différent de celui retenu ici. En effet, l'approche de Yinger [1982] est locale mais pas spatiale au sens où l'auteur considère que les caractéristiques d'environnement des biens immobiliers sont strictement identiques pour tous les biens se situant au sein d'une même juridiction. Seule compte donc la localisation, c'est à dire la juridiction à laquelle appartient le bien. Cette hypothèse se justifie par le souci de l'auteur de se focaliser sur l'influence de la dépense publique locale. Toutefois, au sein d'une même juridiction aucun bien immobilier ne se trouve au même point de l'espace et, donc, à distance identique des sources de nuisances ou d'aménités (y compris les services publics locaux). La distinction entre approches locale et spatiale n'est pas que sémantique. En effet son incidence en termes de ségrégation par le revenu est importante.

Dans l'approche locale de Yinger [1982], puisque seules les caractéristiques intrinsèques des logements d'une même juridiction les différencient, les annuités dont la valeur vénale est la somme actualisée peuvent elles mêmes se décomposer en un produit de deux termes : le niveau H du service de logement qui dépend exclusivement de ses caractéristiques intrinsèques et le prix unitaire P du service de logement. Ce prix unitaire dépend de la juridiction où se situe le logement du fait de la différence d'offre de biens publics locaux qui, quant à elle, affecte directement la satisfaction des individus²⁶. Dans le cas où il n'existe qu'une seule juridiction, les différences de revenu entre individus se traduisent uniquement par une différence des caractéristiques intrinsèques des logements acquis telle que le niveau de service de logement H pour les individus les plus riches est plus élevé. Aucun phénomène de ségrégation spatiale par le revenu ne peut être mis en évidence. Pour qu'un tel phénomène apparaisse, il faut considérer que les individus sont parfaitement mobiles et ont à formuler un choix de localisation entre plusieurs juridictions. Ce choix s'opère notamment sur la base des différences d'offre de biens publics locaux et de taux d'imposition sur l'immobilier qui l'accompagne. C'est à ce niveau que la ségrégation par le revenu peut apparaître puisque, à préférences identiques, les individus les plus riches vont opter pour les juridictions offrant plus de bien public. Comme en outre Yinger [1982] suppose que l'offre en terme de caractéristiques intrinsèques des logements n'est pas fixe mais s'ajuste à la demande, les individus opèrent selon lui simultanément un choix de service intrinsèque de logement (choix du niveau de H) et un choix de niveau de bien public local et de fiscalité. Dès lors que les individus ne se distinguent que par leur revenu, tous les individus ayant un même revenu forment exactement les mêmes choix et se concentrent donc dans une même juridiction. La ségrégation par le revenu est alors extrême puisque chaque juridiction regroupera des individus parfaitement homogènes. L'approche locale de Yinger [1982] conduit ainsi à deux résultats diamétralement opposés en termes de ségrégation par le revenu selon qu'il y a simultanément mobilité de individus et multiplicité des juridictions ou non. A l'inverse de

²⁶ Au sens où elle intervient directement comme argument de la fonction d'utilité et non pas indirectement comme argument du niveau de service de logement.

l'approche locale de Yinger [1982], l'approche spatiale conclut à une ségrégation selon le revenu qu'il y ait ou non simultanément mobilité des individus et multiplicité des juridictions, cette ségrégation n'étant toutefois pas incompatible (sauf cas très particulier) avec une certaine mixité en termes de revenu au sein des juridictions quand celles ci sont multiples et les individus mobiles.

Le principe de ségrégation dans l'approche spatiale a déjà été mis en évidence pour le cas d'une juridiction unique (la mobilité ou non des agents n'ayant alors pas d'importance). En effet (*cf* le point A.1), on sait qu'il y a un lien univoque entre niveau de service de logement offert et niveau de revenu de l'acquéreur, le premier niveau étant influencé par la distance aux sources d'aménités et de nuisances situées dans l'espace d'une même juridiction. Même si les individus n'ont pas le choix entre plusieurs juridictions ils peuvent donc néanmoins d'autant plus se rapprocher des sources d'aménités et s'éloigner des sources de nuisances qu'ils ont un revenu élevé. Il est intéressant de vérifier que le principe de capitalisation fiscale de Yinger [1982] reste vérifié dans ce contexte. L'analyse s'appuie sur le fait que, selon l'expression du niveau de satisfaction inter-temporelle tel que donné en (A.1), la satisfaction d'un individu admet une borne inférieure nulle atteinte notamment lorsque le niveau de service de logement H est nul. Confronté à une offre de logement, tout individu peut, au pire, arbitrer entre accepter cette offre ou sortir du marché. Cette dernière possibilité revient à devenir « Sans Domicile Fixe » en optant pour un niveau nul de service de logement et un niveau de satisfaction nul. Ayant connaissance de ce possible arbitrage et du lien univoque entre niveau de service de logement offert et niveau de revenu de l'acquéreur, tout offreur d'un logement caractérisé par le service de logement minimal H_{\min} ne peut espérer vendre (ou louer) son bien qu'à condition d'assurer à un acquéreur disposant du revenu minimum y_{\min} un niveau de satisfaction inter-temporelle au moins égal à ce que ce dernier peut obtenir en sortant du marché²⁷. Ce niveau de satisfaction est notamment atteint lorsque le vendeur extrait tout le surplus de l'acquéreur en exigeant un prix égal à $y_{\min}/(r + \tau)$. Cela revient à poser que $V_{\min} = y_{\min}/(r + \tau)$ dans la condition (A.7.c) de sorte que dans l'expression (A.8) du prix hédonique le terme $r + \tau$ n'apparaît plus qu'au dénominateur. C'est précisément le principe de capitalisation fiscale de Yinger [1982].

Avant de discuter de la ségrégation par le revenu dans l'approche spatiale avec multiplicité des juridictions et mobilité des individus, il est utile de vérifier que le principe de capitalisation fiscale de Yinger [1982] s'y applique également. Le résultat s'obtient plus aisément que dans le cas précédent en s'appuyant sur un principe d'absence de possibilité d'arbitrage entre juridictions de la part des individus. La différence de raisonnement par rapport au modèle de Yinger [1982] vient de ce que l'offre de biens publics locaux étant spatialisée (par exemple les distances à la piscine municipale, aux écoles publiques ou aux arrêts de bus publics comptent), celle ci n'affecte qu'indirectement la satisfaction à travers le niveau de service de logement H et non pas directement. Dès lors, à niveau de service de logement H identique, deux logements situés dans deux juridictions différentes ne diffèrent que par le taux d'imposition appliqué dans chaque juridiction. Il ne peut y avoir équilibre du marché immobilier qu'à condition que les individus soient juste indifférents entre ces deux logements, donc que la valeur vénale compense de manière exacte la différence de taux d'imposition. Si tel n'était pas le cas, tout individu mobile

²⁷ C'est à dire le niveau de satisfaction dit « de réserve ».

chercherait à passer de la juridiction où le taux d'imposition est le plus fort à celle où il est le plus faible. L'expression de la satisfaction inter-temporelle donnée en (A.1) montre qu'une telle indifférence ne peut apparaître qu'à la condition que la valeur vénale prenne la forme (A.9) et, par suite, que le taux d'imposition n'affecte plus la satisfaction. Or l'expression (A.9) définit précisément le principe de capitalisation fiscale de Yinger [1982]. En reprenant le raisonnement effectué dans le cas d'une unique juridiction et en l'appliquant à l'ensemble géographique formé de toutes les juridictions, on obtient en outre que la valeur V_{\min} à utiliser dans la condition (A.7.c) correspond également à l'expression $y_{\min}/(r + \tau)$, elle-même conforme à la forme générale (A.9) de la fonction de prix hédonique. Il en résulte que, dans l'approche spatiale, la fonction de prix hédonique est identique qu'il y ait ou non multiplicité des juridictions et mobilité des individus. L'intérêt de mettre en évidence le principe de capitalisation fiscale de Yinger [1982] dans ce contexte est que, comme on l'a déjà souligné, il implique la neutralisation en termes de satisfaction des individus des différences de taux d'imposition entre juridictions. Les individus n'ont donc *de facto* qu'à arbitrer en matière de niveau de service de logement qu'ils souhaitent. Dès lors que l'offre de service de logement par juridiction est fixe et ne se restreint pas à une unique valeur de ce niveau, des individus de revenus différents pourront se localiser dans une même juridiction. Le résultat est immédiat dans le modèle de base si on suppose que le niveau de service de logement est identiquement distribué sur chaque juridiction. Dans le cas contraire, il est nécessaire de passer à une formulation plus générale du modèle car la distribution du niveau de service de logement sur l'ensemble des juridictions ne sera plus uniforme. C'est ce cas qui est envisagé dans l'Annexe B.

Annexe B. Construction et estimation du modèle général

B.1. Construction du modèle

Le mécanisme d'équilibrage du marché immobilier décrit en Annexe A (cf A.2) est un mécanisme général s'appliquant théoriquement à tout type de fonction de satisfaction intertemporelle et tout type de distribution des revenus aussi bien que des niveaux de service de logement. Si la fonction de satisfaction utilisée en Annexe A est usuelle et ne présente pas de caractère fondamentalement irréaliste, il n'en est pas de même des distributions de type uniforme introduites dans le modèle de base. En pratique, l'abandon de ce type de distribution conduit toutefois à une équation différentielle (A.7.a) de l'Annexe A généralement beaucoup plus complexe à résoudre²⁸. Techniquement, une manière de contourner ces difficultés calculatoires consiste à discrétiser les fonctions de distribution de revenu et de distribution du niveau de service et à construire de manière itérative et par morceaux la fonction de prix hédonique en utilisant le modèle de base de l'Annexe A.

La méthode de discrétisation revient à spécifier des distributions continues pour le revenu et le niveau de service, par exemple des distributions Log-normale et Gamma, puis à découper le domaine des valeurs possibles en sous intervalles correspondant aux quantiles (quartiles, déciles ou centiles selon le degré de précision souhaité). Par construction, chaque sous intervalle regroupe une même proportion des revenus ou des niveaux de service. On suppose ensuite qu'à l'intérieur de chaque sous intervalle la distribution est uniforme. A ce stade, il est utile de remarquer que l'expression (A.3) de l'Annexe A est correcte quelle que soient les fonctions de distribution. Il en est de même pour le résultat selon lequel le niveau de service de logement H^* souhaité par un individu est d'autant plus important que son revenu y est important. Une conséquence majeure pour la méthode de discrétisation est que les individus disposant d'un revenu dans le $x^{\text{jème}}$ sous intervalle (quantile) de la distribution des revenus acquerront les biens dont le niveau de service de logement appartient au $x^{\text{jème}}$ sous intervalle (quantile) de la distribution de ce niveau. On peut alors procéder au calcul itératif de la fonction de prix hédonique.

Pour le premier sous intervalle associé aux valeurs des revenus et du niveau de service les plus faibles, les distributions au sein du sous intervalle étant supposées uniformes on peut appliquer le modèle de base de l'Annexe A. L'expression (A.8) de l'Annexe A avec $V_{\min} = y_{\min}^0 / (r + \tau)$ (voir le paragraphe A.3) donne ainsi :

$$V^0(H) = \frac{1}{(r + \tau)(H_{\max}^0 - H_{\min}^0)} \left[(H_{\max}^0 y_{\min}^0 - H_{\min}^0 y_{\max}^0) + H_{\max}^0 \alpha (y_{\max}^0 - y_{\min}^0) + H_{\min}^0 \frac{\alpha}{1-\alpha} H_{\min}^0 \frac{\alpha}{1-\alpha} (1-\alpha) H_{\min}^0 (y_{\max}^0 - y_{\min}^0) \right] \quad (\text{B.1.a})$$

²⁸ Il semble, entre autres, très rare d'obtenir une forme linéaire pour cette équation différentielle.

où l'indice supérieur 0 (plus généralement l'indice supérieur i) pour $V(H)$, y_{\min} , y_{\max} , H_{\min} et H_{\max} renvoie à la fonction de prix hédonique et aux bornes inférieures et supérieures du revenu et du niveau de service sur le premier sous intervalle (plus généralement le $i^{\text{ème}}$ sous intervalle).

Pour le second sous intervalle, l'expression (A.8) de l'Annexe A est à nouveau utilisée. Le choix de V_{\min} repose toutefois sur un principe d'absence de possibilité d'arbitrage différent induisant la continuité de la fonction de prix hédonique au point séparant les deux sous intervalles. En effet, l'individu disposant du revenu y_{\min}^1 est supposé acquérir le bien ayant le niveau de service H_{\min}^1 mais ce niveau est infiniment proche du niveau de service H_{\max}^0 du bien acquis par l'individu de revenu y_{\max}^0 . Si la fonction de prix hédonique présentait une discontinuité, c'est à dire si le prix hédonique pour H_{\min}^1 n'était pas lui même infiniment proche du prix pour H_{\max}^0 , l'une des deux configurations suivantes, incompatibles avec la notion d'équilibre du marché, apparaîtrait. La première configuration, la plus évidente à analyser, est celle où la différence entre le prix du bien caractérisé par H_{\min}^1 et le prix du bien caractérisé par H_{\max}^0 prendrait une valeur négative non infinitésimale. L'individu de revenu y_{\max}^0 pourrait alors bénéficier simultanément d'une baisse de prix non infinitésimale et d'une hausse infinitésimale du niveau de service en se portant acquéreur du bien associé à H_{\max}^0 plutôt qu'à H_{\min}^1 . La seconde configuration est celle où la différence entre le prix du bien caractérisé par H_{\min}^1 et le prix du bien caractérisé par H_{\max}^0 prendrait une valeur positive non infinitésimale. L'individu de revenu y_{\min}^1 pourrait alors bénéficier d'une baisse de prix non infinitésimale pour une modification infinitésimale du niveau de service. La différence d'amplitude des deux variations devrait l'inciter à se porter acquéreur du bien associé à H_{\max}^0 plutôt qu'à H_{\min}^1 . L'élimination de ces deux configurations où existent des possibilités d'arbitrage favorables à un individu requiert que le prix du bien associé à H_{\min}^1 soit donc lui même infiniment proche de celui du bien associé à H_{\max}^0 . Autrement dit, sur le second sous intervalle on doit avoir pour la fonction de prix hédonique $V_{\min} = V^0(H_{\max}^0)$. Ce raisonnement peut être étendu à tous les sous intervalles suivants de sorte que la fonction de prix hédonique peut être définie par la formule de récurrence suivante :

$$V^i(H) = V(H; V^{i-1}(H_{\max}^{i-1})) \quad \forall i > 1 \quad (\text{B.1.b})$$

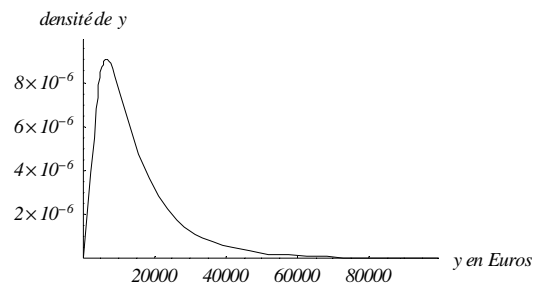
où la fonction $V(H; V_{\min})$ est celle donnée en (A.8) dans l'Annexe A et $V^0(H)$ est définie en (B.1.a).

B.2. Calibrage et estimation du modèle

La mise en œuvre pratique du modèle passe par quatre grandes étapes qui sont, dans l'ordre, le choix d'une forme fonctionnelle pour les distributions du revenu et du niveau de service ainsi que le calibrage des paramètres de la fonction de distribution du revenu, l'obtention de valeurs pour le taux d'imposition τ et le taux d'actualisation r , l'estimation des paramètres de la fonction d'utilité et de la fonction de distribution du niveau de service et, finalement, le choix puis l'estimation des paramètres d'une forme fonctionnelle associant aux diverses caractéristiques intrinsèques et environnementales des biens une valeur du niveau de service de logement. Ces quatre étapes sont détaillées dans ce qui suit.

L'estimation paramétrique du modèle nécessite de spécifier des fonctions de distribution continues du revenu et du niveau de service de logement puis de les discrétiser. C'est la première étape de mise en œuvre pratique du modèle. Afin d'obtenir une approximation satisfaisante de la fonction de prix hédonique à l'aide de la formule itérative (B.1), un découpage par centile a été retenu. Pour le revenu, il est généralement admis que la distribution est de type Log-normale²⁹. Une distribution de type log-normale correspond à des valeurs positives distribuées asymétriquement avec une moyenne supérieure à la médiane et une queue de distribution tirée vers la droite par quelques valeurs rares mais élevées. Sur la base des revenus annuels imposables moyen et médian disponibles pour les communes de Rennes Métropole et l'année 2001, cette configuration semble vérifiée. En effet, le revenu imposable moyen s'élève à 15791 € alors que le revenu imposable médian est de 11812 €. L'intérêt de la distribution log-normale ne se limite pas à cette simple vérification. En effet, ce type de distribution est caractérisé par deux paramètres parfaitement identifiables dès lors que la moyenne et la médiane sont connues. Ainsi, il nous est possible à l'aide de ces deux seules informations de définir intégralement la distribution des revenus. C'est l'approximation par centiles de cette distribution qui est représentée à la Figure B.1.

Figure B.1
Approximation par centiles de la distribution des revenus annuels imposables (en Euros) sur Rennes Métropole

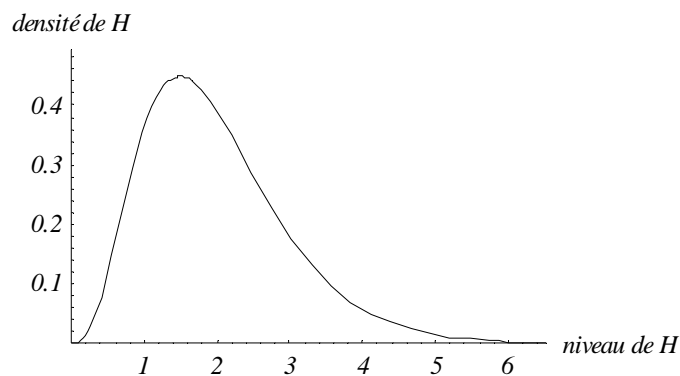


Pour le niveau du service de logement, le choix de la distribution est plus délicat. Rien n'indique par exemple que la distribution est asymétrique ou encore que son mode est strictement positif, deux hypothèses sous-jacentes au choix d'une distribution de type Log-normale effectué pour la distribution du revenu. Il paraît donc indispensable d'utiliser une distribution relativement flexible, exception faite du domaine de valeurs du niveau de service qui couvre *a priori* l'ensemble des valeurs réelles positives ou nulles. Il est également souhaitable de retenir une fonction de distribution caractérisée par un nombre restreint de paramètres afin de limiter les difficultés d'estimation. Le choix d'une distribution de type Gamma à deux paramètres semble répondre à

²⁹ Une variable x distribuée selon une fonction Log-normale de paramètres μ et σ sur \mathbb{R}^+ a pour densité $e^{-\frac{1}{2}\left(\frac{\ln x - \mu}{\sigma}\right)^2} / (\sigma x \sqrt{2\pi})$.

ces critères³⁰. Il est toutefois important de noter que, dès lors que les valeurs des deux paramètres d'une distribution de type Gamma sont choisies de sorte à obtenir le profil général souhaité, il ne reste aucun degré de liberté pour modifier le domaine des valeurs les plus vraisemblables du niveau de service de logement. Prises isolément, les valeurs prises par ce niveau n'ont donc pas de sens. Ce sont seulement les valeurs relatives (d'un logement par rapport à un autre) qui ont un sens. Pour une distribution gamma de paramètres 4.0 et 0.5 par exemple, un niveau de 3 correspond à moitié moins de service que le niveau le plus élevé ayant une chance non nulle d'être obtenu et qui s'élève à environ 6 d'après la Figure B.2. ce même niveau de 3 correspond en revanche au double du mode du niveau de service (c'est-à-dire le plus courant, ou encore celui associé au maximum sur la courbe de distribution) qui s'élève d'après la Figure B.2 à environ 1.5.

Figure B.2
Distribution approximée par centiles des niveaux de service pour
 $p = 4.0$ et $\theta = 0.5$



La seconde étape de mise en œuvre du modèle consiste à obtenir des valeurs de τ et r qui sont deux variables du modèle ayant la particularité d'être invariantes sur une année et pour une même commune. Le taux d'imposition τ a été obtenu en sommant les taux d'imposition sur les propriétés foncières bâties et les taux de taxe d'habitation votés par la commune de Rennes (tous les deux de 21.75%), le département d'Ille et Vilaine (respectivement 6.15% et 5.86%) et la région Bretagne (respectivement 2.35% et 2.03%) en 2001. Ces taux sont toutefois assis sur la valeur locative brute des logements et non pas sur la valeur vénale. Pour les ramener à un taux sur la valeur vénale, on part du principe que cette dernière est égale à la somme actualisée à l'infini des loyers annuels qui peuvent être perçus sur le bien, les loyers annuels étant eux assimilés à la valeur locative brute. On vérifie que le taux d'imposition sur la valeur vénale est alors égal au taux d'imposition sur la valeur locative brute divisé par le taux d'actualisation r . Pour le taux d'actualisation r , l'historique sur la moyenne annuelle des taux d'intérêt des prêts fourni par le courtier en ligne *meilleurtaux.com* a été utilisé. Pour l'année 2001, le taux moyen pour un emprunt

³⁰ Une variable x distribuée selon une fonction Gamma de paramètres p et θ sur \mathbb{R}^+ a pour densité

$$x^{p-1} e^{-\theta x} \theta^p / \Gamma(p) \text{ avec } \Gamma(p) = \int_0^{\infty} x^{p-1} e^{-x} dx.$$

sur 15 ans était de 5.40%. Le taux équivalent calculé dans le cas d'une même somme remboursée à l'infini est ainsi $r = 9.899646\%$. On en déduit le taux d'imposition sur la valeur vénale : $\tau = 5.92699\%$.

Une fois τ et r connus ainsi que les paramètres μ et σ de la distribution des revenus (directement calibrés à partir des informations sur les revenus annuels imposables moyen et médian), la troisième étape consiste à estimer le paramètre α de la fonction de satisfaction de type Cobb-Douglas (voir l'expression (A.1) de l'Annexe A) et les deux paramètres p et θ de la distribution du niveau de service. Avec τ , r , μ et σ les valeurs de ces trois paramètres conditionnent la forme de la distribution des prix. On peut aisément calculer l'approximation de cette distribution par centiles en utilisant le fait que la fonction de prix hédonique est monotone croissante et que donc une fraction de 1% des prix se trouve dans chaque intervalle $[V^i(H_{\min}^i), V^i(H_{\max}^i)]$ où $V^i(H)$ est la fonction de prix hédonique définie en (B.1) et H_{\min}^i et H_{\max}^i sont les bornes du centile correspondant pour la distribution du niveau de service. Partant de valeurs données des trois paramètres à estimer (le paramètre α de la fonction de satisfaction et les deux paramètres p et θ de la distribution du niveau de service), il est possible de calculer la vraisemblance d'un échantillon de prix observés pour les transactions immobilières. L'estimation des paramètres du problème peut donc s'appuyer sur la méthode du maximum de vraisemblance. La difficulté réside toutefois dans le fait que la distribution des prix étant obtenue par discrétisation, la fonction de vraisemblance n'est pas aisément dérivable par rapport aux paramètres à estimer. La maximisation de la vraisemblance doit donc reposer sur une méthode numérique du gradient. Plus précisément, sachant que $\alpha \in]0, 1[$, on génère une grille de valeur de ce paramètre entre ses deux bornes et on calcule pour chaque couple $\{p, \theta\}$ utilisé dans la méthode du gradient la valeur de α dans cette grille qui maximise la vraisemblance. Les valeurs des paramètres p et θ utilisées pour initialiser la méthode du gradient sont 4.0 et 0.5. Elles correspondent à la distribution approximée de la Figure B.2 et ont été choisies de sorte à obtenir une fonction de prix hédonique avec des valeurs réalistes. Ainsi, par exemple, le prix qui est associé au mode du niveau de service de logement (proche de 1.5 d'après la Figure B.2) est voisin de 20000 €.

Une fois les paramètres des fonctions de distribution et de la fonction de satisfaction estimés, la fonction de prix hédonique est entièrement caractérisée. La quatrième et dernière étape consiste à lier le niveau de service de logement associé *via* la fonction de prix hédonique estimée aux diverses caractéristiques intrinsèques et environnementales des biens figurant dans la base de données. Cette dernière étape fait l'objet d'une annexe spécifique, l'Annexe C.

Annexe C. Méthode d'estimation

La méthode d'estimation part d'une réécriture du modèle formé par les équations (8) et (6) du texte principal. L'équation (6) est notamment réécrite sous la forme :

$$\varepsilon_t = [\mathbf{I} - \rho \Phi]^{-1} u_t \quad (\text{C.1})$$

avec \mathbf{I} la matrice identité de même dimension que la matrice de voisinage Φ . Après substitution dans l'équation (8) on obtient :

$$Y_t = X_t \Theta + [\mathbf{I} - \rho \Phi]^{-1} u_t \quad (\text{C.2})$$

avec $X_t \Theta$ l'écriture condensée de $Z_t P + \lambda \Omega Y_{t-1} + \delta \Omega V_{t-1} + D_t$ où les colonnes de X_t correspondent à Z_t , ΩY_{t-1} , ΩV_{t-1} et au vecteur des variables indicatrices de l'année de mutation tandis que Θ est le regroupement en colonnes de P , λ , δ et des coefficients associés aux effets fixes temporels. L'expression (C.2) peut elle-même s'écrire sous la forme :

$$\tilde{Y}_t = \tilde{X}_t \Theta + u_t \quad (\text{C.3})$$

où $\tilde{Y}_t = [\mathbf{I} - \rho \Phi] Y_t$ et $\tilde{X}_t = [\mathbf{I} - \rho \Phi] X_t$ sont les vecteurs dits « filtrés ». L'écriture (C.2) fait apparaître que la variable expliquée est une fonction linéaire des termes aléatoires u_t qui sont identiquement et indépendamment distribués. Ces termes aléatoires sont généralement supposés suivre une loi normale centrée d'écart type σ . Il s'en suit que la log-vraisemblance du vecteur Y_t est donnée par :

$$\ln |\mathbf{I} - \rho \Phi| - \frac{N_t}{2} \ln 2\pi - \frac{N_t}{2} \ln \sigma^2 - \frac{[\tilde{Y}_t - \tilde{X}_t \Theta]' [\tilde{Y}_t - \tilde{X}_t \Theta]}{2 \sigma^2} \quad (\text{C.4})$$

où N_t est le nombre de mutations à la date t . La log-vraisemblance totale est la somme des log-vraisemblances (C.4) sur les dates incluses dans la base de données. La maximisation de la log-vraisemblance totale n'est pas aussi immédiate que pour un modèle sans auto-corrélation spatiale des résidus, c'est-à-dire où Φ serait constituée d'éléments tous nuls. En effet, l'auto-corrélation spatiale des résidus implique que \tilde{Y}_t et \tilde{X}_t sont dépendants du paramètre ρ lui-même à estimer. Pour contourner ce problème, l'estimation procède en deux étapes. Dans une première étape, le vecteur Θ est estimé par maximum de vraisemblance pour une série de valeurs de ρ . L'estimateur de Θ conditionnel à la valeur de ρ est alors l'estimateur usuel donné par $[\tilde{X}' \tilde{X}]^{-1} \tilde{X}' \tilde{Y}$ où \tilde{Y} est le vecteur colonne cumulant les vecteurs \tilde{Y}_t et \tilde{X} est la matrice formée par superposition en colonne des matrices \tilde{X}_t . De même pour l'estimateur de σ conditionnel à la valeur de ρ . La seconde étape consiste à retenir dans la série de valeurs de ρ celle pour laquelle, une fois substitués les estimateurs de Θ et σ conditionnels à la valeur de ρ , la log-vraisemblance est maximale. L'estimateur final de Θ est alors celui associé à cette valeur de ρ .

Bibliographie

- Alonso W., 1964. *Location and land use; toward a general theory of land rent*, Cambridge, Harvard University Press, 204 pages.
- Baudry M., Guengant G., Larribeau S. et M. Leprince, 2005. « Taxe foncière et valeur vénale des propriétés bâties, le cas des maisons vendues à Rennes entre 1994 et 2001. », *Etudes Foncières*, n°117, pages 9 à 13.
- Baudry M., Guengant G., Larribeau S. et M. Leprince, 2008. « Formation des prix immobiliers et consentement à payer pour une amélioration de l'environnement urbain, le cas rennais. », *Revue d'Economie Regionale et Urbaine*, à paraître.
- Bauer T. et Steinnocher K., 2001. « Per-Parcel Land use Classification in Urban Areas Applying a Rule-Based Technique. », *GeoBIT/GIS*, n°6, pages 24 à 31.
- Blaschke T., Lang S., Lorup E., Strobl J. et Zeil P., 2000. « Object-oriented image processing in an integrated GIS/remote sensing environment and perspectives for environmental applications. ». In: A. Cremers et K. Greve (eds): *Environmental Information for Planning, Politics and the Public*. Metropolis Verlag, Marburg, Vol. 2, pages 555 à 570.
- Blaschke T. et Strobl J., 2001. « What's wrong with pixels? : Some recent developments interfacing remote sensing and GIS », *GeoBIT*, n°6, pages 12 à 17.
- Boyle M. et K. Kiel, 2001, « A survey of house price hedonic studies of the impact of environmental externalities », *Journal of Real Estate Literature*, n°9, pages 117 à 144.
- Cavallhès J., Brossard T., Hilal M., Joly D., Tourneux F., Tritz C. et Wavresky P., 2005. « The landscape from home: seeing and being seen. A GIS-based hedonic price valuation ». *Mimeo*.
- Coe S., Alberti M., Hepinstall J.A. et Coburn R., 2005. « A hybrid approach to detecting impervious surface at multiple scales ». In: *Proceedings of the ISPRS WG VII/1 "Human Settlements and Impact Analysis" 3rd International Symposium Remote Sensing and Data Fusion Over Urban Areas (URBAN 2005) and 5th International Symposium Remote Sensing of Urban Areas (URS 2005)*. Tempe, AZ, USA. March 14 - 16 2005.
- Des Rosiers F., Lagana A. et M. Thériault, 2001. « Size and proximity effects of primary schools on surrounding house values », *Journal of Property Research*, n°183, pages 149 à 168.
- Des Rosiers F., Thériault M., Kestens Y. et P. Villeneuve, 2002. « Landscaping and house values: an empirical investigation », *Journal of Real Estate Research*, n°23, pages 139 à 161.
- Fauth, P.T., Gustafson, E.J. et K.N. Rabenold, 2000. « Using landscape metrics to model source habitat for Neotropical migrants in the midwest U.S. », *Landscape Ecology*, n°15, pages 621 à 631.
- Geoghegan J., Wainger L. et N. Bockstael, 1997. « Spatial landscape indices in a hedonic framework: an ecological economics analysis using GIS. », *Ecological Economics*, n°23, pages 251 à 264.
- Haralick R.M. et S. L. Shapiro, 1985. « Image segmentation techniques. », *Computer vision, graphics, and image processing*, Vol. 29 (1), pages 100 à 132.

- Herold M., Gardner, M. Hadley, B. et D. Roberts, 2002. « The spectral dimension in urban land cover mapping from high-resolution optical remote sensing data. », in: Maktav, D., Juergens, C., Sunar-Erbek, F. And Akguen, H., *Proceedings of the 3rd Symposium on Remote Sensing of Urban Areas*, June 2002, Istanbul, Turkey, Vol.°1, pages 77 à 85.
- Kang H. B. et A. K. Reichert, 1987. « An evaluation of alternative estimation techniques and functional forms in developing statistical appraisal models », *Journal of Real Estate Research*, Vol.°2, pages 1 à 29.
- Le Gallo J., 2002, « Econométrie spatiale: L'auto-correlation spatiale dans les modèles de régression linéaire. », *Economie et Prévision*, Vol°155, pages 151 à 172.
- Le Gallo J., 2004, « Hétérogénéité spatiale: Principes et méthodes. », *Economie et Prévision*, Vol°62, pages 139 à 157.
- McGarigal K., Cushman S. A., Neelm. C. et Ene E., 2002. *FRAGSTATS: Spatial Pattern Analysis Program for Categorical Maps*. Computer software program produced by the authors at the University of Massachusetts, Amherst. Disponible à l'adresse électronique: www.umass.edu/landeco/research/fragstats/fragstats.html
- Varian H., 1995. *Analyse Microéconomique*. Coll Prémisses, De Boeck Université, Bruxelles.
- Von Thunen, J. H., 1826. *Der isolierte Staat Beziehung auf Landwirtschaft and Nationalökonomie*. Hamburg: Perthes. Traduction en anglais de 1966 : *Von Thunen's Isolated State*. ed. Hall, Peter. Oxford, Pergamon Press.
- Rosen S., 1974. « Hedonic prices and implicit markets: product differentiation in pure competition. », *Journal of Political Economy*, vol. 82, n°1, pp. 34-55.
- Yinger J., 1982. « Capitalization and the theory of local public finance. », *Journal of Political Economy*, Vol. 90, n°5, pages 917-943.
- Zadeh L. A., 1965. « Fuzzy sets. », *Information and Control*, Vol. 8, pages 338-353.

Plan du rapport

INTRODUCTION	p. 3
PARTIE 1 : Les inégalités spatiales : d'une mesure en termes de prix à une mesure en termes de service de logement	p. 5
1.1. Quelques faits stylisés	p. 6
1.1.1. Quelques éléments cartographiques	p. 6
1.1.2. Quelques éléments statistiques	p. 9
1.2. Etude de la courbe de prix hédoniques	p. 13
1.2.1. La formation de l'équilibre sur le marché immobilier	p. 13
1.2.2. Estimation de la courbe de prix hédonique	p. 16
1.3. L'indice de service de logement et les inégalités spatiales	p. 24
1.3.1. La transcription des inégalités de revenu en termes de logement	p. 24
1.3.2. La répartition des inégalités de logement dans l'espace	p. 27
PARTIE 2 : Décomposition de l'indice de service de logement	p. 32
2.1. Les composantes objectives et observables	p. 33
2.1.1. Les caractéristiques intrinsèques	p. 33
2.1.2. Méthodologie pour l'identification des types d'occupation du sol	p. 35
<i>Les sources d'information</i>	p. 35
<i>Le traitement des données satellitaires</i>	p. 37
<i>Identification des grandes catégories d'occupation des sols</i>	p. 40
2.1.3. Les indices paysagers	p. 41
2.2. La prise en compte de la dimension spatio-temporelle	p. 47
2.2.1. Les caractéristiques objectives non observées	p. 47
2.2.2. Les caractéristiques subjectives	p. 48
2.2.3. Les évènements localisés non observés	p. 50

PARTIE 3 : Résultats	p. 52
3.1. Le paysage sur Rennes Métropole	p. 53
3.1.1. Les modes d'occupation du sol sur Rennes Métropole en 2000	p. 53
<i>La tache urbaine</i>	p. 53
<i>Les modes d'occupation du sol</i>	p. 57
3.1.2. Les indices paysagers	p. 58
<i>Un indice de composition</i>	p. 58
<i>Deux indices de configuration</i>	p. 60
3.2. Les déterminants de l'indice de service de logement	p. 62
3.2.1. La taille pertinente de l'environnement paysager	p. 62
3.2.2. Les effets d'entraînement spatiaux	p. 63
3.2.3. Les caractéristiques intrinsèques discriminantes	p. 65
3.2.4. Les caractéristiques paysagères discriminantes	p. 67
3.3. L'analyse des inégalités spatiales	p. 72
3.3.1. Transcription des inégalités de revenu dans l'espace et composante « intrinsèque » du niveau de service de logement	p. 72
3.3.2. Transcription des inégalités de revenu dans l'espace et composante « paysagère » du niveau de service de logement	p. 76
3.3.3. Transcription des inégalités de revenu dans l'espace et composante « non observée objective » du niveau de service de logement	p. 79
3.3.4. Transcription des inégalités de revenu dans l'espace et composante « non observée subjective » du niveau de service de logement	p. 82
CONCLUSION	p. 85
ANNEXE A : le modèle de base	p. 86
A.1. Formulation de la demande de logement	p. 86
A.2. L'équilibre du marché immobilier	p. 87
A.3. Capitalisation fiscale et ségrégation par le revenu	p. 89
ANNEXE B : Construction et estimation du modèle général	p. 93
B.1. Construction du modèle	p. 93
B.2. Calibrage et estimation du modèle	p. 94
ANNEXE C : Méthode d'estimation	p. 98
BIBLIOGRAPHIE	p. 99
PLAN DU RAPPORT	p. 101