

CHAPITRE 4

INFLUENCE DE LA DISTANCE AU PERIPHERIQUE SUR LE PRIX DES TRANSACTIONS

Ce chapitre a pour objet d'analyser la capitalisation immobilière des gains d'accessibilité induits par la construction du périphérique nord de Lyon entre 1990 et 2003. La modélisation de ce phénomène s'effectue en deux étapes principales.

Dans un premier temps, l'étude consiste à construire à l'échelle communale plusieurs indicateurs d'accessibilité reflétant les apports de la nouvelle infrastructure (essentiellement les gains de temps) puis à les tester dans un modèle de prix hédoniques afin de déterminer la capacité des différents indicateurs à capter la capitalisation des gains d'accessibilité dans le prix du logement. Cependant, les valeurs du logement sont exposées à un haut degré de dépendance spatiale. La présence de dépendance spatiale dans les données va à l'encontre des hypothèses de la méthode des moindres carrés qui est généralement utilisée pour estimer les paramètres de la fonction hédonique. Les interactions complexes qui résultent de la structure spatiale et des flux spatiaux peuvent générer à la fois de la dépendance spatiale entre les observations (autocorrélation spatiale) et de l'hétérogénéité spatiale.

Dans une deuxième étape, nous nous proposons d'améliorer cette première analyse en travaillant à une échelle plus fine (la section cadastrale) qui permet de prendre en compte la dépendance spatiale des observations immobilières dans le modèle. Le choix de l'indicateur d'accessibilité intégré dans la nouvelle modélisation découle de l'analyse préexistante. Cependant, à ce niveau géographique, il n'est pas possible de calculer les distances-temps de parcours entre les zones, c'est pourquoi un nouvel indicateur d'accessibilité (*DMINPERI*) est calculé. Il s'agit de la distance minimale à un nœud d'entrée du périphérique. Cette variable renvoie à des effets spatiaux de valorisation de l'accessibilité qui ne se ramènent pas à une dichotomisation simple du type « à proximité du périphérique ou pas ». Le fait que seule cette variable présente toujours le signe attendu est une confirmation de la complexité du déploiement de la capitalisation dans l'espace.

Avant de procéder à l'estimation de la valorisation immobilière du périphérique, nous expliquons les fondements de la construction de la base de données à l'origine du modèle.

1. La construction de la base de donnée et le contexte socio-économique de la période d'étude

1.1. Les données : origine et construction

Le Service « Observatoire des Transactions Immobilières et Foncières » (O.T.I.F.) de la Communauté Urbaine du Grand Lyon a mis à notre disposition une base de données concernant toutes les transactions d'achat-vente réalisées sur le marché de l'immobilier de l'agglomération lyonnaise (41 communes plus les 9 arrondissements de la ville de Lyon), durant la période 1990-2002 et le premier trimestre de l'année 2003.

La collecte de ces informations s'effectue à partir de l'exploitation exhaustive des extraits d'actes notariés dont dispose la Direction Générale des Impôts. Dans le cadre de la loi du 18 juillet 1985, les collectivités locales ont été autorisées à constituer des fichiers regroupant les transactions des biens immobiliers et fonciers ayant eu lieu sur leur territoire de compétence afin d'améliorer leur intervention en matière d'action foncière, d'urbanisme et de planification urbaine.

Depuis 1990, l'O.T.I.F. dispose d'une base de données de l'ensemble des mutations des biens immobiliers (17000 ventes en moyenne par an).

Les informations sont rapportées sur quatre segments de marché : les logements collectifs et individuels, neufs et anciens (*cf. Tableau 4.2*).

Les variables renseignées sont les caractéristiques des vendeurs et des acquéreurs (type^{bbcc}, âge et commune d'origine), la localisation du bien (commune, section cadastrale), les attributs des logements (nombre de pièces, surface, terrain, année de construction), l'année de vente ainsi que le prix de transaction TTC et hors taxes pour les logements neufs.

L'obtention du plan du cadastre^{dd} numérisé par le service du « Système d'Information Géographique » de la Communauté Urbaine, a permis de spatialiser les observations et par conséquent de créer de nouvelles variables dans notre base de données, notamment celles concernant les attributs de voisinage : présence au niveau de la section

^{bb} Particulier, Agriculteurs, Lotisseurs/Marchands de Biens, Sociétés Privées d'Aménagement, SCI, Organismes HLM, SEM, SAFER, Collectivités Publiques, Etablissements Publics Fonciers, Communauté Urbaine de Lyon, Organismes Service Public, Organismes Financiers.

^{cc} Remarque : après épuration de notre base de données, plus de 99% des transactions réalisées sur les quatre segments de marché concernent les particuliers.

^{dd} Propriété de la Direction Générale des Impôts.

cadastrale d'une école, d'un collège ou lycée, d'une université, d'une Zone d'Education Prioritaire (Z.E.P.), d'équipements sportifs, de piscines

Les coordonnées géographiques des équipements de transports tels que les stations de tramway et de métro ainsi que les échangeurs du périphérique ont également été relevées sur le plan cadastral (*cf. tableau 4.1*).

Tableau 4.1 Origine et construction des variables

<i>Variables</i>	<i>Origine</i>
PRIX DU LOGEMENT	O.T.I.F.
DATE	O.T.I.F.
NOMBRE DE PIECES	O.T.I.F.
SURFACE	O.T.I.F.
AGE	O.T.I.F.
DATE CONSTRUCTION	O.T.I.F.
TYPE	O.T.I.F.
ECOLE	Numérisation cadastrale (<i>Deymier</i>)
COLLEGE-LYCEE	Numérisation cadastrale (<i>Deymier</i>)
UNIVERSITE	Numérisation cadastrale (<i>Deymier</i>)
ZEP	Numérisation cadastrale (<i>Deymier</i>)
EQUIPEMENT	Numérisation cadastrale (<i>Deymier</i>)
PISCINE	Numérisation cadastrale (<i>Deymier</i>)
TRAMWAY	Numérisation cadastrale (<i>Deymier</i>)
METRO	Numérisation cadastrale (<i>Deymier</i>)
ECHANGEURS	Numérisation cadastrale (<i>Deymier</i>)
CSP	I.R.I.S. 2000
REVENU MEDIAN	I.R.I.S. 2000

Les informations relatives aux Catégories Socio-Professionnelles (CSP) ainsi qu'au revenu médian ne pouvant être obtenues à l'échelle du cadastre, elles ont été recensées au niveau de l'IRIS 2000 (INSEE).

Le découpage IRIS 2000

Le découpage IRIS 2000 (« *Ilots Regroupés selon les Indicateurs Statistiques* ») a été mis en place lors du recensement de la population de 1999, afin d'assurer la diffusion de données infracommunales dans les communes importantes (4000 habitants au moins).

Ils comptent un peu plus de 2000 habitants. Quelques IRIS ayant fait l'objet d'une dérogation peuvent se situer en dessous de ce seuil.

Outre le recensement de la population, d'autres sources statistiques peuvent faire l'objet d'une diffusion à l'IRIS (par exemple, les statistiques produites à partir des fichiers de l'impôt sur le revenu des personnes physiques).

Sur les 42 communes (soit 1514 sections cadastrales), l'ensemble des 196267 observations contenues dans la base de l'O.T.I.F. n'est pas totalement renseigné notamment par la variable la plus explicative du prix du logement : la surface.

La « loi Carrez », entrée en vigueur en juin 1997, oblige le vendeur de tout logement en copropriété à en déclarer la surface mesurée selon des normes précises qui diffèrent des pratiques antérieures. Dans cette étude, on suppose que les surfaces déclarées après la loi Carrez sont exactes. Celles concernant les transactions d'avant la loi sont redressées en modulant la correction selon la zone géographique (la commune) et le nombre de pièces de l'appartement. Les données manquantes ont été remplacées par la valeur moyenne de la surface pour la commune et le nombre de pièces considérées.

Une fois les données épurées, nous disposons alors pour alimenter notre analyse de 105714 observations dont la répartition est donnée au tableau 4.2.

Tableau 4.2 Distribution des transactions immobilières par segment de marché (1990-2003)

Année	Logement collectif ancien	Logement collectif neuf	Logement individuel ancien	Logement individuel neuf
1990				
1991	3	1		
1992	134	11	12	
1993	3203	1944	194	43
1994	5537	3542	353	55
1995	5313	2785	408	74
1996	6526	3496	419	47
1997	6488	4575	545	120
1998	6878	4585	482	128
1999	8340	5726	562	302
2000	8165	2708	817	146
2001	8770	3512	1579	184
2002	5548	2413	759	78
2003	4			
Total	64909	35298	6130	1177

93,2 % des transactions effectuées sur le marché de l'immobilier entre 1991 et 2003 incombent au logement collectif (soit respectivement 64909 et 35298 observations pour l'ancien et pour le neuf). Le marché individuel ne représente que 6,8% (6130 transactions sur l'ancien et 1177 sur le neuf).

Le tableau 4.2 montre qu'après la suppression des données manquantes l'année 1990 ne peut plus être prise en compte dans l'analyse, de même que les années 1991 et 2003^{ee}.

1.2. Le projet du périphérique Nord

Le projet du périphérique Nord de Lyon a été arrêté dès 1991, le tracé comprenant six kilomètres d'autoroute à péage et six kilomètres de tunnel pour un total de dix kilomètres. L'ouverture du tronçon, en août 1997, a donné lieu à la mise en place d'une tarification (d'août 1997 à février 1998) controversée, les réactions négatives vis-à-vis de l'ouvrage ayant conduit à sa fermeture provisoire. Sa réouverture en mai 1998 s'est alors effectuée avec une modification du montant du péage sur la partie centrale (entre la Porte de Vaise et la Porte de la Pape) et la gratuité sur les deux tronçons extrêmes (*cf. carte 4.1*).

^{ee} Les données de l'année 2003 ne concernent que le premier trimestre.

Carte 4.1 Le périphérique Nord de Lyon



Source: EPERLY: www.peripheriquenord.com



Source: EPERLY: www.peripheriquenord.com

Aujourd’hui, c’est la société Eperly, créée en février 1999 à la suite de l’appel d’offres lancé par le Grand Lyon pour l’exploitation et la promotion du périphérique Nord, qui gère l’infrastructure. Elle assure notamment la sécurité et la gestion du trafic, la collecte et l’adaptation des péages, la promotion de l’ouvrage, la maintenance des équipements fixes et des matériels d’exploitation ainsi que la maintenance de l’infrastructure des ouvrages et des tunnels.

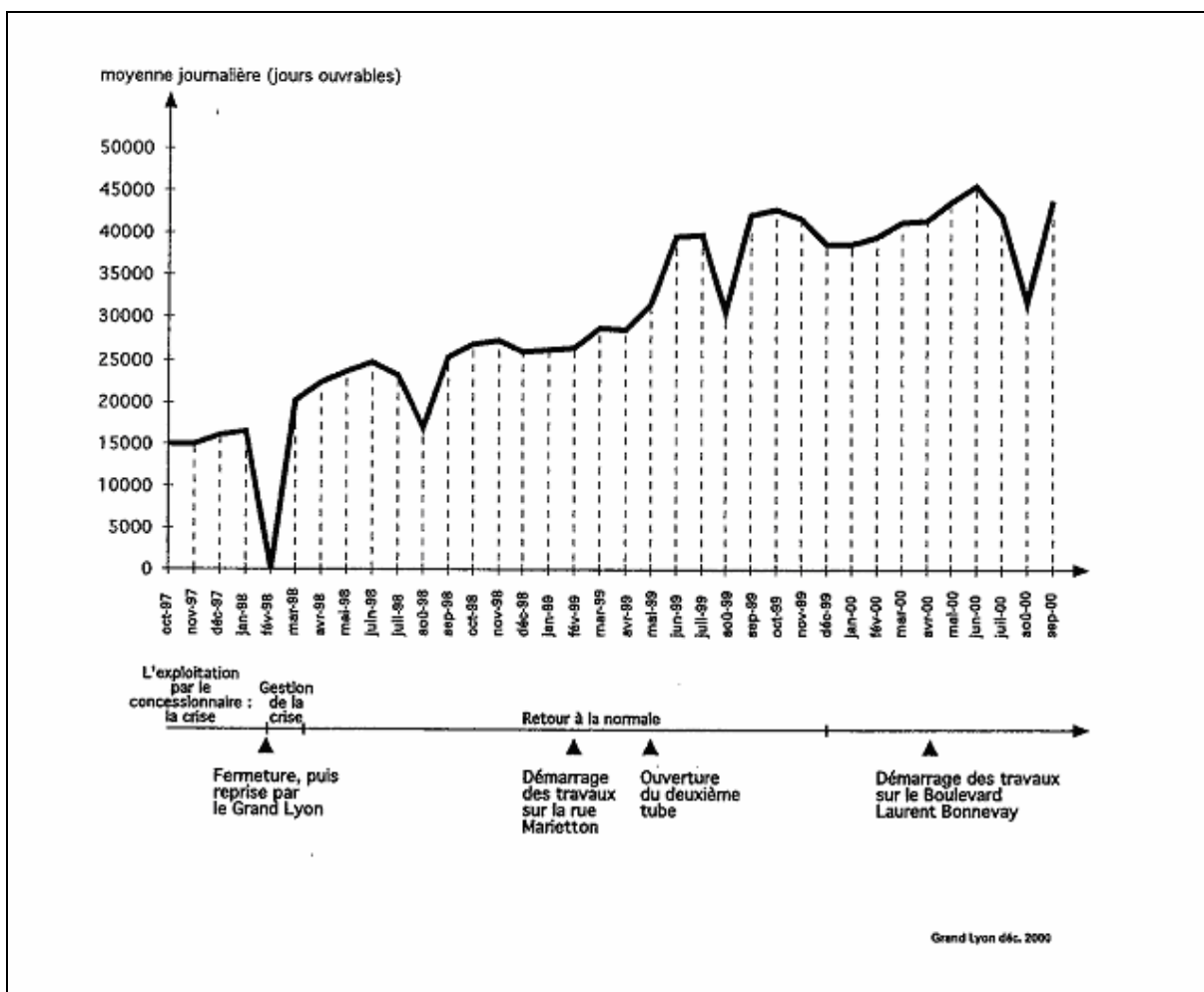
Le tracé de ce contournement Nord, qui s'insère dans le périmètre de l'agglomération lyonnaise, relie une zone résidentielle située à l'ouest de Lyon (Ecully, Tassin-la-Demi-Lune, etc.) à une zone à forte concentration d'emplois (Villeurbanne) située à l'est (cf. carte 4.1). Les six échangeurs lui permettent de jouer un rôle de distribution du trafic à destination du centre (cf. tableau 4.3).

Tableau 4.3 Echangeurs du périphérique Nord

Portes	Communes
<i>Valvert</i>	Tassin-la-demi-lune
<i>Vaise</i>	Lyon 9 ème
<i>Rochecardon</i>	Lyon 9ème
<i>Saint-Clair</i>	Caluire-et-Cuire
<i>La Pape</i>	Caluire-et-Cuire
<i>La Doua</i>	Vaulx-en-Velin-Villeurbanne
<i>Croix-Luizet</i>	Villeurbanne

Le choix de centrer notre étude sur cet axe de transport est dû au fait qu'il semble offrir un bon test de la thèse de la capitalisation, en raison notamment du rôle qu'il joue dans la distribution du trafic à destination du centre, mais également de l'observation d'une évolution significative du trafic depuis son ouverture (cf. graphique 4.1).

Graphique 4.1 Evolution du trafic dans le tronçon central du périphérique Nord



Source : C. Dalmais « Lyon, les leçons d'un périphérique » in *Etudes et Recherches, Actes du colloque organisé par le Grand Lyon et le LET 5-6 décembre 2000*

L'évolution du trafic entre octobre 1997 et mai 2000 est très révélatrice de l'intérêt que les habitants ont porté aux nouvelles liaisons qui leur étaient offertes. Dans les premiers mois du péage, les trajets courts payants ont été beaucoup moins nombreux que prévu, suivant les projections de trafic. Leur croissance étant quasiment nulle, il a été décidé de les rendre gratuits. Dès mai 1998, le trafic a été considérable.

1.3. Le contexte socio-économique

Au cours de la période 1990-2002, on distingue trois époques: tout d'abord la forte croissance de la fin des années 80 jusqu'en 1991. Il s'ensuit une période de crise entre 1992 et 1994 avant la reprise du marché immobilier à partir de 1995.

Jusqu'en 1998, cette reprise se caractérisait essentiellement par un regain du nombre de ventes alors que la valeur des biens était plutôt en stagnation. «*Depuis 1999 jusqu'à la fin de l'an 2000, on assiste à une augmentation encore plus importante de la masse financière mobilisée (en 1999, cette masse financière est 2,5 fois la masse financière de 1992), à une augmentation continue du nombre de transactions, et fait nouveau depuis le début de la décennie à une augmentation de la valeur de tous les biens échangés* ». (O.T.I.F., 2000, p1).

Les années 1999 à 2001 (*cf. graphique 4.2*) apparaissent déterminantes sur le marché des transactions immobilières tant pour le logement individuel que collectif. Le dynamisme de cette période peut être attribué en partie aux effets de l'application de la loi Périssol sur le marché du logement neuf entre 1996 et 2000. Les taux d'intérêts avantageux ont encouragé les ménages à investir sur le marché de l'immobilier neuf, et par conséquent stimulé l'ensemble du marché en entraînant des répercussions sur le logement ancien.

La loi Périssol

La loi Périssol (votée le 28 mars 1996) est un dispositif d'aide fiscale à l'investissement locatif instauré en 1996 pour les logements acquis entre le 1^{er} janvier 1996 et le 31 décembre 1998 et destinés à la location (ainsi que pour la même période les logements réhabilités soumis à la TVA et les locaux transformés en habitation). Un délai supplémentaire a été accordé jusqu'au 31 août 1999 pour les logements acquis neufs ou en état futur d'achèvement entre le 1^{er} janvier 1999 et achevés avant le 30 juin 2001.

Les propriétaires de logements neufs peuvent opter pour la déduction d'un amortissement de leur immeuble calculé sur le prix d'acquisition ou sur les dépenses de construction.

Le taux de la déduction forfaitaire passe de 14% à 6% (taux qui continuera à s'appliquer après la période d'amortissement).

L'amortissement se calcule sur le prix d'acquisition du logement. Le taux est de 10% du prix d'acquisition pour chacune des quatre premières années et de 2% pour chacune des vingt années suivantes. Par conséquent, l'amortissement global s'élève à 80% du prix total d'acquisition.

Pour les locaux transformés en logements locatifs, l'amortissement se calcule à partir du prix d'acquisition auquel on ajoute le montant des travaux de transformation.

La loi Périssol est subordonnée à un engagement de location pendant 9 ans. La location doit intervenir dans les douze mois qui suivent la date d'achèvement de l'immeuble ou de son acquisition si elle est postérieure.

Les seuls concernés par cette mesure sont les personnes physiques qui gèrent leur patrimoine privé, ainsi que les membres de sociétés non soumises à l'impôt sur l'IS.

Ce dispositif a ensuite été remplacé par la loi Besson (instauré à partir du 1^{er} janvier 1999) qui permettait un amortissement de 80 % de la valeur de l'acquisition à raison de 10% par an pendant quatre ans puis de 2% pendant vingt ans pour le logement neuf et le logement ancien.

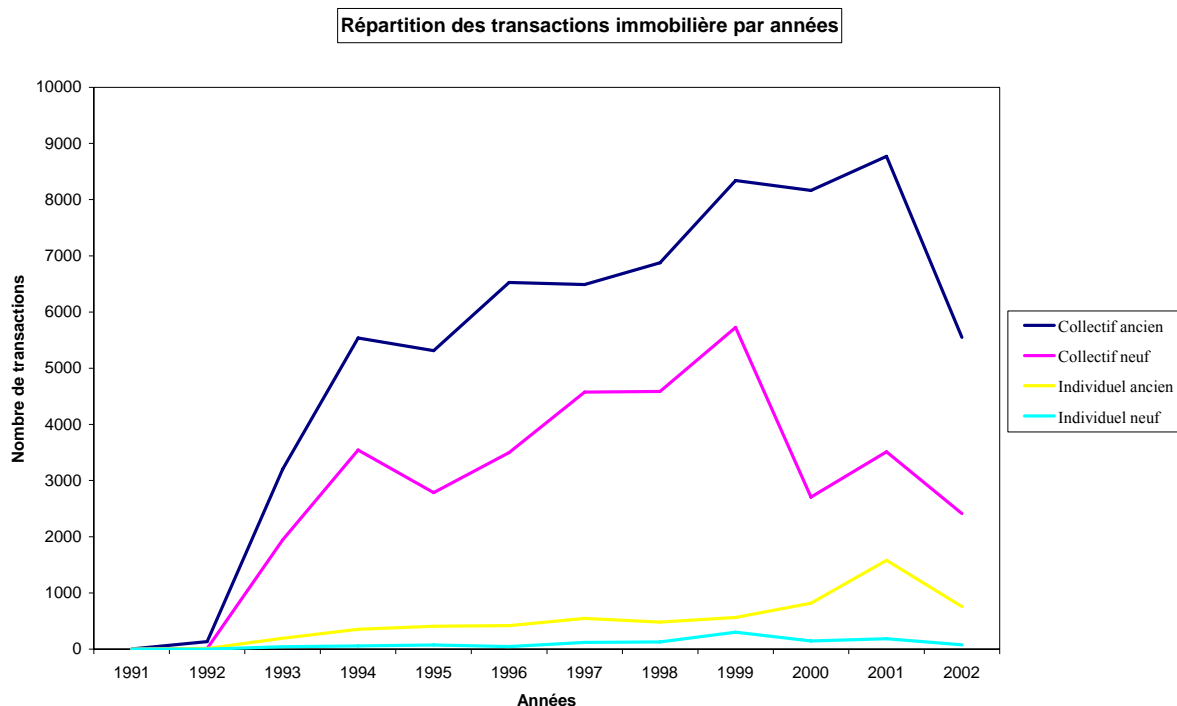
Cependant, ces investissements donnent droit à un taux minoré de déduction forfaitaire sur les revenus fonciers de 6% au lieu de 14% et ce de façon définitive, même après la période d'amortissement.

Depuis le 3 avril 2003, le dispositif Robien (basé sur le dispositif Besson) plus souple (sans condition de ressources du locataire) et plus attractif (plafonds de loyers plus élevés) vient remplacer le dispositif Besson.

En outre, selon Friggit (2000), les résultats du marché français de l'immobilier d'investissement en 2000 sont significatifs de l'évolution des dernières années. L'immobilier d'investissement a constitué l'actif le plus rentable, son rendement global étant bien supérieur à ceux des marchés d'actions et d'obligations. Au-delà de leur niveau, c'est la faible corrélation des rendements immobiliers avec ceux des actifs financiers qui doit être soulignée.

Le poids de la dépense de logement des ménages dans leur revenu a crû régulièrement depuis 1960. Elle en constitue le premier poste. En 1998, la dépense de logement des ménages représente 20% du revenu disponible des ménages. Leur épargne brute, qui en représente 15%, est destinée pour presque moitié à l'investissement en logement. La dépense et l'épargne immobilières des ménages équivalent à 19% du P.I.B. La part des dépenses immobilières dans les coûts des entreprises est plus faible, de l'ordre de 8%.

Graphique 4.2 : évolution en volume du marché de l'immobilier entre 1991 et 2002



Selon Friggit (2000), depuis 1965, le prix du logement tend à évoluer au rythme du revenu disponible par ménage. Il se situe constamment à l'intérieur d'un « tunnel » de largeur 10% centré autour de ce revenu hormis la crise de 1987-1995 en Ile-de-France et quelques zones de province. Ses fluctuations sont par ailleurs très bien corrélées avec celles du revenu disponible par ménage. Depuis 1965, le prix moyen des logements anciens représente approximativement 2,5 années de revenu disponible pour l'ensemble des ménages français.

A Lyon, depuis 1975, le prix des appartements a crû de 0,5% moins vite que le revenu disponible par ménage, donc moins rapidement qu'à Paris mais nettement plus rapidement que la moyenne des appartements de province.

1.4. Le marché immobilier de l'agglomération lyonnaise

Parmi les communes ayant fait l'objet du plus grand nombre de transactions sur l'ensemble de la période (*cf. tableau 4.4*), figurent avant tout celles appartenant au centre de l'agglomération telles que Lyon 6, Lyon 7, Lyon 3, Villeurbanne et Lyon 8 (elles représentent plus de 50% des transactions immobilières). Cependant, si l'on distingue les quatre segments de marché, on constate que Lyon 9 représente une part importante des transactions sur le marché du logement collectif ancien. En revanche, sur le logement collectif neuf, plus de 50% des transactions sont concentrées sur trois zones seulement :

Lyon 3, Villeurbanne et Lyon 7 (la part de Lyon 7 est non négligeable avec 13,72% des transactions). Le marché s'est déplacé des quartiers les plus chers qui n'ont plus rien à proposer vers des quartiers plus populaires comme le 7^{ème} ou le 9^{ème} arrondissement.

Les transactions immobilières ne sont pas localisées de façon uniforme sur le territoire de la commune de Lyon. Cela peut s'expliquer par le fait qu'il faut tenir compte du stock de logements disponible dans les différents arrondissements qui est fonction du type de bâti rencontré et de la superficie de l'arrondissement. Le tableau 4.4 illustre ce propos : la majorité des transactions effectuées sur le marché des maisons individuelles anciennes est localisée dans les communes de l'est de l'agglomération (Meyzieu, Bron, Saint-Priest, Décines-Charpieu et Vénissieux). Sur le marché des maisons individuelles neuves, outre Meyzieu et Bron, Villeurbanne et Vaulx-en-Velin se distinguent.

Parmi les communes situées à l'ouest de Lyon, Francheville, Caluire-et-Cuire, Sainte-Foy-Lès-Lyon, Craponne et Saint-Genis-Les Ollieres apparaissent comme étant les plus attractives (elles représentent 9,6% des transactions immobilières effectuées sur le marché individuel ancien et 13,2% si l'on intègre Tassin-la-Demi-Lune sur l'individuel neuf).

Notons enfin que Rillieux-la-Pape est la seule commune du nord qui se distingue sur l'ensemble du marché.

**Tableau 4.4 Nombre de transactions immobilières effectuées sur l'ensemble du marché de l'immobilier
entre 1990 et 2002 par communes**

Ensemble du marché immobilier			
Communes	Nombre de transactions	Part des transactions	Fréquences cumulées
Lyon3	15224	14,558	14,558
Villeurbanne	12295	11,757	26,315
Lyon7	11128	10,641	36,956
Lyon6	8907	8,517	45,473
Lyon8	8636	8,258	53,731
Caluire Et Cuire	4631	4,428	58,159
Lyon4	4466	4,271	62,430
Lyon9	4255	4,069	66,498
Lyon5	3380	3,232	69,730
Bron	3211	3,070	72,801
Sainte Foy Les Lyon	2721	2,602	75,403
Saint Priest	2703	2,585	77,988
Venissieux	2474	2,366	80,353
Lyon1	2462	2,354	82,707
Meyzieu	2387	2,283	84,990
Tassin La Demi Lune	2228	2,130	87,120
Lyon2	1861	1,780	88,900
Vaulx En Velin	1575	1,506	90,406
Decines Charpieu	1502	1,436	91,842
Ecully	1199	1,147	92,989
Rillieux La Pape	1053	1,007	93,996
Francheville	897	0,858	94,854
La Mulatiere	888	0,849	95,703
Fontaines Sur Saone	592	0,566	96,269
Craponne	512	0,490	96,758
Dardilly	392	0,375	97,133
Neuville Sur Saone	269	0,257	97,390
Saint Genis Les Ollieres	253	0,242	97,632
Charbonnieres Les Bains	249	0,238	97,870
Saint Didier Au Mont D'Or	243	0,232	98,103
Sathonay Camp	239	0,229	98,331
Jonage	216	0,207	98,538
Champagne Au Mont D'Or	215	0,206	98,744
Genay	160	0,153	98,897
Saint Cyr Au Mont D'Or	152	0,145	99,042
Limonest	122	0,117	99,159
Collonges Au Mont D'Or	115	0,110	99,268
Fontaines Saint Martin	106	0,101	99,370
La Tour De Salvagny	100	0,096	99,465
Marcy L'Etoile	99	0,095	99,560
Albigny Sur Saone	84	0,080	99,640
Couzon Au Mont D'Or	75	0,072	99,712
Saint Germain Au Mont D'Or	66	0,063	99,775
Cailloux Sur Fontaines	55	0,053	99,828
Montanay	38	0,036	99,864
Saint Romain Au Mont D'Or	35	0,033	99,898
Sathonay Village	32	0,031	99,928
Curis Au Mont D'Or	31	0,030	99,958
Fleurieu Sur Saone	25	0,024	99,982
Poleymieux Au Mont D'Or	19	0,018	100,000
Total	104577	100,000	

Logement collectif ancien			
Communes	Nombre de transactions	Part des transactions	Fréquences cumulées
Villeurbanne	7207	11,103	11,10
Lyon6	6742	10,387	21,49
Lyon7	6687	10,302	31,79
Lyon8	5358	8,255	40,05
Lyon3	4638	7,145	47,19
Lyon9	3536	5,448	52,64
Caluire Et Cuire	3506	5,401	58,04
Lyon4	2940	4,529	62,57
Lyon5	2535	3,905	66,48
Bron	2481	3,822	70,30
Venissieux	2188	3,371	73,67
Sainte Foy Les Lyon	2125	3,274	76,94
Lyon1	2118	3,263	80,21
Saint Priest	2068	3,186	83,39
Tassin La Demi Lune	1428	2,200	85,59
Decines Charpieu	1255	1,933	87,53
Lyon2	1218	1,876	89,40
Vaulx En Velin	1183	1,823	91,22
Ecully	889	1,370	92,59
La Mulatiere	770	1,186	93,78
Rillieux La Pape	770	1,186	94,97
Meyzieu	654	1,008	95,97
Fontaines Sur Saone	565	0,870	96,84
Francheville	564	0,869	97,71
Neuville Sur Saone	213	0,328	98,04
Sathonay Camp	212	0,327	98,37
Dardilly	182	0,280	98,65
Craponne	157	0,242	98,89
Champagne Au Mont D'Or	122	0,188	99,08
Genay	97	0,149	99,23
Charbonnieres Les Bains	76	0,117	99,35
Saint Genis Les Ollieres	71	0,109	99,45
Collonges Au Mont D'Or	64	0,099	99,55
Saint Didier Au Mont D'Or	60	0,092	99,65
Albigny Sur Saone	52	0,080	99,73
Fontaines Saint Martin	37	0,057	99,78
Saint Cyr Au Mont D'Or	30	0,046	99,83
Saint Germain Au Mont D'Or	30	0,046	99,88
Couzon Au Mont D'Or	29	0,045	99,92
La Tour De Salvagny	15	0,023	99,94
Sathonay Village	12	0,018	99,96
Marcy L'Etoile	7	0,011	99,97
Limonest	6	0,009	99,98
Saint Romain Au Mont D'Or	4	0,006	99,99
Poleymieux Au Mont D'Or	3	0,005	99,99
Curis Au Mont D'Or	2	0,003	100,00
Fleurieu Sur Saone	1	0,002	100,00
Jonage	1	0,002	100,00
Montanay	1	0,002	100,00
Total	64909	100,000	

Logement collectif neuf			
Communes	Nombre de transactions	Part des transactions	Fréquences cumulées
Lyon3	10586	32,712	32,712
Villeurbanne	4792	14,808	47,520
Lyon7	4441	13,723	61,243
Lyon8	3278	10,129	71,373
Lyon6	2165	6,690	78,063
Lyon4	1526	4,716	82,779
Caluire Et Cuire	930	2,874	85,652
Lyon5	845	2,611	88,264
Lyon9	719	2,222	90,485
Tassin La Demi Lune	662	2,046	92,531
lyon2	643	1,987	94,518
Sainte Foy Les Lyon	424	1,310	95,828
Lyon1	344	1,063	96,891
Craponne	182	0,562	97,454
Ecully	180	0,556	98,010
La Mulatiere	109	0,337	98,347
Francheville	95	0,294	98,640
Charbonnieres Les Bains	88	0,272	98,912
Saint Didier Au Mont D'Or	66	0,204	99,116
Limonest	63	0,195	99,311
Champagne Au Mont D'Or	42	0,130	99,441
Saint Genis Les Ollieres	41	0,127	99,567
La Tour De Salvagny	34	0,105	99,672
Vaulx En Velin	32	0,099	99,771
Dardilly	31	0,096	99,867
Marcy L'Etoile	17	0,053	99,920
Rillieux La Pape	15	0,046	99,966
Saint Cyr Au Mont D'Or	11	0,034	100,000
Total		32361	32443

Maisons individuelles anciennes			
Communes	Nombre de transactions	Part des transactions	Fréquences cumulées
Meyzieu	1480	24,144	24,144
Bron	618	10,082	34,225
Saint Priest	585	9,543	43,768
Decines Charpieu	238	3,883	47,651
Venissieux	209	3,409	51,060
Francheville	204	3,328	54,388
Villeurbanne	202	3,295	57,684
Vaulx En Velin	198	3,230	60,914
Jonage	197	3,214	64,127
Rillieux La Pape	192	3,132	67,259
Caluire Et Cuire	167	2,724	69,984
Sainte Foy Les Lyon	142	2,316	72,300
Craponne	140	2,284	74,584
Saint Genis Les Ollieres	140	2,284	76,868
Dardilly	118	1,925	78,793
Ecully	114	1,860	80,653
Saint Cyr Au Mont D'Or	109	1,778	82,431
Tassin La Demi Lune	108	1,762	84,192
Saint Didier Au Mont D'Or	108	1,762	85,954
Charbonnieres Les Bains	80	1,305	87,259
Marcy L'Etoile	74	1,207	88,467
Fontaines Saint Martin	63	1,028	89,494
Genay	61	0,995	90,489
Neuville Sur Saone	53	0,865	91,354
Cailloux Sur Fontaines	52	0,848	92,202
La Tour De Salvagny	49	0,799	93,002
Limonest	49	0,799	93,801
Collonges Au Mont D'Or	48	0,783	94,584
Couzon Au Mont D'Or	46	0,750	95,334
Saint Germain Au Mont D'Or	36	0,587	95,922
Montanay	33	0,538	96,460
Champagne Au Mont D'Or	32	0,522	96,982
Albigny Sur Saone	32	0,522	97,504
Curis Au Mont D'Or	26	0,424	97,928
Fontaines Sur Saone	24	0,392	98,320
Fleurieu Sur Saone	23	0,375	98,695
Sathonay Camp	19	0,310	99,005
Saint Romain Au Mont D'Or	19	0,310	99,315
Sathonay Village	17	0,277	99,592
Polemieux Au Mont D'Or	16	0,261	99,853
La Mulatiere	9	0,147	100,000
Total	6130	100,000	

Maisons individuelles neuves			
Communes	Nombre de transactions	Part des transactions	Fréquences cumulées
Meyzieu	253	21,495	21,495
Vaulx En Velin	162	13,764	35,259
Bron	112	9,516	44,775
Villeurbanne	94	7,986	52,761
Venissieux	77	6,542	59,303
Rillieux La Pape	76	6,457	65,760
Dardilly	61	5,183	70,943
Saint Priest	50	4,248	75,191
Francheville	34	2,889	78,080
Craponne	33	2,804	80,884
Sainte Foy Les Lyon	30	2,549	83,432
Tassin La Demi Lune	30	2,549	85,981
Caluire Et Cuire	28	2,379	88,360
Champagne Au Mont D'Or	19	1,614	89,975
Jonage	18	1,529	91,504
Ecully	16	1,359	92,863
Saint Romain Au Mont D'Or	12	1,020	93,883
Saint Didier Au Mont D'Or	9	0,765	94,647
Decines Charpieu	9	0,765	95,412
Sathonay Camp	8	0,680	96,092
Fontaines Saint Martin	6	0,510	96,602
Charbonnieres Les Bains	5	0,425	97,026
Limonest	4	0,340	97,366
Montanay	4	0,340	97,706
Cailloux Sur Fontaines	3	0,255	97,961
Collonges Au Mont D'Or	3	0,255	98,216
Curis Au Mont D'Or	3	0,255	98,471
Fontaines Sur Saone	3	0,255	98,726
Neuville Sur Saone	3	0,255	98,980
Sathonay Village	3	0,255	99,235
Saint Cyr Au Mont D'Or	2	0,170	99,405
La Tour De Salvagny	2	0,170	99,575
Genay	2	0,170	99,745
Fleurieu Sur Saone	1	0,085	99,830
Marcy L'Etoile	1	0,085	99,915
Saint Genis Les Ollieres	1	0,085	100,000
Total	1177	100,000	

De nouvelles configurations spatiales apparaissent donc dans les ventes de maisons individuelles. Ce sont essentiellement les communes situées à l'est de l'agglomération qui bénéficient d'un engouement pour l'achat immobilier. Ceci peut s'expliquer par les politiques de reconstruction mises en œuvre dans les quartiers sensibles de l'agglomération, mais également par un engouement des ménages pour de nouvelles communes comme Meyzieu, qui bénéficie d'une accessibilité au centre accrue par l'amélioration des réseaux de transport (projet d'extension de la ligne de tramway par exemple).

A côté des ménages, qui représentent la majorité des acheteurs de logements, d'autres agents économiques interviennent sur le marché comme les marchands de biens, les sociétés immobilières, les organismes financiers, etc. Ces différentes catégories d'agents économiques n'ont pas les mêmes objectifs quand ils interviennent sur le marché.

Cependant, d'après la constitution de notre base de données (cf. note de bas de page n°2), le type d'acquéreur public peut être considéré ici comme négligeable., la majorité des transactions étant réalisées par les particuliers.

Les logements n'ont pas non plus le même statut. Certains sont destinés à la location, d'autres à l'occupation par leur propriétaire. Ainsi, la part respective de ces statuts conduit à un nombre plus ou moins important de transactions.

Par exemple, le logement collectif neuf est plutôt un marché destiné à la location. Le tableau 1.4.b montre en effet que l'essentiel des ventes se fait sur les T1 (26,31%). Sur le logement collectif ancien, en revanche, la majorité des transactions est plutôt réalisée sur les T3 et T4 (54,56%). Enfin, le marché des maisons individuelles est avant tout destiné à la vente. Les chiffres recensés dans le tableau 4.5 montrent bien que ce sont les maisons de quatre à cinq pièces qui sont les plus recherchées.

Tableau 4.5 Répartition des ventes par type de logement sur l'ensemble des quatre segments de marché

Logement collectif ancien			
Type de logement	Nombre de transactions	Part (en%)	Surface moyenne (en m²)
T1	8152	12,56	31
T2	12223	18,83	49
T3	17326	26,69	66
T4	18092	27,87	81
T5	7106	10,95	101
T6et+	2010	3,10	143
Total	64909	100,00	

Logement collectif neuf			
Type de logement	Nombre de transactions	Part (en%)	Surface moyenne (en m²)
T1	8704	26,31	24
T2	7674	23,20	48
T3	8462	25,58	70
T4	5346	16,16	91
T5	2325	7,03	115
T6et+	567	1,71	147
Total	33078	100,00	

Logement individuel ancien			
Type de logement	Nombre de transactions	Part (en%)	Surface moyenne (en m²)
P1	10	0,16	59
P2	114	1,86	56
P3	486	7,93	74
P4	2062	33,64	91
P5	2196	35,82	107
P6	787	12,84	131
P6 et +	475	7,75	175
Total	6130	100,00	

Logement individuel neuf			
Type de logement	Nombre de transactions	Part (en%)	Surface moyenne (en m²)
P1	0	0,00	
P2	1	0,08	140
P3	24	2,04	74
P4	588	49,96	90
P5	409	34,75	114
P6	114	9,69	136
P6 et +	41	3,48	177
Total	1177	100,00	

2. Mesure des gains d'accessibilité liés à une nouvelle infrastructure : construction d'indicateurs synthétiques et modélisation de la capitalisation immobilière à l'échelle communale

Les effets des changements dans le système de transport influençant les choix de localisation sont essentiellement reflétés par les attributs d'accessibilité. Jusqu'ici, comme nous l'avons souligné dans le chapitre 3, les mesures de l'accessibilité étaient généralement définies comme indirectement déterminées par la proximité d'une entrée d'autoroute (Voith, 1993; Guild, Schwann et Whitehead, 1998, Boarnet et Charlempong, 2001, etc.). Toutefois, une telle définition ne semble pas suffisante pour capturer tous les effets de l'amélioration de l'accessibilité. Les gains d'accessibilité générés par une nouvelle infrastructure dépendent notamment des disparités de temps d'accès ainsi que de la présence d'autres axes routiers et modes de transport ayant déjà un impact sur la qualité de l'accessibilité. Les effets de « réseau » peuvent induire une distorsion significative entre la disposition des espaces autour de la nouvelle infrastructure et la géographie des gains d'accessibilité que cette dernière est susceptible de générer. En outre, les bénéfices retirés de l'accès au périphérique Nord doivent également être évalués en relation avec la disposition spatiale des destinations vers lesquelles cette infrastructure draine les flux de déplacement : là encore, le degré de connectivité à l'infrastructure ne permet pas d'appréhender correctement l'ensemble des dimensions de l'accessibilité, notamment du fait de la concentration des zones de destination des flux, liée elle-même à l'existence de pôles d'emplois clairement identifiables au sein de la zone d'étude.

Les gains d'accessibilité générés par une nouvelle infrastructure de transport sont donc par nature multidimensionnels. Nous proposons par conséquent dans une première section d'appréhender les diverses dimensions impliquées à travers la construction d'une série d'indicateurs définis à l'échelon communal (2.1).

Dans un second temps, la relation entre capitalisation immobilière et gains d'accessibilité sera appréhendée au moyen d'un modèle exploratoire de prix hédoniques, construit à l'échelle communale, permettant de juger de la « performance » des différents indicateurs au regard du processus de capitalisation dans les prix immobiliers (2.2).

2.1. Les mesures de l'accessibilité

La mesure des gains d'accessibilité générés par l'infrastructure suppose d'associer la dimension temporelle liée à la modification des temps de transports et la dimension spatiale liée à l'agencement des zones d'origine et de destination des flux. Aucun indicateur n'étant en mesure de fournir une évaluation « exhaustive » des bénéfices retirés de la mise en service d'une nouvelle infrastructure, nous explorons ces différentes dimensions au moyen d'une série d'indicateurs partiels.

Cette méthodologie permettra d'appréhender la plus ou moins grande convergence des différents indicateurs, et d'esquisser dans un second temps une géographie des gains d'accessibilité dont on soulignera la complexité au regard du simple repérage de la localisation des nœuds d'accès à l'infrastructure.

2.1.1 Construction des indicateurs de gain d'accessibilité à l'échelle communale

Les études consacrées à la valorisation des gains d'accessibilité s'appuient le plus souvent sur des indicateurs de distance d'accès à l'infrastructure pour caractériser la sensibilité des différentes localisations aux bénéfices potentiellement générés par cette dernière (Voith, 1993, Mc Donald & Osuji, 1995, Smersh, Smith, 2000). La proximité d'un nœud d'accès à l'infrastructure est supposée offrir aux agents économiques localisés dans ces « espaces –portes » une importante capacité d'exploitation des avantages potentiels offerts par cette dernière (*cf. chapitre 3*). Dans le cadre de cette étude, nous retiendrons trois indicateurs s'inscrivant dans cette démarche :

- (i) La présence d'un échangeur du périphérique nord (*DPERI*)

Il s'agit d'une variable dichotomique indiquant la présence ou l'absence d'un échangeur du périphérique dans la zone considérée. On doit souligner que outre son caractère dichotomique, cet indicateur, en ne retenant que les espaces très proches des nœuds d'accès à l'infrastructure, risque d'identifier également des communes subissant les nuisances liées à la présence immédiate d'un échangeur autoroutier (bruit, congestion, pollution). La cartographie de cette variable est présentée à la carte 4.2.a. Neuf communes de l'agglomération en bénéficient : Tassin la Demi Lune, Lyon 5, Lyon 9, Lyon 4, Caluire et Cuire, Lyon 6, Rillieux la Pape, Villeurbanne et Vaulx en Velin^{ff}.

^{ff} Remarque : Lyon 4, Lyon 5, Lyon 6 et Rillieux la Pape ne détiennent pas de porte d'entrée au périphérique. Cependant, étant donnée qu'elles en sont très proches, nous les considérons dans l'analyse comme bénéficiant d'un échangeur.

(ii) La distance minimale d'accès (*DMINPERI*) :

DMINPERI représente la distance d'accès à l'échangeur le plus proche. Elle est évidemment faible pour les communes entourant le périphérique et bénéficiant d'un échangeur (cf. carte 4.2.b).

(iii) Le temps minimal d'accès (*TMINPERI*)

TMINPERI mesure le temps d'accès minimal à un échangeur du périphérique, obtenu en calculant pour chacune des 28 communes ou arrondissements de la zone d'étude, les temps de déplacements vers chacune des neuf zones dotées d'une entrée, en utilisant la base de donnée « *Eperly* » de la société concessionnaire du périphérique (cf. *Annexe I*).

Cette première série d'indicateurs ne tient toutefois pas compte des zones d'origine et de destination des flux de déplacement au sein de la zone d'étude. L'amélioration de l'accessibilité d'un espace n'est ici définie qu'à travers sa proximité, en temps ou en distance, à l'infrastructure elle-même.

Dans son acception plus large, l'accessibilité qui caractérise chaque espace doit prendre en compte sa position par rapport à l'ensemble des destinations possibles des flux de déplacements dont il est le point d'origine. De même doit-on pondérer les réductions de temps et/ou de distance de déplacement procurés par la nouvelle infrastructure sur chaque trajet possible par l'importance des déplacements potentiellement ou réellement impliqués. En l'absence d'informations détaillées sur les déplacements réels entre chaque commune de la zone d'étude, il convient au moins de tenir compte du potentiel d'induction de déplacement lié à la présence d'emplois ou au poids démographique des zones concernées. Seule l'accessibilité potentielle, par opposition à l'accessibilité effective (Wenglenski, 2003), sera ici prise en compte.

Les indicateurs d'accessibilité construits à partir du modèle gravitaire (Hansen, 1959, Levinson, 1998) répondent à ces exigences. Selon Levinson (1998), l'accessibilité est le produit de deux mesures : un élément temporel (c'est-à-dire la fonction d'impédance du modèle gravitaire appliquée au temps de trajet entre deux points) et un élément spatial reflétant la distribution de l'activité (l'emploi, par exemple). Plus l'accessibilité à l'emploi est élevée, plus l'emploi est disponible dans un temps de trajet donné. La mesure de l'accessibilité pondère les destinations disponibles par une mesure du temps ; lorsque le temps de trajet augmente, le poids diminue. A partir de ce constat, considérons un

ensemble de municipalités $i \in I (i = 1, \dots, n)$ où E_i est le nombre d'emplois dans la zone i^{es} , d_{ij} est la distance-temps entre les municipalités i et j , et λ un paramètre de sensibilité. L'indicateur d'accessibilité, A_i , pour la commune i s'écrit alors:

$$A_i = \sum_j E_j e^{-\lambda d_{ij}} \quad (4.1)$$

D'après Johansson, Klaesson et Olsson (2002), la sensibilité du facteur temps varie entre 0,1 et 0,2. Cette estimation est confirmée par l'analyse de Masson (2000) qui étudie l'évolution des déplacements domicile- travail entre 1976 et 1995 sur l'aire urbaine de Lyon. En vingt ans, λ est passé de 0.36 à 0.14. Cette forte diminution indique une tendance à une plus grande dispersion, qui s'accompagne néanmoins d'une grande stabilité des temps de trajet durant la période d'étude (de l'ordre de seize minutes environ à Lyon) conformément à la loi de Zahavi (Joly, 2003).

Ainsi, dans notre analyse, nous retiendrons deux valeurs tests de λ pour le calcul des indicateurs d'accessibilité : 0.15, correspondant à la valeur approchée obtenue par Masson (2000) pour l'aire urbaine de Lyon en 1995 – bien que cette valeur soit reliée à des distances physiques- et 0.2, la valeur extrême de l'intervalle [0.1, 0.2] retenue par Johansson et al. (2002).

Si nous souhaitons réellement capturer, les gains de temps générés par l'amélioration du réseau de transport, le seul indicateur calculé ci-dessus est insuffisant. Il est nécessaire de comparer l'accessibilité résultant de l'utilisation du périphérique avec celle qui prévalait avant sa mise en service. Trois indicateurs s'inscrivent dans cette démarche.

(i) Les gains de temps (GAINTPS)

Les gains de temps induits par le périphérique sont calculés sur la base d'un déplacement effectué en direction de chaque commune de la zone d'étude. Notons ici que les gains de temps calculés sont générés par l'infrastructure de transport. Il ne s'agit pas de calculer les gains de temps au sens de Zahavi, c'est-à-dire générés sur l'ensemble des déplacements, mais plutôt sur un nombre limité de déplacements.

^{es} Dans notre étude, nous considérons les effets de frontières comme négligeables car nous ne disposons pas dans nos données de l'emploi total dans les communes situées en dehors de l'agglomération. Par conséquent, seule est considérée l'accessibilité intra communale et extra communale dans l'agglomération.

La base « *Calcul d'Itinéraire* » d'Eperly, permet de différencier le temps de parcours d'un trajet utilisant la nouvelle infrastructure avec le temps de parcours de ce même trajet utilisant le réseau de transport préexistant (*cf. Annexe 1*).

(ii) La part du périphérique (PARTPERI)

La part du périphérique, c'est-à-dire la part de la distance totale parcourue en empruntant le périphérique Nord (calculé sur la base d'un déplacement effectué en direction de chaque commune de la zone d'étude) a également été introduite dans l'analyse (*cf. tableau 4.7.b*).

Ces deux indicateurs pourraient ne pas être pertinents dans la mesure où l'indice n'est pas pondéré par l'emploi total dans chaque municipalité. C'est pourquoi, afin de capturer les gains de temps d'une meilleure façon, nous avons choisi de construire un indicateur d'accessibilité dépendant de la distance - temps et de la distribution des activités (l'emploi en occurrence).

(iii) L'accessibilité générique à l'emploi (APmASP2)

Deux types d'indicateurs d'accessibilité sont construits à partir de l'équation (1), dépendant du paramètre de sensibilité au temps λ , de la distance entre deux communes et du nombre d'emplois dans la municipalité :

$$A_i^a - A_i^b = \sum_i E_i e^{-\lambda d_{ij}^a} - \sum_i E_i e^{-\lambda d_{ij}^b} \quad (4.2)$$

est la différence entre les mesures de l'accessibilité moyenne à l'emploi (avec un taux de friction de la distance temps de λ) après (A_i^a) et avant (A_i^b) l'ouverture du périphérique Nord, et

$$\frac{A_i^a}{A_i^b} = \frac{\sum_i E_i e^{-\lambda d_{ij}^a}}{\sum_i E_i e^{-\lambda d_{ij}^b}} \quad (4.3)$$

le rapport entre les mesures de l'accessibilité moyenne à l'emploi (avec un taux de friction de la distance temps de λ) après (A_i^a) et avant (A_i^b) l'ouverture de la voie rapide.

Ces deux indicateurs ont été testés dans le modèle de régression hédonique pour $\lambda = 0.15$ et $\lambda = 0.2$. Considérant la similitude entre les résultats et leur coefficient de corrélation élevé (*cf. tableau 4.6*), nous avons choisi de conserver une seule variable pour la suite de l'étude, c'est-à-dire $A_i^a - A_i^b$ pour $\lambda = 0.15$ (notée APmASP2).

Tableau 4.6 Matrice de corrélation des indicateurs de gain d'accessibilité

	$\frac{A_i^a}{A_i^b}$ ($\lambda:0.15$)	$\frac{A_i^a}{A_i^b}$ ($\lambda:0.2$)	$A_i^a - A_i^b$ ($\lambda:0.15$)	$A_i^a - A_i^b$ ($\lambda:0.2$)
$\frac{A_i^a}{A_i^b}$ ($\lambda:0.15$)	1	0,998	0,9	0,87
$\frac{A_i^a}{A_i^b}$ ($\lambda:0.2$)	0,998	1	0,87	0,86
$A_i^a - A_i^b$ ($\lambda:0.15$)	0,9	0,87	1	0,996
$A_i^a - A_i^b$ ($\lambda:0.2$)	0,87	0,86	0,996	1

2.1.2 La différenciation intercommunale des gains d'accessibilité liés au périphérique nord

Les tableaux 4.7.a et 4.7.b présentent la hiérarchie des vingt-huit communes ou arrondissements établie pour chacun des six indicateurs définis. La comparaison des tableaux relatifs aux deux groupes d'indicateurs fait apparaître d'importantes différences entre les deux déclinaisons du concept de gains d'accessibilité proposées ici. Les communes identifiées comme bénéficiaires des effets d'accessibilité attribuables au périphérique nord sont sensiblement différentes : Vaulx-en-Velin, Craponne et Limonest, qui présentent les valeurs les plus élevées relativement au critère de gain d'accessibilité générique à l'emploi ou aux autres communes, présentent pourtant des niveaux d'accessibilité à l'infrastructure relativement médiocres, voire faibles pour les communes de Craponne et Limonest. A l'inverse, le neuvième arrondissement lyonnais, bien que doté d'une proximité forte avec un échangeur, n'en tire que des bénéfices potentiels limités comparativement au reste de la zone d'étude. Cet ensemble de résultats souligne en outre les disparités d'écarts inter-communales observables suivant les indicateurs retenus. Ainsi le rapport entre la première et la seconde commune est-il de l'ordre de 30% pour l'accessibilité potentielle à l'emploi, contre 300% pour l'indicateur de gains de temps. Plus globalement, l'analyse de la distribution de chacun des indicateurs autour de leur moyenne révèle une différenciation inter-communale des gains potentiels d'accessibilité beaucoup plus marquée que les disparités dans l'accès à l'infrastructure : les coefficients de variation relatifs au premier groupe d'indicateurs (*cf. tableau 4.7.a*) sont de l'ordre de l'unité, soit le double des deux indicateurs continus relatifs à la proximité d'un échangeur.

**Tableau 4.7.a Indicateurs d'accessibilité au périphérique Nord résultant de l'utilisation du
périphérique**

Gains de temps (en min.) GAINTPS		Part du périphérique (en %) PARTPERI		Gain d'accessibilité à l'emploi APmASP2	
Vaulx en Velin	246	Vaulx en Velin	48,2	Craponne	8 445,01
La Tour de Salvagny	82	Rillieux la pape	23,56	Vaulx en Velin	6 586,57
Rillieux la pape	77	Tassin la Demi Lune	16,59	Ecully	4 481,34
St Didier au Mont d'Or	66	Ecully	16,49	Tassin la Demi Lune	2 322,56
Limonest	60	St Didier au Mont d'Or	11,89	St Didier au Mont d'Or	2 179,40
Dardilly	56	Francheville	10,8	Limonest	2 052,73
Caluire et Cuire	55	Charbonnières	10,78	Dardilly	1 967,60
Tassin la Demi Lune	50	Champagne	10,68	Lyon8	1 637,15
Craponne	46	Craponne	10,48	La Tour de Salvagny	1 429,59
Marcy l'Etoile	43	Lyon9	10,22	Champagne	1 273,58
Francheville	41	Dardilly	9,96	Lyon1	1 095,75
St Cyr au Mont d'Or	40	Caluire et Cuire	9,02	Caluire et Cuire	1 082,89
Lyon4	40	St Genis les Ollières	8,89	Lyon9	1 028,27
Champagne	37	Marcy l'Etoile	8,18	St Cyr au Mont d'Or	881,86
St Genis les Ollières	37	Limonest	8,11	Lyon4	784,15
Lyon9	37	Lyon4	7,68	Lyon2	774,69
Ecully	33	La Tour de Salvagny	6,98	Lyon7	631,30
Charbonnières	31	St Cyr au Mont d'Or	6,79	Lyon6	617,05
Lyon5	29	Lyon7	4,33	Lyon5	568,19
La Mulatière	27	Lyon5	4,16	Charbonnières	558,58
Lyon8	22	Villeurbanne	4,04	Lyon3	457,53
Lyon6	20	Lyon8	3,21	La Mulatière	451,74
Lyon7	17	Ste Foy les Lyon	3,21	Francheville	298,84
Ste Foy les Lyon	16	Lyon2	3,1	Rillieux la pape	257,44
Lyon2	12	Lyon1	2,24	Marcy l'Etoile	254,99
Lyon1	8	La Mulatière	2,16	St Genis les Ollières	181,57
Villeurbanne	6	Lyon3	2,03	Ste Foy les Lyon	149,46
Lyon3	5	Lyon6	1,76	Villeurbanne	46,60
Coefficient de variation	0,99		0,95		1,26

Tableau 4.7.b Indicateurs d'accessibilité au périphérique Nord dépendant de la proximité au périphérique

Distance minimale à un échangeur (en m.) DMINPERI		Distance minimale à un échangeur (en min.) TMINPERI		Présence d'un échangeur dans la commune DPERI	
Lyon9	857	Lyon4	1,5	Caluire et Cuire	1
Ecully	885	Lyon6	1,6	Lyon4	1
St Didier au Mont d'Or	1164	Lyon9	2,1	Lyon5	1
Champagne	1296	Tassin la Demi Lune	2,4	Lyon6	1
Tassin la Demi Lune	1309	Lyon5	2,5	Lyon9	1
Caluire et Cuire	1358	Caluire et Cuire	2,7	Rillieux la Pape	1
Lyon4	1699	Lyon1	3	Tassin la Demi Lune	1
Villeurbanne	1744	Rillieux la Pape	3,2	Vaulx en Velin	1
Vaulx en Velin	1986	Villeurbanne	3,2	Villeurbanne	1
Lyon5	2057	Vaulx en Velin	3,9	Champagne	0
St Cyr au Mont d'Or	2120	Ecully	6	Charbonnières	0
Lyon6	2286	Champagne	7	Craponne	0
Lyon1	2483	Lyon2	7	Dardilly	0
Rillieux la Pape	3041	Ste Foy les Lyon	7	Ecully	0
Ste Foy les Lyon	3139	Charbonnières	9	Francheville	0
Francheville	3313	Francheville	9	La Mulatière	0
Lyon3	3418	La Mulatière	9	La Tour de Salvagny	0
Charbonnières	3530	Lyon7	9	Limonest	0
Lyon2	3562	Lyon3	10	Lyon1	0
Lyon7	4598	Lyon8	10	Lyon2	0
Dardilly	4653	St Genis les Ollières	10	Lyon3	0
La Mulatière	4831	Limonest	11	Lyon7	0
St Genis les Ollières	5123	St Didier au Mont d'Or	11	Lyon8	0
Lyon8	5163	Dardilly	12	Marcy l'Etoile	0
Craponne	5399	St Cyr au Mont d'Or	12	St Cyr au Mont d'Or	0
Limonest	5767	Craponne	13	St Didier au Mont d'Or	0
La Tour de Salvagny	5779	La Tour de Salvagny	14	St Genis les Ollières	0
Marcy l'Etoile	6750	Marcy l'Etoile	15	Ste Foy les Lyon	0
Coefficient de variation	0,53		0,55		

Le tableau 4.7.c présente les valeurs des coefficients de corrélation de rang de Spearman entre tous les indicateurs d'accessibilité définis ci-dessus^{hh}. Il fait apparaître une distinction claire entre le groupe d'indicateurs construit à partir du périphérique Nord (*GAINTPS*, *PARTPERI* et *APmASP2*) et celui fondé sur la proximité des nœuds d'accès à l'infrastructure (*DMINPERI*, *TMINPERI* et *DPERI*).

Les coefficients de corrélation entre *GAINTPS*, *PARTPERI* et *APmASP2* sont en effet fortement significatifs, de même que ceux calculés entre *DMINPERI*, *TMINPERI* et

^{hh} Compte tenu des disparités d'intervalles de variation entre les différents indicateurs d'accessibilité, l'analyse de corrélation de rang apparaît plus appropriée que l'utilisation du coefficient de corrélation linéaire de Pearson.

DPERI. En revanche, aucune corrélation de rang significative n'apparaît entre les indicateurs des deux groupes. On vérifie, à travers ce résultat, le caractère multidimensionnel de la notion d'accessibilité : l'accroissement du niveau d'accessibilité potentiel à l'emploi induit par le périphérique, par exemple, ne se déduit pas directement et mécaniquement de la proximité d'un échangeur.

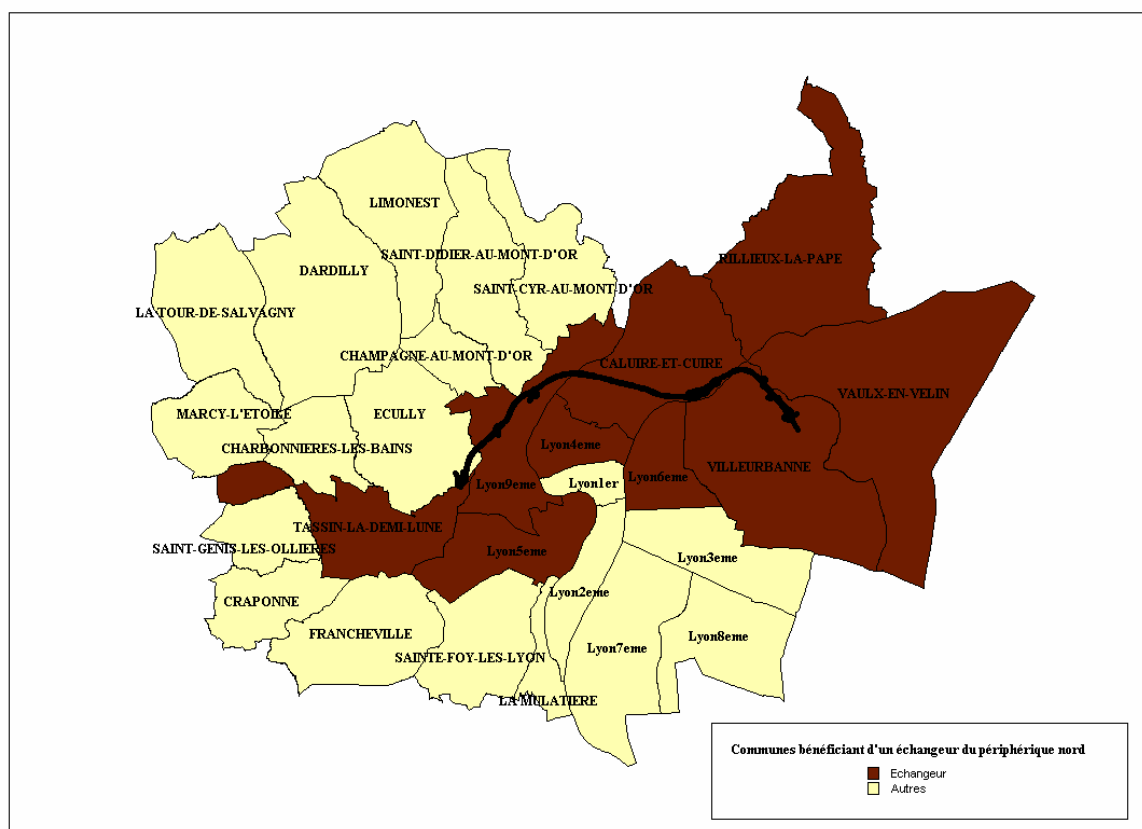
Tableau 4.7.c Coefficients de corrélation de rang de Spearman

	GAINTPS	PARTPERI	APMASP2	DMINPERI	TMINPERI	DPERI
GAINTPS	1,00	0,73**	0,48*	0,01	0,25	0,15
PARTPERI	0,73**	1,00	0,40*	-0,33	0,01	0,17
APMASP2	0,48*	0,40*	1,00	-0,19	0,09	-0,04
DMINPERI	0,01	-0,33	-0,19	1,00	0,70**	_0,55**
TMINPERI	0,25	0,01	0,09	0,70**	1,00	_0,78**
DPERI	0,15	0,17	-0,04	_0,55**	_0,78**	1,00

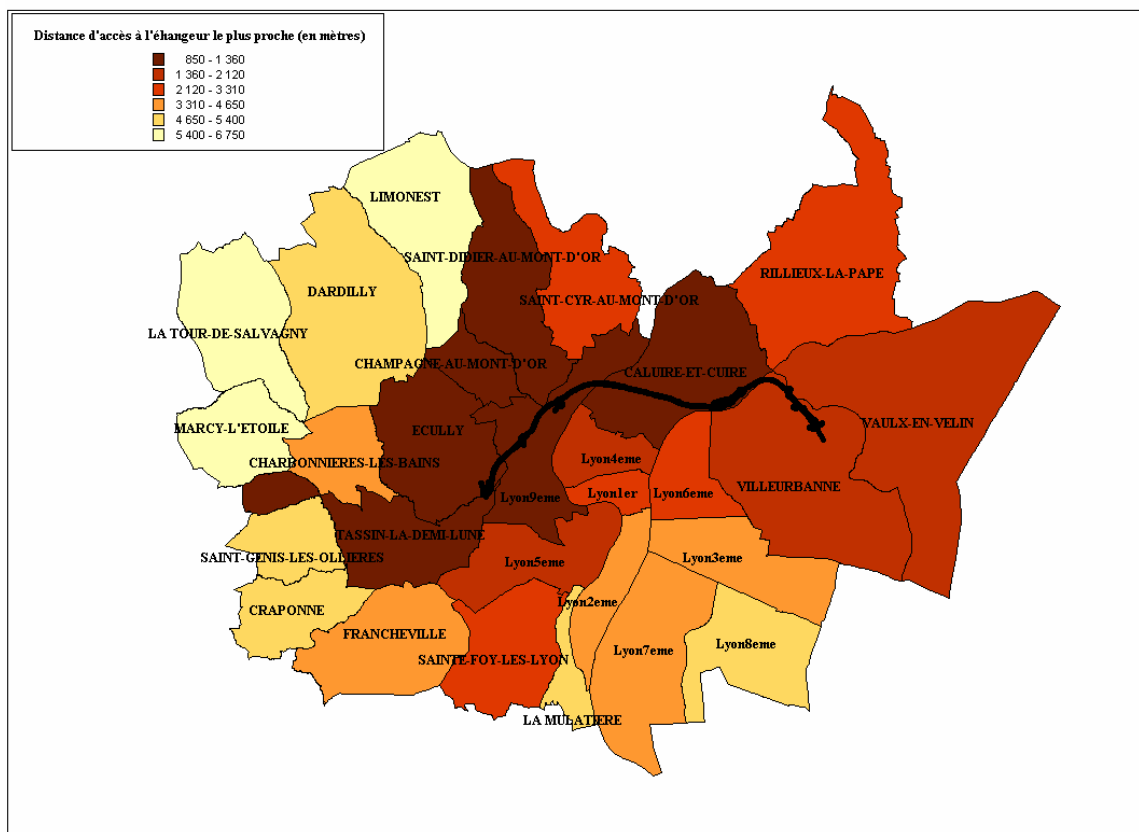
**** : significatif à 1% * : significatif à 5 %**

Les commentaires précédents peuvent être utilement complétés par une approche cartographique des disparités d'accessibilité engendrées par le périphérique, dont les résultats sont présentés aux cartes 4.2.a à 4.2.f.

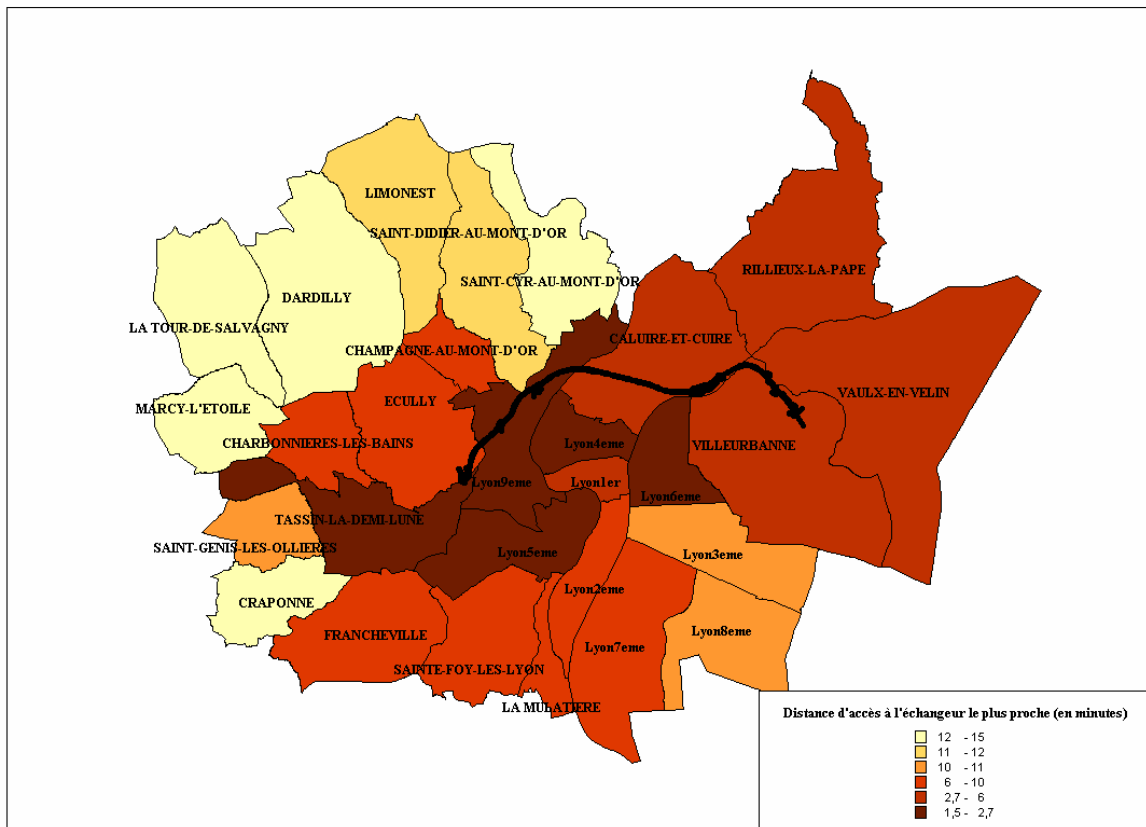
Carte 4.2.a Communes bénéficiant d'un échangeur du périphérique Nord



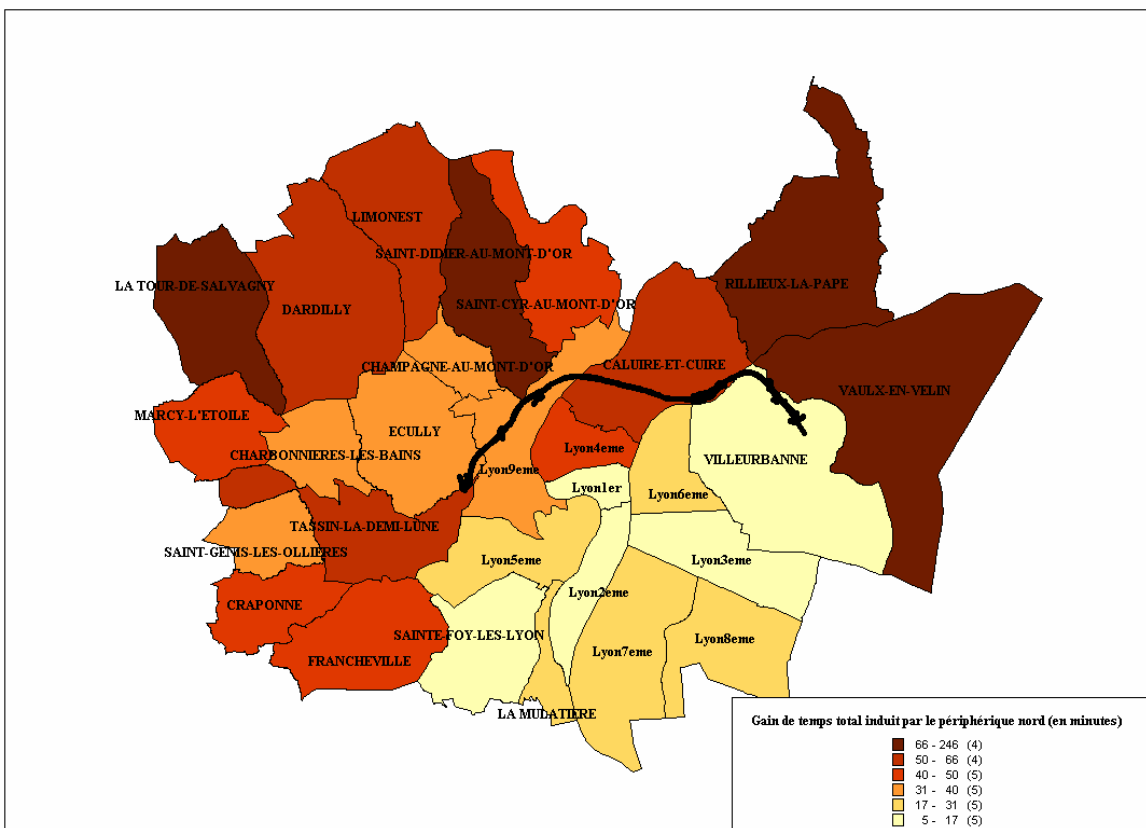
Carte 4.2.b Distance d'accès à l'échangeur le plus proche (en mètres)



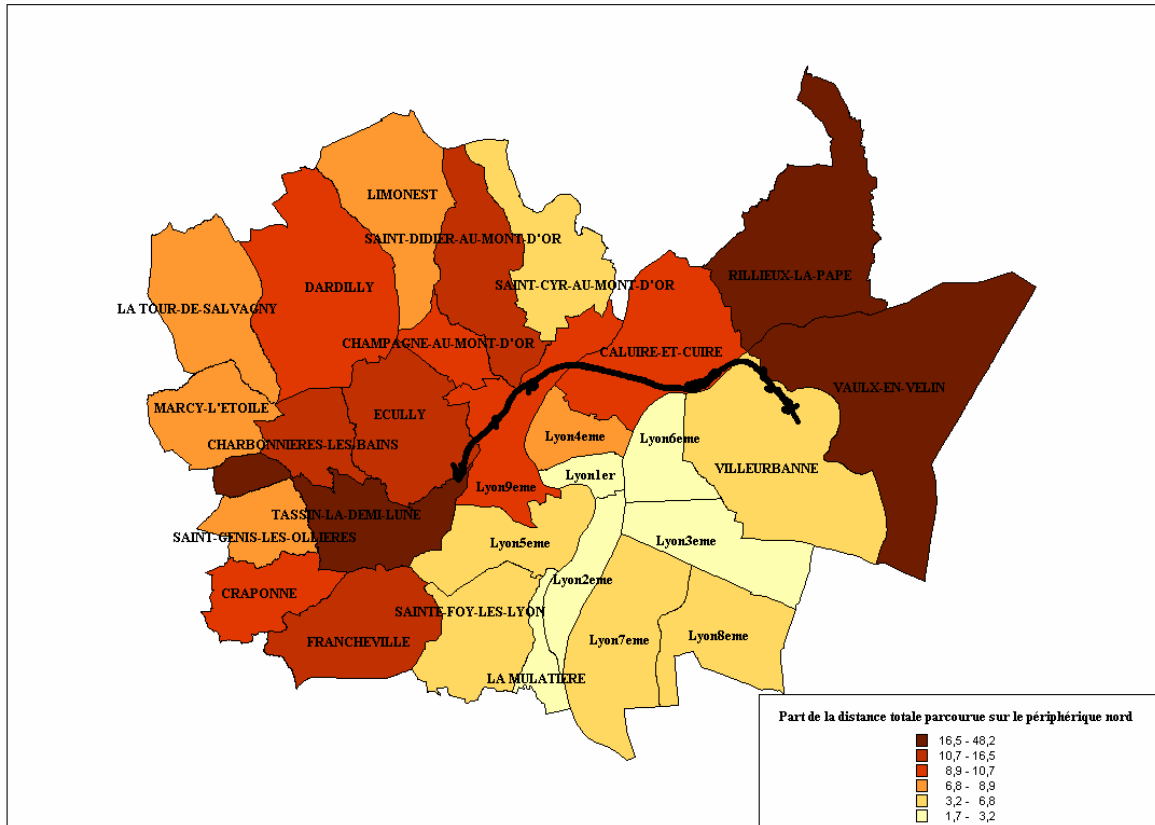
Carte 4.2.c Temps d'accès à l'échangeur le plus proche (en minutes)



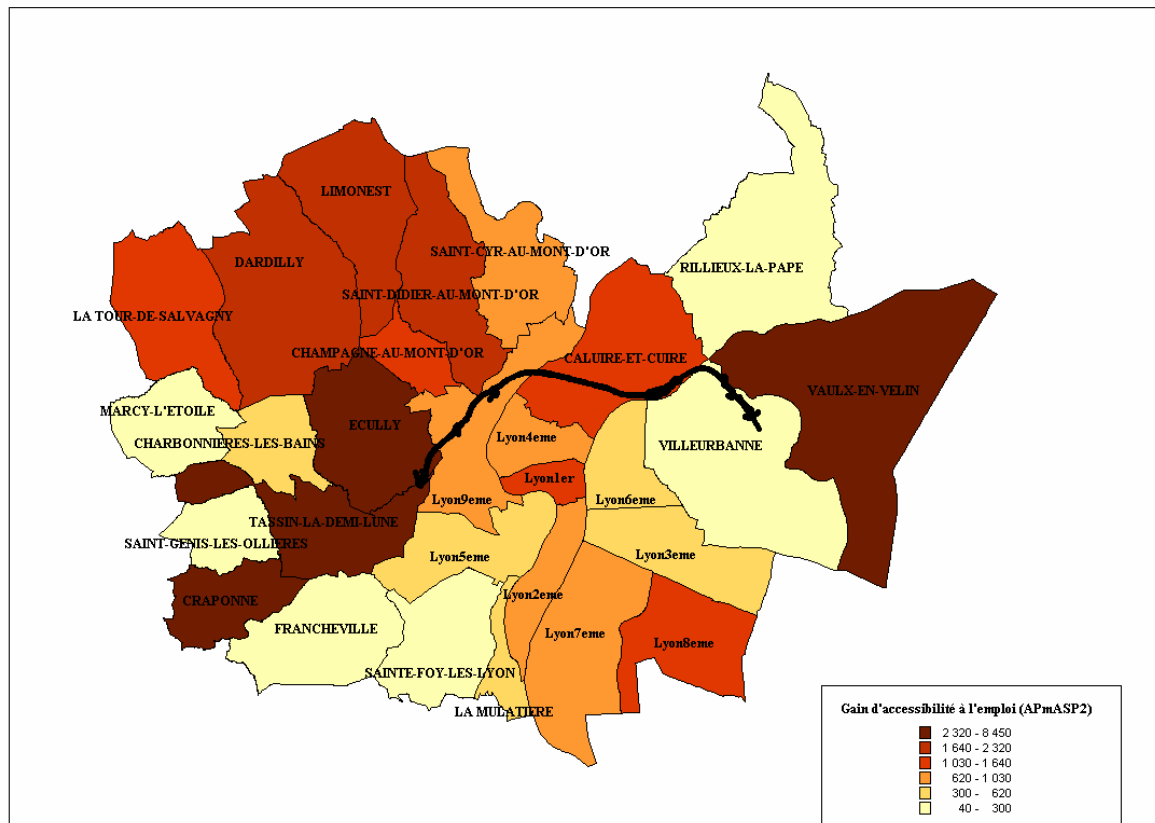
Carte 4.2.d Gain de temps total induit par le périphérique Nord



Carte 4.2.e Part de la distance totale parcourue sur le périphérique Nord



Carte 4.2.f Gains d'accessibilité à l'emploi



Comme attendu, le critère de proximité avec un échangeur renvoie à une géographie concentrique autour du « couloir » dessiné par l'infrastructure s'étendant de Tassin-la-Demi-Lune à Vaulx-En-Velin. La comparaison des cartes 4.2.a et 4.2.b permet de mesurer le caractère arbitraire du critère dichotomique de présence/absence d'un échangeur sur le territoire communal. Nombre des échangeurs étant implantés sur des espaces limitrophes, ce critère conduit à l'exclusion de communes dont le niveau d'accès à l'infrastructure est pourtant comparable à celui des neuf communes d'implantation. Les cartes 4.2.b et 4.2.c, relatives aux distances physiques ou temporelles d'accès au périphérique, font apparaître deux zones de faible accès au sein de la zone d'étude :

- La zone nord-ouest, autour des communes de Limonest et Dardilly,
- La zone sud-est, constituée des 3^{ième}, 7^{ième} et 8^{ième} arrondissements de Lyon, ainsi que la commune de La Mulatière.

Le critère de temps d'accès à un échangeur favorise, par rapport à la seule distance, la zone située au sud de l'infrastructure, et notamment les arrondissements sud de Lyon. En revanche, elle augmente le nombre de communes de la zone nord-ouest à faible accès à l'infrastructure. Contrairement à la distance minimale au périphérique, cet indicateur prend en effet en compte la présence d'autres axes routiers ayant déjà un impact sur la qualité de l'accessibilité aux communes ou arrondissements dotés d'un échangeur. Par exemple, les espaces localisés au sud, tels que Lyon 7^{ième}, Lyon 8^{ième}, ou la Mulatière, qui se trouvent assez éloignées (en distance physique) d'un échangeur du périphérique (*cf. carte 4.2.b*), ont tendance à se rapprocher de l'infrastructure en temps d'accès grâce notamment à la rocade Est ou à l'autoroute A7 (*cf. carte 4.2.c*). De même, Limonest bénéficie de l'autoroute A6.

Les résultats les plus frappants renvoient toutefois à la discontinuité spatiale de la géographie résultant des gains d'accessibilité potentielle, discontinuité qui contraste avec la régularité concentrique de l'éloignement vis-à-vis du périphérique.

Certaines des zones connectées à la voie rapide (*cf. carte 4.2.a*) en retirent cependant un avantage substantiel en termes d'amélioration de leur accessibilité potentielle à l'ensemble de l'agglomération. Notamment, Vaulx-en-Velin et Rillieux-La-Pape, localisées à l'est et qui sont des zones à fortes concentrations d'emplois, et Caluire-et-Cuire et Tassin-la-Demi-Lune, deux zones résidentielles localisées à l'ouest.

Par contre, une commune comme Villeurbanne (qui bénéficie pourtant d'un échangeur d'accès au périphérique), n'a pas vraiment bénéficié d'une amélioration du réseau de transport. La plupart des déplacements originaires de cette commune n'empruntent que 4 % du périphérique en direction du reste de l'agglomération, comme l'atteste la carte 4.2.e relative à l'indicateur *PARTPERI*.

Néanmoins, un certain nombre de municipalités dont l'accès direct à l'infrastructure est médiocre retirent des avantages substantiels de cette infrastructure. Ainsi en est-il de Dardilly ou Limonest, qui, possédant des axes de transport majeurs autres que le périphérique pour accéder au centre, bénéficient des plus grands gains de temps. Relativement au critère d'accessibilité potentielle à l'emploi, ce sont les communes situées à l'ouest et au nord du périphérique qui bénéficient d'un gain d'accessibilité relativement élevé. On remarque une nouvelle fois que Villeurbanne ne tire pas de réel bénéfice de l'infrastructure en raison de la logique particulière de la construction de cet indicateur qui est liée à l'emploi. En revanche, Lyon 8^{ème}, bien qu'étant très éloigné, en distance physique, d'un échangeur (*cf. DMINPERI dans le tableau 4.7.b*), figure parmi les secteurs dont le niveau d'accessibilité a été considérablement amélioré par le périphérique. Elle dispose en effet d'un réseau de transport (rocade Est) qui lui permet d'accéder au périphérique plus rapidement que ne le laisse supposer *DMINPERI (cf. TMINPERI dans tableau 4.7.b)*.

La distinction entre les deux groupes d'indicateurs, l'un construit à partir du périphérique nord et l'autre étant fondé sur la proximité des nœuds d'accès à l'infrastructure, souligne le caractère multidimensionnel de la notion d'accessibilité. Chacun des indicateurs construits dans cette section apparaît donc jouer un rôle important dans la distribution de l'accessibilité au sein de l'agglomération. Par conséquent, tous ces indicateurs sont confrontés, dans la section suivante, dans un modèle de prix hédoniques afin de déterminer le(s)quel(s) d'entre eux est (sont) le(s) plus performant(s) dans l'analyse de la relation entre capitalisation immobilière et gains d'accessibilité.

2.2. La capitalisation immobilière des gains d'accessibilité : application au niveau communal

La capitalisation des gains d'accessibilité dans le prix des logements est mesurée par un modèle de régression de prix hédonique. La construction d'un tel modèle nécessite de spécifier tout d'abord le choix de la forme fonctionnelle appropriée à la valorisation immobilière du périurbain nord, puis de déterminer le type de variables exogènes à introduire dans la régression.

2.2.1 La spécification d'un modèle de prix hédoniques : les considérations méthodologiques

2.2.1.1. Le choix de la forme fonctionnelle

La spécification linéaire n'apparaît pas comme la meilleure du point de vue économétrique dans la plupart des travaux sur les caractéristiques hédoniques qui ont souvent recours à la forme logarithmique ou bien à la forme Box-Cox.

Le recours aux transformations sur les variables permet de tenir compte des relations non linéaires entre le prix et les caractéristiques des logements et par conséquent, d'améliorer les performances du modèle sans toutefois nécessiter le recours aux méthodes de régression non linéaires plus complexes à manipuler et plus difficiles d'interprétation.

Une des premières applications de la forme Box-Cox dans un modèle de prix du logement a été présentée par Goodman (1978). Elle a ensuite été amendée par Halvorsen et Pollakowski (1981). La variable endogène issue de la transformation de Box-Cox s'écrit :

$$T(p) = \frac{(p)^\lambda - 1}{\lambda} \quad (4.4)$$

Elle permet d'obtenir un degré de flexibilité relativement appréciable car suivant la valeur du paramètre λ , la relation entre le prix du logement et ses caractéristiques peut devenir log-linéaire ($\lambda = 0$) (le logarithme du prix du logement est une fonction linéaire des caractéristiques du logement), linéaire ($\lambda = 1$) ou encore quadratique ($\lambda = 1/2$)

Cependant, dès lors que l'on souhaite introduire de la dépendance spatiale dans le modèle, l'estimation et les tests de la forme Box-Cox deviennent plus complexes (Baltagi, Li, 1999). Dans son article sur les grands échantillons de données spatiales, Pace (1997)

utilise notamment la forme logarithmique pour estimer un modèle de régression de prix des logements aux Etats-Unis.

La transformation logarithmique est l'une des plus utilisées (Beckerich, 2000, Rich, Nielsen, 2002 ; Kondo, Lee, 2002 ; Mc Millen, 2003). Elle permet de linéariser la relation propre à une distribution statistique très étendue. Appliquée simultanément à la variable dépendante, c'est-à-dire le prix de vente, et aux variables indépendantes, cette transformation permet de générer un modèle dont les termes de l'équation sont multiplicatifs plutôt qu'additifs.

Si la meilleure spécification est multiplicative, cela signifie que l'ajout d'une caractéristique dichotomique entraîne un accroissement de la valeur du bien d'autant plus élevé que le bien a déjà une valeur élevée. Ceci en raison du fait que le « volume » de cette caractéristique (qui découle notamment de sa surface et de son équipement) est probablement d'autant plus important que le bien a de la valeur, et que ce volume est mal appréhendé par une variable dichotomique. Ce phénomène est d'autant plus susceptible de se manifester que les logements sont davantage hétérogènes (Calcoen, Cornuel, Leleu, 2003).

Le choix de la forme fonctionnelle prise en compte dans notre analyse est déterminé par l'estimation du paramètre λ de la fonction Box-Cox sur le modèle de prix hédoniques appliqué à l'échelle communale. Les résultats ont rapporté une valeur de λ comprise entre 0,16 et 0,22 sur le marché de l'immobilier collectif ancien et un λ très proche de 0 (autour de 0,04) pour le marché de l'immobilier collectif neuf. C'est pourquoi, par la suite, nous appliquerons la transformation logarithmique au prix du logement ainsi qu'à la variable explicative SURFACE.

2.2.1.2. Variables introduites dans le modèle de prix hédoniques

Les premières données obtenues pour cette analyse, par l'intermédiaire de l'O.T.I.F, ne concernaient que 28 communes de l'agglomération Lyonnaise sur la période 1990-2001 et seulement le marché de l'immobilier collectif.

Les informations relatives aux attributs de voisinage (nombre d'équipements, espaces verts, métro, université ou ZEP) sont fournies par l'INSEE (enquête relative aux Equipements urbains) pour l'année 1994. Le niveau d'équipement est par conséquent considéré comme fixé tout au long de la période d'étude. Ainsi, nous posons l'hypothèse de stabilité des attributs de voisinage entre 1990 et 2001. De cette façon, le modèle de prix

hédoniques capturera seulement les effets de l'amélioration du réseau de transport. Notre base de données contient également le revenu fiscal moyen des ménages en 1995 ainsi que le nombre total d'emplois et de résidents dans chaque commune en 1999. Le récapitulatif des données utilisées est présenté au tableau 4.8.

Une fois les données épurées, il reste 92989 transactions effectuées dans 28 communes de l'agglomération sur l'ensemble de la période. 60628 observations proviennent du marché collectif ancien et 32361 du logement collectif neuf. La partie centrale de l'agglomération, avec neufs arrondissements, est celle qui représente le plus grand nombre de transactions avec 68402 observations. A l'ouest (16 communes) 9584 transactions sont observées, alors qu'à l'est 15004 observations sont localisées sur trois communes.

Plusieurs caractéristiques peuvent déterminer la valeur d'un logement : le bâti (taille et confort sanitaire), la localisation (distance au centre, aux équipements, aux aménités telles que l'environnement ou la fiscalité locale), le marché et les intervenants. Cependant, nous sommes limités par la source d'informations statistiques mise à notre disposition. C'est pourquoi, outre les données décrites précédemment, nous avons créé d'autres variables susceptibles d'influencer l'évolution du prix du logement.

Certaines variables fournies par l'O.T.I.F. ont été transformées en variables dichotomiques : Le type de ménage acquéreur a été subdivisé en deux sous-groupes : privé (particuliers et agriculteurs) et public (les autres : Lotisseurs/Marchands de Biens, Sociétés Privées d'Aménagement, etc.). Les particuliers sont les acquéreurs majoritaires (*cf. section I*).

Afin de tenir compte de l'évolution de l'indice des prix à la construction, nous avons transformé la variable année de transaction en plusieurs variables dichotomiques correspondant à chacune des années de la période d'étude.

Selon le modèle classique de la Nouvelle Economie Urbaine, le prix du logement diminue avec la distance au centre. La distance-temps au centre est introduite ici sous la forme de la distance au carré (DSQ). La distance au carré n'étant pas une distance euclidienne, elle ne peut donc interférer avec d'autres variables du même type telle que la distance minimale au périphérique (non euclidienne également)ⁱⁱ.

ⁱⁱ Nous verrons par la suite (*cf. 3.2*), que le choix de cette spécification de la distance fait apparaître un certain biais dans les régressions effectuées au niveau de la section cadastrale. C'est pourquoi, nous aurons recours à une forme plus communément usitée dans la littérature : l'exponentielle de la distance au centre.

2.2.1.3. Application du modèle de régression de prix hédoniques à l'échelle communale

La capitalisation des gains d'accessibilité dans le prix des logements à l'échelle communale est mesurée par le modèle de régression de prix hédonique suivant:

$$\begin{aligned} LOGPRIX = & \beta_0 + \beta_1 SURFACE + \beta_2 DANNEE + \beta_3 COPRO + \beta_4 CSP + \beta_5 EQUIP \\ & + \beta_6 NPIECES + \beta_7 METRO + \beta_8 SVERT + \beta_9 UNIV + \beta_{10} ZEP + \beta_{11} R95 \\ & + \beta_{12} EMPOP + \beta_{13} DSQ + \beta_{14} ACC + \varepsilon \end{aligned} \quad (4.5)$$

avec $\varepsilon \sim N(0, \sigma^2)$

LOGPRIX est le logarithme du prix de transaction. Plusieurs spécifications de la variable endogène ont été testées. En comparant la valeur entre les différents R^2 nous avons choisi de conserver le logarithme du prix.

Les variables exogènes sont définies dans le tableau 4.8:

SURFACE est le logarithme de la surface du logement. Selon Colwell et Munneke (1997), l'introduction de la variable *SURFACE* de façon linéaire conduit à introduire de l'autocorrélation spatiale étant donné les relations non linéaires entre surface moyenne des terrains et distance au centre. Il est donc préférable de construire des variables de surface non linéaires dans les modèles de prix hédoniques en utilisant la transformation logarithmique de cette variable (*log de la surface*).

DANNEE représente l'ensemble des variables dichotomiques *D1990, D1991, D1992, D1993, D1994, D1995, D1996, D1997, D1998, D1999, D2000*^{jj}.

CSP représente l'ensemble des variables dichotomiques *DAPRO, DAQPUB, DVENPRO, DVENPUB*.

ACC représente une des variables d'accessibilité *DPERI, TMINPERI, GAINTPS, PARTPERI, APmASP2*.

Afin d'éviter tout problème de colinéarité, nous avons enlevé de la régression les variables telles que les variables dichotomiques correspondant aux acheteurs et aux vendeurs privés, ainsi que la variable dichotomique pour l'année 2001. Toutes ces

^{jj} Les tests d'introduction d'une variable trend dans la régression ont conduit aux mêmes résultats que ceux obtenus avec ces variables dichotomiques. C'est pourquoi nous avons décidé qu'il n'était pas nécessaire d'introduire une telle variable dans le modèle de régression linéaire.

variables ont un effet significatif sur le prix du logement dans le sens attendu. Plus explicitement, le prix du logement est décroissant avec le logement ancien alors qu'il augmente lorsqu'il est confronté à un acheteur ou un vendeur privé.

Tableau 4.8 Définition des variables

Variables	Définition
LOGPRIX	Logarithme du prix de transaction
SURFACE	Logarithme de la surface du logement
D1990	Variable dichotomique égale à 1 pour 1990
D1991	Variable dichotomique égale à 1 pour 1991
D1992	Variable dichotomique égale à 1 pour 1992
D1993	Variable dichotomique égale à 1 pour 1993
D1994	Variable dichotomique égale à 1 pour 1994
D1995	Variable dichotomique égale à 1 pour 1995
D1996	Variable dichotomique égale à 1 pour 1996
D1997	Variable dichotomique égale à 1 pour 1997
D1998	Variable dichotomique égale à 1 pour 1998
D1999	Variable dichotomique égale à 1 pour 1999
D2000	Variable dichotomique égale à 1 pour 2000
DAPRO	Variable dichotomique égale à 1 lorsque l'acquéreur est un professionnel
DAQPUB	Variable dichotomique égale à 1 lorsque l'acquéreur est un organisme public
DVENPRO	Variable dichotomique égale à 1 lorsque le vendeur est un professionnel
DVENPUB	Variable dichotomique égale à 1 lorsque le vendeur est un organisme public
COPRO	Année de mis en copropriété
NPIECES	Nombre de pièces
SURFACE	Surface du logement
NEQUIP	Indice d'équipements urbains de l'INSEE (1994)
METRO	Variable dichotomique égale à 1 lorsqu'il existe une station de métro dans la zone
UNIV	Variable dichotomique égale à 1 lorsqu'il existe un établissement d'enseignement supérieur dans la zone
ZEP	Variable dichotomique égale à 1 lorsqu'il existe une Zone d'Education Prioritaire dans la zone
SVERT	Surface d'espaces verts dans la zone (INSEE, 1994)
R95	Revenu Fiscal moyen des ménages (INSEE, 1995)
EMPOP	Nombre d'emplois par actif résident en 1999
DSQ	Temps d'accès au centre au carré
DPERI	Variable dichotomique égale à 1 lorsqu'il existe un échangeur donnant accès au périphérique Nord
TMINPERI	Temps d'accès (en minutes) à l'échangeur le plus proche relié au périphérique Nord
GAINTPS	Gain de temps total induit par le périphérique Nord (calculé sur la base d'un déplacement effectué en direction de chaque commune de la zone d'étude)
PARTPERI	Part de la distance totale parcourue en empruntant le périphérique Nord (calculé sur la base d'un déplacement effectué en direction de chaque commune de la zone d'étude)
APmASP2	Augmentation totale de l'indicateur d'accessibilité générique à l'emploi (pour un paramètre de valeur du temps fixé à 0,15) due à l'utilisation du périphérique Nord

Sources : O.T.I.F. (Observatoire des Transactions Immobilières et Foncières du Grand Lyon, Communauté Urbaine de Lyon) et I.N.S.E.E.

Les calculs de temps/distances de déplacement sont établis à partir du moteur de recherche des temps de déplacement d'EPERLY (société concessionnaire du périphérique)

2.2.2 La capitalisation des gains d'accessibilité : résultats du modèle de prix hédoniques communal

Une régression de prix hédoniques est appliquée sur les segments de marché de l'immobilier collectif neuf et ancien et pour tous les indicateurs d'accessibilité^{kk}. Les résultats sont présentés dans les tableaux 4.9.a et 4.9.b.

Sur le marché du logement collectif ancien, on constate que, comme attendu, la surface, le nombre de pièces, l'âge du logement, l'accès au métro et le carré de la distance - temps^{ll} au centre de la ville sont fortement capitalisés avec le signe convenu.

Le revenu fiscal moyen des ménages et les zones d'éducation prioritaires sont également pertinentes et indiquent par conséquent la force des externalités de voisinage. H. Selod rappelle notamment dans un article sur la mixité sociale (2004) que la stigmatisation des quartiers classés en ZEP est bien réelle. Elle peut être mesurée indirectement par la baisse des prix fonciers consécutive au classement d'un quartier en ZEP.

Les zones ayant un grand nombre d'emplois par résidant subissent un impact négatif sur les prix de leurs logements (*EMPOP* est généralement significatif). Cette caractéristique dénote une préférence des ménages pour les zones purement résidentielles, étant donné que la présence d'un grand nombre d'emplois peut être la source d'externalités négatives.

L'existence d'un d'espace vert dans la zone apparaît négativement significative. Ce résultat se justifie en raison de l'unité géographique large qui est utilisée dans cette analyse (la commune) qui empêche le modèle de capturer tous les effets des variables exogènes.

Parmi les indicateurs d'accessibilité estimés dans le modèle, tous ne sont pas significatifs. Les gains de temps (*GAINTPS*) induits par le périphérique (calculés à partir des gains de temps pour un trajet en direction de chaque municipalité à l'intérieur de l'aire métropolitaine) n'ont pas de réel impact sur l'évolution des prix de l'immobilier. En revanche, *PARTPERI*, la part de la distance couverte en utilisant le périphérique sur la distance totale d'un trajet (en supposant qu'un trajet est effectué en direction de chaque municipalité à l'intérieur de l'agglomération), lorsqu'elle augmente, provoque une diminution du prix du logement.

La non significativité de la variable *GAINTPS* peut s'expliquer par le fait que les communes qui bénéficient des plus grands gains de temps sont celles qui disposent d'un

^{kk}La variable *DMINERI* n'est pas introduite dans l'analyse car elle donne approximativement les mêmes résultats que *TMINPERI*.

^{ll} Les distance - temps sont calculées à l'aide de la base « *calcul d'itinéraire* » d'Eperly (société concessionnaire du périphérique Nord).

système d'autoroutes préexistant qui leur facilite l'accès à l'ensemble de l'agglomération (cf. *tableau 4.7.a*: Dardilly, Limonest ou St Didier au Mont d'Or entre autres). Par conséquent, la valeur de l'accès induit par le périphérique s'en trouve réduite.

La présence d'un nœud d'entrée au périphérique Nord (*DPERI*) dans la commune, n'est pas non plus significative sur le marché de l'immobilier ancien. Cependant, les communes qui ont accès au périphérique sont aussi celles pour lesquelles la variable *PARTPERI* est la plus élevée (cf. *tableau 4.7.a*) mais ces deux variables ne sont que très faiblement corrélées (cf. *tableau 4.7.c*). On aurait pu s'attendre à une inversion des résultats obtenus entre *DPERI* et *PARTPERI*. En effet, une trop grande proximité avec l'infrastructure aurait pu engendrer la manifestation d'externalités négatives telles que le bruit ou la pollution. La variable dichotomique *DPERI* n'apparaît donc pas suffisante pour capter tous les effets de la nouvelle infrastructure de transport.

Lorsque la distance-temps au nœud d'entrée le plus proche (*TMINPERI*) de la voie rapide augmente, le prix diminue fortement^{mmm}. Cette variable apparaît plus pertinente que *DPERI* car elle permet de prendre en compte la dépendance spatiale des observations.

Le *tableau 4.9.a* indique enfin que les gains d'accessibilité aux emplois générés par l'utilisation du périphérique et mesurés par la variable *APmASP2* sont significativement capitalisés dans les prix des logements. Les zones d'habitations bénéficiant d'une meilleure accessibilité à l'emploi voient donc le prix de leur logement collectif ancien augmenter.

Des résultats similaires apparaissent sur le marché du neuf (cf. *tableau 4.9.b*). En outre, sur ce segment, la présence d'un échangeur dans la commune (*DPERI*) devient significative. Cependant, les autres variables explicatives du modèle telles que *ZEP*, *EMPOP*, *NEQUIP* ou *UNIV* restent ou deviennent significatives mais dans le sens opposé à ce qui est présenté dans le modèle du logement collectif ancien.

Les variables relatives aux attributs de voisinage apparaissent singulièrement instables dans la régression de prix hédoniques. Par conséquent, cette analyse présente des limites dans la mesure où elle ne peut pas tenir compte de la dépendance spatiale qui existe entre toutes les observations en raison de son application à une échelle géographique trop large.

Cependant, l'objectif premier avancé de cette étude était de mettre en évidence l'intérêt de la prise en compte du temps dans la construction des indicateurs d'accessibilité ainsi que de l'utilisation du périphérique. Les résultats ont montré que de tels indicateurs

^{mmm} On pourrait penser que la proximité directe au périphérique pourrait être une source d'externalités négatives (bruit, pollution). Néanmoins, les unités spatiales utilisées dans cette étude sont trop grandes pour permettre l'étude de tels effets (cf. *section 3*).

étaient robustes : *APmASP2* et *TMINPERI* sont apparus fortement significatifs dans les deux modèles de régression. Bien qu'elles ne soient pas corrélées entre elles (*cf. tableau 4.7.c*), les deux dimensions des gains d'accessibilité générées par le périphérique apparaissent donc significatives dans le modèle. Par conséquent, l'accès à l'infrastructure représenté par *TMINPERI* capte bien les effets de l'accessibilité.

Cependant, cette déclinaison purement spatiale présente plusieurs limites car les valeurs du logement sont exposées à un haut degré de dépendance spatiale. Les effets spatiaux remettent en question les hypothèses d'indépendance des observations dans les modèles des moindres carrés ordinaires. L'introduction d'un terme autorégressif dans la régression implique la décroissance des valeurs des coefficients qui peuvent alors devenir non significatifs.

En présence de données spatiales on est confronté au problème de la dépendance spatiale entre les observations et de la différenciation des variables et des comportements dans l'espace. Les modèles de l'économétrie spatiale permettent de prendre en compte l'autocorrélation spatiale et l'hétérogénéité des variables.

Tableau 4.9.a : Régression hédonique pour le logement collectif ancien

Variable	Coefficient	t-student	Coefficient	t- student	Coefficient	t- student	Coefficient	t- student	Coefficient	t- student
Constante	1,453***	6,216	1,490***	6,369	1,415***	6,053	1,455***	6,223	1,421***	6,074
SURFACE	0,012***	94,892	0,012***	94,868	0,012***	94,348	0,012***	94,973	0,012***	95,045
COPRO	0,005***	42,573	0,005***	42,383	0,005***	42,960	0,005***	42,603	0,005***	42,690
DVENPRO	-0,149***	-27,624	-0,149***	-27,637	-0,150***	-27,767	0,092***	32,906	-0,149***	-27,652
DVENPUB	-0,186***	-11,468	-0,185***	-11,421	-0,186***	-11,483	-0,149***	-27,640	-0,186***	-11,477
DAPRO	-0,254***	-40,014	-0,254***	-40,045	-0,254***	-40,092	-0,185***	-11,454	-0,254***	-40,013
DAQPUB	-0,305***	-16,784	-0,306***	-16,818	-0,305***	-16,742	-0,254***	-40,018	-0,306***	-16,812
NPIECES	0,092***	32,954	0,092***	33,060	0,093***	33,293	-0,306***	-16,804	0,092***	32,763
D1990	-0,256***	-16,409	-0,253***	-16,212	-0,258***	-16,571	-0,256***	-16,439	-0,258***	-16,527
D1991	-0,153***	-9,949	-0,151***	-9,797	-0,155***	-10,025	-0,154***	-9,976	-0,155***	-10,043
D1992	-0,209***	-13,393	-0,207***	-13,300	-0,209***	-13,448	-0,209***	-13,418	-0,210***	-13,474
D1993	-0,182***	-11,762	-0,181***	-11,678	-0,183***	-11,807	-0,182***	-11,783	-0,183***	-11,830
D1994	-0,173***	-11,271	-0,172***	-11,204	-0,173***	-11,319	-0,173***	-11,286	-0,174***	-11,329
D1995	-0,198***	-12,905	-0,197***	-12,801	-0,199***	-12,955	-0,199***	-12,928	-0,199***	-12,983
D1996	-0,240***	-15,855	-0,239***	-15,788	-0,240***	-15,888	-0,240***	-15,875	-0,241***	-15,917
D1997	-0,255***	-16,838	-0,254***	-16,735	-0,256***	-16,890	-0,256***	-16,863	-0,256***	-16,921
D1998	-0,181***	-12,013	-0,180***	-11,903	-0,182***	-12,081	-0,182***	-12,037	-0,183***	-12,093
D1999	-0,138***	-9,282	-0,137***	-9,197	-0,139***	-9,299	-0,139***	-9,308	-0,140***	-9,358
D2000	-0,064***	-4,265	-0,063***	-4,191	-0,065***	-4,287	-0,065***	-4,293	-0,065***	-4,346
SVERT	-0,001***	-13,109	-0,001***	-15,221	-0,001***	-14,884	-4,5E-04***	-10,514	-3,8E-04***	-8,301
NEQUIP	0,001***	1,806	0,002***	3,181	3,7E-04	0,712	0,001***	2,623	0,002***	3,921
TRAM	0,009	1,131	0,023***	2,821	0,020**	2,493	0,007	0,860	-0,005	-0,565
METRO	0,132***	12,663	0,132***	12,750	0,119***	11,119	0,132***	12,664	0,116***	10,213
ZEP	-0,011***	-2,247	-0,024***	-4,190	-0,013***	-2,618	-0,011***	-2,185	-0,007	-1,240
UNIV	0,005	0,678	3,7E-04	0,071	0,008	1,415	-0,002	-0,320	-0,004	-0,735
R95	0,000***	47,400	4,8E-06***	48,233	4,5E-06***	41,354	4,8E-06***	47,092	4,7E-06***	45,631
EMPOP	-0,030	-1,545	-0,063***	-4,804	0,017	1,067	-0,041***	-3,275	-0,033**	-2,588
DSQ	-2,7E-04***	-9,295	-3,0E-04***	-10,164	-2,0E-04***	-6,375	-2,6E-04***	-8,535	-2,4E-04***	-7,997
DPERI	0,007	0,836								
APMASP2			1,2E-05***	4,656						
TMINPERI					-0,006***	-5,829				
GAINTPS							-1,5E-04	-1,400		
PARTPERI									-0,002***	-3,702
N obs.		60628		60628		60628		60628		60628
R ²		0,608		0,608		0,608		0,608		0,608
R ² Ajusté		0,608		0,608		0,608		0,608		0,608

*: p<0.1 ** :p<0.05 ***:p< 0.01

Tableau 4.9.b Régression hédonique pour le logement collectif neuf

Variable	Coefficient	t-student	Coefficient	t- student	Coefficient	t- student	Coefficient	t- student	Coefficient	t- student
Constante	-5,486***	-13,241	-5,328***	-12,865	-5,471***	-13,227	-5,529***	-13,319	-5,554***	-13,380
SURFACE	0,006***	97,402	0,006***	97,332	0,006***	97,315	0,006***	97,581	0,006***	97,409
COPRO	0,005***	26,048	0,005***	25,781	0,005***	26,224	0,005***	26,079	0,005***	26,157
DVENPRO	0,019***	9,105	0,020***	9,247	0,020***	9,319	0,019***	9,084	0,019***	9,088
DVENPUB	-0,015**	-2,278	-0,030***	-4,657	-0,014**	-2,208	-0,023***	-3,586	-0,021***	-3,267
DAPRO	-0,037***	-16,635	-0,039***	-17,385	-0,037***	-16,727	-0,037***	-16,714	-0,037***	-16,645
DAQPUB	-0,150***	-15,769	-0,156***	-16,438	-0,146***	-15,341	-0,154***	-16,073	-0,152***	-15,946
NPIECES	0,017***	12,343	0,017***	12,563	0,017***	12,553	0,017***	12,004	0,017***	12,062
D1990	-0,040***	-5,524	-0,042***	-5,790	-0,040***	-5,543	-0,042***	-5,698	-0,042***	-5,712
D1991	-0,019***	-2,560	-0,021***	-2,860	-0,019***	-2,596	-0,020***	-2,791	-0,020***	-2,808
D1992	-0,003	-0,384	-0,006	-0,790	-0,003	-0,353	-0,005	-0,639	-0,005	-0,619
D1993	-0,015**	-2,136	-0,018**	-2,553	-0,015**	-2,105	-0,017**	-2,370	-0,017**	-2,335
D1994	-0,033***	-4,698	-0,036***	-5,147	-0,032***	-4,578	-0,035***	-4,957	-0,034***	-4,896
D1995	-0,046***	-6,565	-0,049***	-6,955	-0,046***	-6,487	-0,048***	-6,844	-0,048***	-6,827
D1996	-0,059***	-8,505	-0,061***	-8,910	-0,058***	-8,488	-0,060***	-8,703	-0,060***	-8,686
D1997	-0,080***	-11,694	-0,083***	-12,125	-0,080***	-11,706	-0,082***	-11,890	-0,082***	-11,875
D1998	-0,054***	-7,844	-0,055***	-8,111	-0,054***	-7,909	-0,055***	-7,951	-0,054***	-7,937
D1999	-0,024***	-3,470	-0,026***	-3,776	-0,023***	-3,462	-0,024***	-3,580	-0,024***	-3,542
D2000	-0,017**	-2,421	-0,019***	-2,716	-0,017**	-2,432	-0,019***	-2,648	-0,019***	-2,684
SVERT	-2,4E-04***	-9,353	1,0E-05	0,591	-3,1E-04***	-12,230	-3,9E-05**	-2,173	-1,8E-05	-0,935
NEQUIP	-0,001***	-5,435	-0,001***	-4,283	-0,001***	-5,817	-4,2E-04*	-1,829	-3,0E-04	-1,295
TRAM	0,004	1,197	0,019***	5,826	0,013***	3,960	0,008**	2,159	0,001	0,380
METRO	0,025***	6,089	0,029***	7,123	0,027***	6,643	0,030***	7,454	0,026	5,854
ZEP	0,012***	5,609	-0,011***	-4,672	0,010***	5,045	0,003	1,438	0,005**	2,232
UNIV	0,015***	5,414	-0,010***	-5,116	0,008***	3,742	-0,006***	-3,010	-0,006***	-2,954
R95	1,5E-06***	29,841	1,3E-06***	25,814	0,000***	25,380	1,4E-06***	29,703	1,4E-06***	29,390
EMPOP	0,040***	5,823	-0,031***	-7,200	0,051***	8,123	-0,018***	-4,265	-0,017***	-3,880
DSQ	-1,4E-04***	-13,087			-5,1E-05***	-4,455	-1,2E-04***	-11,830	-1,2E-04***	-11,765
DPERI	0,041***	10,777								
APMASP2			1,4E-05***	13,528						
TMINPERI					-0,007***	-14,933				
GAINTPS							5,9E-05	1,064		
PARTPERI									-0,001**	-2,270
N obs.		32361		32361		32361		32361		32361
R ²		0,84		0,84		0,84		0,84		0,84
R ² Ajusté		0,84		0,84		0,84		0,84		0,84

*: p<0.1 ** :p<0.05 ***:p< 0.01

3. L'effet des gains d'accessibilité sur l'évolution des prix du logement à l'échelle cadastrale : l'intégration des effets de dépendance spatiale

Afin d'éviter la surestimation de la sensibilité du prix de vente à la prime d'accessibilité, nous prenons en compte la dépendance spatiale dans le modèle en travaillant sur une échelle géographique beaucoup plus fine, la section cadastrale. Le plan du cadastre numérisé fourni par le service d'« Information Géographique » de la Communauté Urbaine de Lyon offre la possibilité de spatialiser les données. De nouvelles variables sont donc créées avec pour objectif de mettre en évidence l'impact de l'amélioration de l'accessibilité sur le prix du logement.

3.1. Le choix des indicateurs d'accessibilité

Cependant, à cette échelle, il n'est pas possible d'intégrer la notion de distance-temps car le logiciel de système d'information géographique dont nous disposons, *Map-Info*, ne permet pas de calculer les temps de parcours entre les différentes sections cadastrales. En l'occurrence, les gains d'accessibilité tels que *APmASP2* calculés dans la section 2.1 ne peuvent pas être pris en compte ici.

Par conséquent, l'analyse spatiale des transactions immobilières nous conduit à travailler sur des indicateurs d'accessibilité construits à partir de la proximité à l'infrastructure. Le tableau 4.7.c, relatif aux coefficients de corrélation de rang de Spearman, a montré que *TMINPERI*, *DMINPERI* et *DPERI* sont parfaitement corrélés. C'est pourquoi, l'analyse retiendra comme mesure de l'accessibilité dans cette section la distance minimale à un échangeur du périphérique (*DMINPERI*), et la variable dichotomique *DPERI*.

Une nouvelle variable d'accessibilité (*PARTPERI*) est par ailleurs introduite dans le modèle afin de mieux identifier les effets de nuisances engendrés par l'infrastructure. Elle diffère cependant de celle construite au niveau communal car elle représente désormais la part du périphérique contenu dans chaque section cadastrale. Plus précisément, il s'agit de la longueur du périphérique nord rapportée au périmètre de la section cadastrale.

Le calcul de la distance minimale à l'entrée du périphérique est effectué pour chaque section cadastrale. Toutes les entrées de l'infrastructure (14 entrées) sont géocodées grâce au logiciel d'information géographique *Map-Info*. La distance entre chaque section cadastrale et chaque échangeur est répertoriée et une distance minimale au périphérique est alors calculée (distance à l'entrée la plus proche) pour chaque zone renseignée par la base

de données (soit 1514 sections)^{mn}. La distribution fait apparaître un tiers des sections entre 2 et 5 kilomètres (*cf. Annexe2*).

On localise également les zones traversées par le périphérique, ce qui permet de calculer non seulement la part du périphérique contenu dans ces sections mais également les zones traversée par un tunnel ou bien celles situées dans la zone du péage (*cf. Annexe 3*).

On retiendra donc comme variables représentatives du périphérique Nord au niveau de la section cadastrale, la part du périphérique, la part de tunnel, le péage, la présence d'un nœud d'entrée et la distance minimale. Le gain de temps (*GAINTPS*) et l'indicateur d'accessibilité générique à l'emploi (*ApmASP2*) ne sont donc pas introduits dans l'analyse.

3.2. La construction du modèle de prix hédoniques

La base du modèle de régression de prix hédonique précédent est reprise pour analyser l'impact du périphérique Nord de Lyon sur l'évolution du prix des transactions immobilières entre 1990 et 2003 à un niveau de zonage plus fin : la section cadastrale. Des améliorations sont apportées quand à l'introduction des variables exogènes : la surface d'espace vert (*SVERT*) n'est pas prise en compte ici en raison des difficultés de repérage de tous les espaces au niveau du cadastre et des écarts importants entre les superficies des parcs. Par exemple, le parc de la Tête d'Or constitue une aménité réelle positive dans le sixième arrondissement de Lyon inimitable dans l'ensemble des autres zones de l'agglomération.

Le ratio emploi sur population (*EMPOP*) n'est pas non plus intégré car les données sur l'emploi ne sont pas disponibles à l'échelle cadastrale ni même au niveau de l'IRIS 2000.

L'âge de l'acquéreur a été subdivisé en 6 variables dichotomiques afin de mieux rendre compte de l'effet du cycle de vie dans le choix des logements par les ménages (Clark, Van Lierop, 1986). On peut s'attendre, en effet à ce que les ménages jeunes (moins de 35 ans) achètent les logements les moins chers et les plus petits. Les plus de 35 ans sont considérés comme étant des ménages avec enfants à la recherche d'espace et de qualité de vie. Enfin, les plus de 55 ans investissent dans des logements moins spacieux et plus proches des aménités urbaines.

^{mn} L'ensemble de l'agglomération lyonnaise est subdivisé en 1572 sections cadastrales.

Le niveau d'équipement relevé au niveau de la section se différencie de l'indice des équipements urbains de l'INSEE utilisé à l'échelle communale. Ici se sont les équipements sportifs qui sont mentionnés et que nous avons différenciés des piscines, des « collèges-lycée » et des écoles. Cependant, lors de l'estimation du modèle les variables liées à la présence d'équipements sportifs, de collège-lycée ou d'écoles ne sont pas apparues significatives en raison notamment de leur colinéarité avec la variable *Z.E.P.* On retrouve fréquemment les zones d'éducatives prioritaires près des établissements scolaires lors de la numérisation cadastrale. On retiendra donc cette variable *Z.E.P.*, fortement significative dans notre étude, et caractéristique des zones d'habitations des bas revenus (Décines-Charpieu, Meyzieu, Rillieux-la-pape, Saint-Fons, Saint-Priest, Vaulx-en-Velin, Vénissieux, Villeurbanne, Lyon1, Lyon8 et Lyon9). Le niveau d'équipement est donc considéré comme fixé tout au long de la période d'étude. Par conséquent, nous posons l'hypothèse de stabilité des attributs de voisinage entre 1990 et 2003. De cette façon, le modèle de prix hédoniques capturera seulement les effets de l'amélioration du réseau de transport.

Les catégories socio-professionnelles sont répertoriées au niveau de l'IRIS 2000 tout comme le revenu médian. Les revenus et *CSP* IRIS 2000 non renseignés ont été remplacés par leur moyenne respective dans la commune ou bien pour des cas particuliers (découpage IRIS très fin) par la valeur de l'IRIS adjacent.

A l'échelle cadastrale, le centre de l'agglomération lyonnaise est défini arbitrairement comme étant localisé dans le deuxième arrondissement de Lyon (place Bellecour). Ses coordonnées géographiques sont déterminées sur le plan du cadastre numérisé à partir du système français Méridien de Paris Lambert IV.

La distance au centre est ensuite introduite sous plusieurs formes dans la régression : carré de la distance, exponentielle ou tout simplement linéaire. Les résultats apportés par l'ensemble des analyses économétriques (ordinaires et spatiales) conduisent à retenir la forme exponentielle de la distance. L'introduction de la distance au carré a notamment fait apparaître un certain biais sur l'ensemble des régressions contrairement à ce qui a été avancé dans l'analyse à l'échelle communale.

Tableau 4.10 Définition des variables au niveau de la section cadastrale

Variables	Définition
LOGPRIX	Logarithme du prix de transaction
SURFACE	Logarithme de la surface du logement
TERRAIN	Logarithme de la surface totale du terrain (logement y compris)
D1992	Variable dichotomique égale à 1 pour 1992
D1993	Variable dichotomique égale à 1 pour 1993
D1994	Variable dichotomique égale à 1 pour 1994
D1995	Variable dichotomique égale à 1 pour 1995
D1996	Variable dichotomique égale à 1 pour 1996
D1997	Variable dichotomique égale à 1 pour 1997
D1998	Variable dichotomique égale à 1 pour 1998
D1999	Variable dichotomique égale à 1 pour 1999
D2000	Variable dichotomique égale à 1 pour 2000
D2001	Variable dichotomique égale à 1 pour 2001
D2002	Variable dichotomique égale à 1 pour 2002
COPRO	Année de mise en copropriété
PUBLIC	Variable dichotomique égale à 1 lorsque l'acquéreur est public
P1	Variable dichotomique égale à 1 lorsque le logement comprend une pièce
P2	Variable dichotomique égale à 1 lorsque le logement comprend deux pièces
P3	Variable dichotomique égale à 1 lorsque le logement comprend trois pièces
P4	Variable dichotomique égale à 1 lorsque le logement comprend quatre pièces
P5	Variable dichotomique égale à 1 lorsque le logement comprend cinq pièces
A1824	Variable dichotomique égale à 1 lorsque l'âge du chef de ménage est compris entre 18 et 24 ans
A2534	Variable dichotomique égale à 1 lorsque l'âge du chef de ménage est compris entre 25 et 34 ans
A3544	Variable dichotomique égale à 1 lorsque l'âge du chef de ménage est compris entre 35 et 44 ans
A4554	Variable dichotomique égale à 1 lorsque l'âge du chef de ménage est compris entre 45 et 54 ans
ASUP55	Variable dichotomique égale à 1 lorsque l'âge du chef de ménage est supérieur ou égal à 55 ans
PISCINE	Variable dichotomique égale à 1 lorsque la section cadastrale détient une zone d'équipements sportifs
METRO	Variable dichotomique égale à 1 lorsqu'il existe une station de métro dans la section cadastrale
TRAM	Variable dichotomique égale à 1 lorsqu'il existe une station de tramway dans la section cadastrale
ENSUP	Variable dichotomique égale à 1 lorsqu'il existe un établissement d'enseignement supérieur dans la section cadastrale
ZEP	Variable dichotomique égale à 1 lorsqu'il existe une Zone d'Education Prioritaire dans la section cadastrale
EXP015	Exponentielle de la distance au centre pour $\lambda=0,15$
REVMED	Revenu médian au niveau de l'IRIS 2000
PARTPERI	Longueur du périphérique Nord rapportée au périmètre de la section cadastrale
DPERI	Variable dichotomique égale à 1 lorsqu'il existe un échangeur donnant accès au périphérique Nord dans la section cadastrale
DMINPERI	Distance d'accès (en mètres) à l'échangeur le plus proche relié au périphérique Nord

Cette spécification exponentielle rejoint la loi de Clark proposée au début des années 50 (Clark, 1951) et validée depuis dans un grand nombre d'études relatives aux gradients de prix ou de densité (cf. Péguy, 2000 pour une revue de la littérature). Cette spécification implique la constance du taux de décroissance des prix immobiliers dans l'espace urbain, quelle que soit la distance au centre. Cette hypothèse est théoriquement justifiée dès lors qu'un certain nombre d'hypothèses sont posées quant aux caractéristiques de l'offre et de la demande de logements, selon la démonstration proposée par E.S. Mills (1972).^{oo}

Le choix du paramètre de l'exponentielle, λ fixé à 0,15, se fonde sur l'étude de Masson (2000) évoquée dans la section 2.1.1.

De nombreuses variables dichotomiques ont été introduites dans l'analyse. Si nous codons les modalités d'une variable qualitative en autant de « *dummy* » qu'il y a de variables, elles seront mathématiquement colinéaires puisque leur somme est toujours égale à 1 pour tous les individus. Afin d'éviter cela, il suffit de ne pas coder une des modalités par une « *dummy* ». Cette modalité apparaîtra donc choisie comme référence (cette référence est la modalité la plus fréquente dans l'ensemble étudié).

Pour chaque segment de marché est appliquée une régression de prix hédonique pour les indicateurs d'accessibilité *part du périphérique (PARTPERI)*, *nœuds d'entrée dans la zone (DPERI)* et *distance minimale au périphérique (DMINPERI)*.

3.3. La capitalisation des gains d'accessibilité : résultats du modèle de prix hédoniques cadastral

Les variables explicatives du prix présentent les mêmes effets sur les quatre marchés mais à des degrés de significativité différents (cf. tableau 4.11.a à 4.11.d).

Les habitations d'une pièce font fortement baisser le prix des logements sur le collectif ancien et les maisons individuelles ainsi que sur le collectif neuf mais à un niveau de significativité moindre de l'ordre de 10%. Ensuite, le prix augmente avec le nombre de pièces.

^{oo} Les services de logement sont supposés dépendre de la quantité de capital et de sol utilisés à une distance u du centre ville sous la forme d'une fonction de Cobb-Douglas. L'élasticité de la demande pour le logement est supposée constante. A l'équilibre, la demande de logement est égale à l'offre de logement.

Le cycle de vie intervient aussi dans la formation du prix du logement. Les ménages les plus jeunes (moins de 25 ans) achètent les habitations collectives et individuelles les moins chères. Les moins de 35 ans ont tendance à faire baisser fortement le prix du marché du neuf collectif (t de Student de -4,1) et à un degré moindre celui du collectif ancien. Par contre, les coefficients relatifs aux plus de 35 ans ne présentent pas le signe attendu sur les logements collectifs et individuels.

La présence d'une unité d'enseignement supérieur (*ENSUP*) dans la zone a des répercussions négatives sur le prix du logement collectif mais positif sur le segment des maisons individuelles. L'effet général attendu de ce pôle attractif est un signe plutôt positif que l'on retrouve sur ce marché individuel. Cependant, l'effet de zonage engendré par les logements collectifs destinés aux étudiants peut être à l'origine de l'effet négatif observé sur le collectif.

Nous avons introduit la variable piscine comme caractéristique d'une zone d'équipements sportifs^{PP}. Comme attendu, l'effet de cette variable est significativement négatif sur le marché de l'immobilier collectif en raison notamment des nuisances sonores que cela peut engendrer. Son coefficient est plutôt positif sur le marché individuel. Cela peut s'expliquer par le fait que les ménages acquéreurs de maisons individuelles sont à la recherche d'espace et de qualité de vie telle que la proximité aux grandes infrastructures sportives qui se situent plutôt en dehors de la ville-centre.

Les zones d'éducation prioritaires (*ZEP*) caractérisant en général les lieux d'habitation à faibles revenus sont capitalisées négativement dans la valeur des transactions immobilières de façon pertinente et indiquent par conséquent la force des externalités de voisinage.

L'exponentielle de la distance au centre (*EXP015*), traduisant l'effet de l'éloignement au centre de la ville sur la valorisation immobilière, est capitalisée avec le signe convenu : lorsque l'on s'éloigne du centre urbain, le prix du logement diminue.

La présence d'autres modes de transport ayant déjà un impact sur la qualité de l'accessibilité tels que le tramway (*TRAM*) ou bien le métro (*METRO*) ne remet pas en cause la capitalisation des gains d'accessibilité engendrés par le périphérique Nord. En effet, sur le marché collectif, le tramway et le métro ont un impact positif sur la valorisation de l'immobilier. Par contre, les habitations collectives récentes et individuelles

^{PP} La variable équipements sportifs a été testée dans la régression mais sans résultats significatifs. C'est pourquoi nous avons choisi la variable piscine pour caractériser l'ensemble de ces aménités.

anciennes capitalisent négativement la présence de stations de métro dans leur environnement.

Enfin, on observe la pertinence du revenu médian des ménages et par conséquent là aussi la force des externalités de voisinage. Le prix du logement est fortement corrélé au revenu des ménages.

Nous avons voulu tester l'effet du péage sur la valorisation du logement mais cette variable n'est apparue significative sur aucun des segments de marché. De même, nous souhaitons connaître la pertinence d'un indicateur de la présence de tunnels dans la zone d'étude et notamment ses effets d'atténuation des externalités négatives (telles que le bruit ou la pollution par exemple) que peut engendrer le périphérique situé à proximité des espaces d'habitations. Les résultats obtenus ne sont pas non plus significatifs⁹⁹.

Des variables dichotomiques telles que la présence d'une école ou d'un collège-lycée ont également été intégrées dans la régression, cependant comme mentionné précédemment, elles sont apparues fortement corrélées avec la variable *ZEP*. C'est pourquoi nous avons choisi de les exclure du modèle pour éviter les problèmes liés à la multicolinéarité..

D'après les résultats obtenus dans le tableau 4.11.a, tous les indicateurs d'accessibilité testés sont significatifs. Si l'on s'intéresse à l'effet de la part de la distance du périphérique (*PARTPERI*), incluse dans une section cadastrale, sur le prix du logement, il semble difficile d'émettre une interprétation cohérente dans la mesure où cette variable apparaît respectivement positivement significative et non significative sur le marché du collectif neuf et individuel (voir tableaux 4.11.b, c et d). Elle peut certes refléter les aménités négatives engendrées par l'infrastructure telles que la pollution ou le bruit si l'on considère que les logements collectifs anciens sont situés plus près du périphérique que les autres segments du marché (*cf. chapitre 5*).

DPERI, la variable dichotomique associée à l'existence d'un échangeur donnant accès au périphérique, est négativement significative sur le marché de l'immobilier collectif. Elle rend également compte des nuisances du périphérique sans altérer l'effet attendu du tramway qui est capitalisé positivement. Cet indicateur n'a pas non plus d'effet sur le prix des maisons individuelles.

⁹⁹ Notons que les variables péages et tunnels sont fortement corrélées car elles appartiennent aux mêmes sections cadastrales.

Seule la variable *DMINPERI* (distance minimale à une entrée du périphérique nord) a un effet significatif négatif sur l'ensemble du marché immobilier : le prix des transactions diminue lorsque la distance au périphérique augmente.

DMINPERI renvoie à des effets spatiaux de valorisation de l'accessibilité qui ne se ramènent pas à une dichotomisation simple du type « à proximité du périphérique ou pas ». Le fait que seule cette variable (à la différence des deux autres) présente toujours le signe attendu est une confirmation de la complexité du déploiement de la capitalisation dans l'espace. Le signe négatif de *DPERI* laisse notamment entrevoir une structure spatiale complexe avec nuisance à proximité puis capitalisation positive (*cf. chapitre 5*). En outre, la non corrélation de rang entre les deux groupes d'indicateurs d'accessibilité révélée par le tableau 4.7.c montre bien que la capitalisation captée ne sera pas forcément linéaire dans l'espace. La variable *APmASP2* représente des gains d'accessibilité qui ne sont pas liés à la proximité directe de l'infrastructure.

Nous verrons dans le chapitre 5 à quelle distance de la voie rapide se fait l'essentiel de la capitalisation et jusqu'où l'effet se fait-il ressentir dans l'agglomération.

Sur l'ensemble du marché de l'immobilier, à l'exception de l'individuel neuf, la variable d'accessibilité *DMINPERI* est capitalisée dans le prix du logement. Cependant, les interactions complexes qui résultent de la structure spatiale et des flux spatiaux peuvent générer à la fois de la dépendance spatiale entre les observations (autocorrélation spatiale) et de l'hétérogénéité spatiale générée par une instabilité structurelle.

La présence d'effets spatiaux va à l'encontre des hypothèses de la méthode des moindres carrés ordinaires qui est généralement utilisée pour estimer les paramètres de la fonction hédonique. La valorisation immobilière des aménités remet en cause l'hypothèse de l'indépendance des observations.

Dans la section suivante, la dépendance spatiale est donc prise en compte dans le modèle afin de tester la robustesse de *DMINPERI*.

Tableau 4.11.a Régression de prix hédoniques pour le logement collectif ancien

Variables	Coefficient	t-Student	Probabilité	Coefficient	t-Student	Probabilité	Coefficient	t-Student	Probabilité
Constante	1.267095	13.046159	0.000000	1.270573	13.086137	0.000000	1.271078	13.087118	0,000000
P1	-0.046126	-8.421482	0.000000	-0.047142	-8.608684	0.000000	-0.045277	-8.264809	0,000000
P2	0.040246	8.225467	0.000000	0.039464	8.067090	0.000000	0.040923	8.36172	0,000000
P3	0.080755	18.425674	0.000000	0.080206	18.305007	0.000000	0.081162	18.518255	0,000000
P4	0.085429	21.160342	0.000000	0.085176	21.104327	0.000000	0.08576	21.240167	0,000000
P5	0.076465	19.638166	0.000000	0.076387	19.625267	0.000000	0.076614	19.677849	0,000000
SURFACE	0.006013	159.774731	0.000000	0.006003	159.516453	0.000000	0.006018	159.968706	0,000000
A1824	-0.058208	-4.012142	0.000060	-0.058080	-4.004668	0.000062	-0.057999	-3.998037	0.000064
A2534	-0.028168	-1.974318	0.048350	-0.027957	-1.960200	0.049977	-0.027915	-1.956737	0.050383
A3544	-0.032934	-2.306359	0.021094	-0.032739	-2.293480	0.021824	-0.032721	-2.291633	0.02193
A4554	-0.030574	-2.141130	0.032267	-0.030431	-2.131905	0.033018	-0.030295	-2.121768	0.033861
ASUP55	-0.005893	-0.412303	0.680118	-0.005695	-0.398618	0.690176	-0.005731	-0.401016	0.688409
PUBLIC	-0.171306	-17.851156	0.000000	-0.171453	-17.872585	0.000000	-0.171237	-17.845653	0,000000
D1992	0.147466	2.679794	0.007369	0.147329	2.678198	0.007404	0.146161	2.656212	0.007904
D1993	0.102298	1.904889	0.056799	0.102582	1.910794	0.056035	0.100986	1.880551	0.060037
D1994	0.102819	1.915456	0.055439	0.103055	1.920493	0.054800	0.101551	1.891935	0.058504
D1995	0.089570	1.668606	0.095200	0.089846	1.674290	0.094078	0.088229	1.643707	0.100242
D1996	0.076791	1.430707	0.152519	0.076986	1.434822	0.151343	0.075489	1.406514	0.159576
D1997	0.076859	1.431978	0.152155	0.077035	1.435736	0.151082	0.075507	1.406863	0.159473
D1998	0.087415	1.628673	0.103387	0.087641	1.633423	0.102385	0.086056	1.603449	0.10884
D1999	0.111120	2.070528	0.038407	0.111376	2.075979	0.037900	0.109795	2.045935	0.040767
D2000	0.139547	2.600187	0.009319	0.139883	2.607322	0.009127	0.138194	2.575116	0.010023
D2001	0.172473	3.213805	0.001311	0.172775	3.220505	0.001280	0.171193	3.190127	0.001423
D2002	0.203835	3.797322	0.000146	0.204159	3.804623	0.000142	0.202617	3.774859	0.00016
ENSUP	-0.023913	-8.270216	0.000000	-0.024031	-8.313891	0.000000	-0.023106	-7.966901	0,000000
PISCINE	-0.060531	-29.950555	0.000000	-0.060814	-30.102184	0.000000	-0.06003	-29.655272	0,000000
ZEP	-0.057158	-30.824856	0.000000	-0.057305	-30.914584	0.000000	-0.056602	-30.423509	0,000000
TRAM	0.017561	8.105743	0.000000	0.017531	8.095185	0.000000	0.018544	8.488815	0,000000
METRO	0.014214	8.795965	0.000000	0.014148	8.761206	0.000000	0.014167	8.769863	0,000000
EXP015	-0.029120	-55.515388	0.000000	-0.029178	-55.657745	0.000000	-0.027797	-42.646797	0,000000
PARTPERI	-0.000004	-1.122470	0.261667						
DPERI				-0.041313	-6.659327	0.000000			
DMINPERI							-0.000001	-3.369519	0.000753
REVMED	0.000007	72.230643	0.000000	0.000007	72.585309	0.000000	0.000007	70.953872	0,000000
COPRO	0.001449	35.595301	0.000000	0.001447	35.558628	0.000000	0.001448	35.577505	0,000000
Nombre d'observations		64909			64909			64909	
R ² ajusté		0.6997			0.6999			0.6998	

* :p< 0,1 ** :p< 0,05 ***:p< 0,01

Tableau 4.11.b Régression de prix hédoniques pour le logement collectif neuf

Variables	Coefficient	t-Student	Probabilité	Coefficient	t-Student	Probabilité	Coefficient	t-Student	Probabilité
Constante	4.395689	56.478163	0.000000	4.396853	56.515988	0.000000	4.396678	56.485166	0.000000
P1	-0.011489	-1.829575	0.067322	-0.012196	-1.942894	0.052037	-0.012037	-1.916067	0.055365
P2	0.091822	16.988063	0.000000	0.090930	16.826572	0.000000	0.091380	16.900819	0.000000
P3	0.105309	22.570641	0.000000	0.104662	22.437210	0.000000	0.105002	22.498296	0.000000
P4	0.085394	20.776824	0.000000	0.085006	20.688526	0.000000	0.085267	20.741671	0.000000
P5	0.054647	14.590204	0.000000	0.054392	14.527130	0.000000	0.054542	14.559970	0.000000
SURFACE	0.005832	131.691505	0.000000	0.005823	131.492635	0.000000	0.005825	131.318810	0.000000
A1824	-0.053903	-5.651194	0.000000	-0.053797	-5.642359	0.000000	-0.053778	-5.637619	0.000000
A2534	-0.036981	-4.151990	0.000033	-0.036776	-4.130555	0.000036	-0.037007	-4.154463	0.000033
A3544	-0.021811	-2.454525	0.014112	-0.021536	-2.424500	0.015334	-0.021802	-2.453321	0.014159
A4554	-0.014981	-1.686580	0.091693	-0.014687	-1.654087	0.098119	-0.014979	-1.686267	0.091753
ASUP55	-0.010352	-1.163485	0.244641	-0.010034	-1.128146	0.259266	-0.010357	-1.163920	0.244464
PUBLIC	-0.020798	-3.120788	0.001805	-0.021255	-3.190577	0.001421	-0.020976	-3.147078	0.001650
D1992	0.092508	1.151250	0.249637	0.092629	1.153227	0.248825	0.093149	1.159120	0.246415
D1993	0.109412	1.421833	0.155084	0.109440	1.422777	0.154810	0.110317	1.433457	0.151736
D1994	0.116127	1.509266	0.131240	0.116112	1.509687	0.131132	0.117026	1.520809	0.128317
D1995	0.103790	1.348877	0.177385	0.103796	1.349501	0.177185	0.104721	1.360844	0.173572
D1996	0.105115	1.366148	0.171901	0.105105	1.366585	0.171764	0.105869	1.375821	0.168886
D1997	0.107880	1.402127	0.160886	0.107835	1.402109	0.160892	0.108570	1.410969	0.158263
D1998	0.123585	1.606243	0.108229	0.124126	1.613941	0.106549	0.124289	1.615256	0.106264
D1999	0.140727	1.829110	0.067392	0.141132	1.835112	0.066498	0.141456	1.838416	0.066010
D2000	0.158203	2.056058	0.039784	0.158801	2.064671	0.038961	0.159365	2.070972	0.038369
D2001	0.172781	2.245604	0.024736	0.172854	2.247476	0.024616	0.173717	2.257562	0.023979
D2002	0.190570	2.476643	0.013267	0.191855	2.494349	0.012623	0.191380	2.486940	0.012889
ENSUP	-0.005761	-2.944280	0.003239	-0.005871	-3.001809	0.002686	-0.005278	-2.681656	0.007329
PISCINE	-0.011640	-6.612361	0.000000	-0.012033	-6.835815	0.000000	-0.011991	-6.793409	0.000000
ZEP	-0.012465	-5.925453	0.000000	-0.012768	-6.070801	0.000000	-0.012924	-6.118276	0.000000
TRAM	0.004183	2.922435	0.003475	0.003622	2.526752	0.011517	0.004586	3.176863	0.001490
METRO	-0.002835	-2.611145	0.009028	-0.002623	-2.416302	0.015684	-0.003089	-2.829404	0.004666
EXP015	-0.020225	-39.960680	0.000000	-0.020112	-39.721586	0.000000	-0.019552	-33.148845	0.000000
PARTPERI	0.000021	3.343941	0.000827						
DPERI				-0.031094	-6.321783	0.000000			
DMINPERI							-0.000001	-2.294118	0.021790
REVMED	0.000004	39.936943	0.000000	0.000003	39.469863	0.000000	0.000004	39.320160	0.000000
COPRO	0.000002	2.809851	0.004959	0.000003	3.081251	0.002063	0.000003	3.189408	0.001427
Nombre d'observations		35298			35298			35298	
R ² ajusté		0.8916			0.8917			0.8916	

* :p< 0,1 ** :p< 0,05 ***:p< 0,01

Tableau 4.11.c Régression de prix hédoniques pour les maisons individuelles anciennes

Variables	Coefficient	t-Student	Probabilité	Coefficient	t-Student	Probabilité	Coefficient	t-Student	Probabilité
Constante	4.931148	308.242720	0.000000	4.931210	308.188610	0.000000	4.943318	306.018321	0.000000
P1	-0.292613	-6.513696	0.000000	-0.292640	-6.514248	0.000000	-0.292197	-6.517597	0.000000
P2	-0.291613	-18.293476	0.000000	-0.291528	-18.281926	0.000000	-0.295263	-18.540553	0.000000
P3	-0.174016	-16.477239	0.000000	-0.174015	-16.478273	0.000000	-0.174837	-16.590051	0.000000
P4	-0.091350	-10.819034	0.000000	-0.091377	-10.821485	0.000000	-0.091241	-10.827879	0.000000
P5	-0.057490	-7.204989	0.000000	-0.057494	-7.205431	0.000000	-0.058021	-7.285510	0.000000
P6	-0.014005	-1.660444	0.096877	-0.014043	-1.664599	0.096044	-0.014513	-1.724000	0.084759
TERRAIN	0.000010	9.370733	0.000000	0.000010	9.367977	0.000000	0.000010	9.373781	0.000000
SURFACE	0.001872	33.479812	0.000000	0.001873	33.482957	0.000000	0.001853	33.109532	0.000000
M18	-0.238823	-4.168074	0.000031	-0.238830	-4.168193	0.000031	-0.239698	-4.191714	0.000028
A1824	-0.093900	-4.696983	0.000003	-0.093852	-4.694044	0.000003	-0.094126	-4.718062	0.000002
A2534	-0.037055	-5.808386	0.000000	-0.037045	-5.806398	0.000000	-0.037755	-5.929198	0.000000
A3544	-0.002683	-0.437494	0.661768	-0.002678	-0.436676	0.662362	-0.002878	-0.470287	0.638167
A4554	-0.002829	-0.420459	0.674165	-0.002823	-0.419569	0.674815	-0.002971	-0.442501	0.658142
PUBLIC	-0.109176	-3.018197	0.002553	-0.109197	-3.018757	0.002549	-0.109730	-3.039590	0.002379
D1992	-0.175858	-4.343360	0.000014	-0.175899	-4.344366	0.000014	-0.176867	-4.376996	0.000012
D1993	-0.219950	-19.577946	0.000000	-0.219999	-19.579552	0.000000	-0.219310	-19.558901	0.000000
D1994	-0.202848	-22.481910	0.000000	-0.202873	-22.485773	0.000000	-0.201595	-22.379947	0.000000
D1995	-0.181296	-21.080634	0.000000	-0.181354	-21.088493	0.000000	-0.177713	-20.634083	0.000000
D1996	-0.192079	-22.482298	0.000000	-0.192101	-22.484829	0.000000	-0.187985	-21.944444	0.000000
D1997	-0.178918	-22.698866	0.000000	-0.178957	-22.701509	0.000000	-0.176176	-22.340625	0.000000
D1998	-0.163162	-20.032191	0.000000	-0.163177	-20.034113	0.000000	-0.160923	-19.766376	0.000000
D1999	-0.127043	-16.297751	0.000000	-0.127082	-16.301017	0.000000	-0.124287	-15.935533	0.000000
D2000	-0.062334	-8.844600	0.000000	-0.062393	-8.850652	0.000000	-0.060363	-8.568649	0.000000
D2001	-0.019999	-3.249521	0.001162	-0.020030	-3.256084	0.001136	-0.019375	-3.155331	0.001611
ENSUP	0.030288	2.784762	0.005373	0.030271	2.783099	0.005401	0.027910	2.568877	0.010226
PISCINE	-0.001800	-0.258465	0.796057	-0.001826	-0.262115	0.793242	0.004266	0.604778	0.545349
ZEP	-0.021326	-3.423683	0.000622	-0.021338	-3.425369	0.000618	-0.014631	-2.300495	0.021454
TRAM	0.113441	10.963530	0.000000	0.113434	10.962751	0.000000	0.116731	11.281107	0.000000
METRO	-0.032737	-2.498822	0.012487	-0.032760	-2.500451	0.012430	-0.034926	-2.669786	0.007610
EXP015	-0.011300	-15.954927	0.000000	-0.011307	-15.933923	0.000000	-0.006084	-4.807966	0.000002
PARTPERI	-0.000004	-0.204102	0.838281						
DPERI				-0.005827	-0.252142	0.800940			
DMINPERI							-0.000005	-4.955310	0.000001
REVMED	0.000008	29.056319	0.000000	0.000008	29.056116	0.000000	0.000007	28.496296	0.000000
Nombre d'observations		6130			6130			6130	
R ² ajusté		0,6304			0,6304			0,6319	

* :p<0,1 ** :p<0,05 ***:p<0,01

Tableau 4.11.d Régression de prix hédoniques pour les maisons individuelles neuves

Variables	Coefficient	t-Student	Probabilité	Coefficient	t-Student	Probabilité	Coefficient	t-Student	Probabilité
Constante	4.960509	173.203274	0.000000	4.963260	172.745948	0.000000	4.963497	176.507680	0.000000
P2	-0.008704	-0.104691	0.916639	-0.008600	-0.103425	0.917644	-0.008639	-0.103885	0.917278
P3	-0.143103	-5.996545	0.000000	-0.143097	-5.995450	0.000000	-0.143179	-5.992445	0.000000
P4	-0.098886	-6.003621	0.000000	-0.098933	-6.005252	0.000000	-0.098953	-6.006793	0.000000
P5	-0.076359	-5.002760	0.000001	-0.076398	-5.003935	0.000001	-0.076443	-5.005138	0.000001
P6	-0.020079	-1.273494	0.203101	-0.020031	-1.270208	0.204268	-0.020061	-1.271859	0.203681
TERRAIN	0.000037	6.374441	0.000000	0.000037	6.393876	0.000000	0.000037	6.384017	0.000000
SURFACE	0.002152	18.855855	0.000000	0.002149	18.835172	0.000000	0.002149	18.845612	0.000000
A1824	-0.043255	-1.568303	0.117086	-0.043090	-1.562147	0.118529	-0.043015	-1.558620	0.119362
A2534	-0.014685	-1.483251	0.138282	-0.014604	-1.474819	0.140536	-0.014594	-1.474036	0.140746
A3544	-0.005734	-0.582924	0.560059	-0.005580	-0.567420	0.570540	-0.005577	-0.567190	0.570696
A4554	0.006381	0.615221	0.538531	0.006321	0.609324	0.542430	0.006322	0.609508	0.542308
PUBLIC	-0.060525	-1.255085	0.209704	-0.060932	-1.263455	0.206682	-0.060857	-1.261461	0.207399
D1993	-0.227811	-14.125648	0.000000	-0.229240	-14.130066	0.000000	-0.229504	-14.373888	0.000000
D1994	-0.212225	-14.005938	0.000000	-0.213675	-14.014774	0.000000	-0.213934	-14.292787	0.000000
D1995	-0.190636	-13.553113	0.000000	-0.191929	-13.530433	0.000000	-0.192050	-13.888091	0.000000
D1996	-0.150664	-9.518147	0.000000	-0.152001	-9.540499	0.000000	-0.152172	-9.749058	0.000000
D1997	-0.178199	-14.184901	0.000000	-0.179504	-14.141246	0.000000	-0.179710	-14.577915	0.000000
D1998	-0.136923	-10.945320	0.000000	-0.138208	-10.901167	0.000000	-0.138348	-11.302525	0.000000
D1999	-0.106026	-9.410315	0.000000	-0.107409	-9.390611	0.000000	-0.107588	-9.843518	0.000000
D2000	-0.104775	-8.438469	0.000000	-0.106261	-8.445029	0.000000	-0.106467	-8.816231	0.000000
D2001	-0.057507	-4.922054	0.000001	-0.058893	-4.957544	0.000001	-0.059001	-5.191126	0.000000
ENSUP	0.017517	1.371578	0.170463	0.017678	1.384153	0.166581	0.017598	1.370772	0.170714
PISCINE	0.035800	3.521955	0.000445	0.035486	3.490877	0.000500	0.035405	3.478222	0.000524
ZEP	-0.013936	-1.355578	0.175500	-0.014534	-1.414661	0.157439	-0.014658	-1.426587	0.153971
TRAM	0.011042	0.477579	0.633041	0.011218	0.485121	0.627683	0.011226	0.485546	0.627382
METRO	0.055794	2.441470	0.014778	0.055303	2.420308	0.015662	0.054984	2.368868	0.018008
EXP015	-0.009946	-7.994290	0.000000	-0.010008	-8.050682	0.000000	-0.010120	-5.074636	0.000000
PARTPERI	0.000471	0.551359	0.581495						
DPERI				0.001352	0.043598	0.965233			
DMINPERI							0.000000	0.068412	0.945470
REVMED	0.000006	15.919595	0.000000	0.000006	15.892658	0.000000	0.000006	15.967909	0.000000
Nombre d'observations		1177			1177			1177	
R ² ajusté		0,7220			0,7220			0,7220	

* :p< 0,1 ** :p< 0,05 ***:p< 0,01

3.4. Diagnostic de la dépendance spatiale

La prise en compte de l'espace dans le modèle permet d'éviter la surestimation de la sensibilité du prix de vente à la prime d'accessibilité. L'économétrie spatiale offre des techniques qui permettent de considérer la différenciation des variables et des comportements dans l'espace (l'hétérogénéité spatiale) ainsi que les interactions liées à la proximité des observations (l'autocorrélation spatiale). Cette section montre comment il est possible de détecter la présence de ces deux phénomènes par des tests de spécification et les principales représentations qui en découlent.

La capitalisation du périphérique nord et la prise en compte de l'autocorrélation spatiale sur le marché immobilier de l'agglomération lyonnaise nous conduit, en outre, à nous intéresser aux méthodes d'estimation des grands échantillons.

3.4.1 Hétérogénéité et autocorrélation spatiale

3.4.1.1. L'hétérogénéité spatiale

Sur le marché immobilier d'une aire urbaine, les prix et les caractéristiques des logements diffèrent selon leurs localisations. Il apparaît donc difficile d'élaborer une même relation globale entre le prix du logement et ses caractéristiques sur l'ensemble de l'espace urbain. Cette instabilité spatiale, appelée hétérogénéité spatiale, entraîne des variations non homogènes des formes fonctionnelles et des paramètres avec la localisation.

Dans une régression économétrique, cette hétérogénéité peut se traduire soit par des variances différentes (hétéroscédasticité) dues à l'utilisation d'unités spatiales hétérogènes, à des variables omises ou bien à une mauvaise spécification du modèle (Le Gallo, 2000), soit par des coefficients différents (instabilité des paramètres) qui varient selon la localisation. De plus, les unités spatiales utilisées dans les analyses sont rarement homogènes et régulières.

Les tests de Glejser, Breush-Pagan et White permettent de détecter l'hétérogénéité. Cependant, en présence d'autocorrélation spatiale, le test de Breush-Pagan est très sensible et a tendance à surestimer l'hétérogénéité. Le test de White apparaît moins sensible et au contraire sous-estime l'hétérogénéité en présence d'autocorrélation spatiale. Le test de Glesjer apparaît le plus puissant.

3.4.1.2. L'autocorrélation spatiale

Il existe deux types d'autocorrélation spatiale. D'une part, des biens immobiliers proches possèdent les mêmes caractéristiques de voisinage. Aussi, le prix d'un bien immobilier dépend également du prix des biens environnants (Can, 1990). Ces effets tendent à décroître avec la distance qui sépare deux logements. Par conséquent, pour le marché des biens immobiliers, il est utile d'adopter une approche par le modèle spatial autorégressif. Toutefois, lorsque les résidus ne sont pas corrélés entre eux mais corrélés au prix des biens immobiliers, il est préférable d'adopter un modèle spatial avec autocorrélation des résidus.

De façon générale, la dépendance spatiale se définit comme résultant d'une relation fonctionnelle entre ce qui se passe en un point de l'espace et ce qui arrive partout ailleurs. Il est donc nécessaire de spécifier les positions relatives des observations les unes par rapport aux autres en construisant une matrice de poids (notée W et de taille $(N \times N)$). Elles sont généralement définies par le concepteur du modèle en fonction de sa connaissance sur les relations et les interactions entre les unités spatiales.

3.4.2 Détection et prise en compte de l'autocorrélation spatiale

3.4.2.1. Construction de la matrice de poids

Il existe plusieurs types de matrices de poids : les matrices de contiguïté simples (fondées sur l'existenc/absence de frontière commune), les contiguïtés établies à partir d'un seuil de distance (les centroïdes se situent en dessous d'un seuil de distance critique), de l'inverse de la distance ou de la distance au carré et les matrices des plus proches voisins. D'après Dubin (1998), toutes ces approches ont été utilisées dans la littérature sur le marché immobilier, mais aucune d'entre elles ne se distingue vraiment des autres pour représenter la meilleure structure de la corrélation qui apparaît sur le marché du logement. *« Ce qui peut être problématique dans la mesure où l'ensemble des résultats est conditionné par la spécification de la structure spatiale a priori de l'analyste »¹⁷.*

Deux zones géographiques sont contiguës lorsqu'elles partagent une frontière commune. Cependant, lorsque les observations spatiales sont des points dans l'espace, on ne peut plus parler de frontières communes. Seules les observations régulièrement

¹⁷ *Op. Cit.*, p. 307.

disposées dans l'espace peuvent être considérées comme des sommets de polygones tous semblables.

Les côtés de ces polygones fournissent implicitement des liaisons entre observations qui définissent la contiguïté. Les observations correspondant aux deux sommets d'un polygone situés à chaque extrémité d'un même côté sont contiguës.

Dans un zonage irrégulier, il est possible de prendre comme indicateur de l'intensité de l'interaction entre deux unités spatiales, la distance entre deux points (distance euclidienne ou distance temps). On considère alors que deux unités spatiales sont contiguës si la distance qui les sépare est inférieure ou égale au seuil de distance critique spécifié.

W est la matrice de poids représentant la structure spatiale des données. L'absence d'interaction spatiale se traduit par des zéros dans la matrice de poids (par convention, les éléments de la diagonale principale de la matrice de poids sont égaux à zéro : $W_{ii}=0$). Les éléments situés en dehors de la diagonale, W_{ij} , représentent les relations spatiales entre les observations i et j . Sous la méthode des plus proches voisins, W_{ij} est égale à 1 si i et j sont tels qu'il n'existe pas d'observations plus proche de i ou de j et elle est égale à zéro sinon. On peut étendre cette relation aux n plus proches voisins.

Les matrices de poids sont généralement standardisées afin de rendre l'interprétation des résultats plus aisée, et d'homogénéiser l'intensité des interactions spatiales affectant chacune des unités spatiales. L'opération consiste à diviser chaque élément d'une ligne par la somme de la ligne correspondante de telle sorte que la somme des éléments de chaque ligne soit égale à 1, de sorte que pour chaque ligne i : $\sum_j w_{ij} = 1$

L'autocorrélation spatiale est alors modélisée comme une relation fonctionnelle entre une variable y ($N \times 1$) ou un terme d'erreur ε ($N \times 1$) et son décalage spatial associé, Wy pour une variable endogène décalée ou $W\varepsilon$ pour une erreur spatialement décalée (Le Gallo, 2000).

3.4.2.2. Les tests de spécification du modèle spatial:

Plusieurs tests permettent de choisir la meilleure spécification du modèle :

Le test du I de Moran est le plus communément utilisé pour tester l'autocorrélation spatiale des résidus lorsque les erreurs suivent un processus autorégressif. Son calcul est assez simple mais il n'est pas toujours évident de lui donner une interprétation cohérente.

De plus, pour les analyses sur les grands échantillons, on préférera choisir un autre test (cf. ci-dessous).

Un second test suggéré par Burridge (1980), est basé sur le principe du multiplicateur de Lagrange. Sa statistique suit un khi-deux asymptotique d'ordre 1. Dans le cas où les erreurs suivent un processus spatial autorégressif : $\varepsilon = \lambda W\varepsilon + u$, on teste l'hypothèse nulle $\lambda=0$. Lorsque l'hypothèse nulle est rejetée, le test *LMerror* ne donne pas d'indications quant à la nature du processus générateur des erreurs.

LMerror correspond au carré de l'indice de Moran à un facteur d'échelle près. Les expérimentations de Anselin et Florax et Rey (1998) ont démontré que l'indice *I* de Moran est plus puissant que *LMerror* sur les petits échantillons mais qu'on ne peut pas vraiment distinguer leurs performances sur les grands échantillons.

Le test d'une variable endogène décalée *LMlag* suppose l'hypothèse nulle $\rho = 0$ en utilisant la fonction de vraisemblance du modèle spatial autorégressif. Cette statistique suit également un khi-deux asymptotique d'ordre 1.

Il est possible de tester la présence à la fois d'une autocorrélation des erreurs et d'une variable décalée (*SARMA*). Cependant, si l'hypothèse nulle est rejetée, la nature exacte de la dépendance spatiale n'est pas connue. Afin de remédier à cela, une solution consiste à estimer un modèle pour une forme de dépendance spatiale lorsque l'autre forme n'est pas contrainte. Enfin, Bera et Yoon (1993) proposent d'utiliser des tests robustes à une mauvaise spécification locale (*RLMerror* et *RLMlag*). Pour cela, il suffit par exemple d'ajuster *LMerror* pour que sa distribution asymptotique reste un χ^2 central même en présence d'une variable décalée.

Le Gallo (2000) propose une comparaison de ces différents tests pour différentes matrices de poids et une évaluation de leur robustesse issues des analyses de Anselin, Rey et Florax. Il apparaît que les puissances des tests diminuent dans les petits échantillons et augmentent avec des valeurs plus fortes des paramètres spatiaux. Le test le plus puissant et robuste à la non normalité des erreurs étant *LMlag*. Le test de Moran devient un indicateur général d'une mauvaise spécification des erreurs quelque soit le type de dépendance spatiale omise.

Une mauvaise spécification de la matrice de poids consécutive au rajout ou à l'omission à tort de liens spatiaux (respectivement « surspécification » lors de l'utilisation d'une matrice de distance plutôt qu'une matrice de contiguïté par exemple ou « sous-

spécification ») peut causer respectivement soit une baisse de puissance, soit une augmentation de la puissance des tests en présence d'autocorrélation spatiale positive (elle diminue pour une autocorrélation spatiale négative). Le coefficient de Moran est lui moins vulnérable que les autres tests à une mauvaise spécification de la matrice de poids.

Le choix de la meilleure spécification du modèle se fait en plusieurs étapes. On estime tout d'abord le modèle de régression linéaire simple par la méthode des moindres carrés ordinaires auquel on applique les tests de Moran et SARMA. Le rejet de l'hypothèse nulle indique une mauvaise spécification du modèle et une omission de la dépendance spatiale.

La forme de l'autocorrélation spatiale est alors spécifiée par la comparaison des résultats des tests *LMerror* et *LMlag* : si *LMlag* n'est pas significatif contrairement à *LMerror*, ou si les deux tests rejettent l'hypothèse nulle mais que le deuxième est plus significatif que le premier, alors on choisira le modèle avec autocorrélation des erreurs.

Inversement, si *LMlag* est significatif alors que *LMerror* ne l'est pas, on choisira le modèle autorégressif. Cette stratégie fonctionne mieux dans le cas où le modèle vrai est un modèle autorégressif et lorsque le paramètre spatial est positif.

Ces règles de décision peuvent être complétées par l'utilisation des tests de robustesse tels que *RLMerror* et *RLMlag*. On choisit alors le modèle correspondant au RLM le plus significatif.

Lorsque le modèle spatial est déterminé, les tests *LMerror* ou *LMlag* permettent de savoir si respectivement une autocorrélation spatiale des erreurs ou une variable endogène décalée est encore nécessaire.

Ces règles de décision sont appliquées au diagnostic d'autocorrélation spatiale effectué sur l'ensemble des quatre segments constitutifs du marché de l'immobilier.

3.4.2.3. La prise en compte des deux types d'autocorrélation spatiale

La première façon de prendre en compte l'autocorrélation spatiale est le modèle autorégressif spatial (un variable endogène décalée est incluse dans le modèle). L'autre façon d'analyser l'interdépendance spatiale est de spécifier un processus spatial pour les erreurs et notamment un processus autorégressif. Ceci peut s'écrire pour des observations voisines i et j :

$$E(y_i y_j) \neq 0 \text{ ou } E(\varepsilon_i \varepsilon_j) \neq 0 \quad (4.6)$$

3.4.2.3.1. Le modèle autorégressif (SAR)

Le modèle est de la forme :

$$y = \rho W y + X\beta + \varepsilon \quad (4.7)$$

avec Wy la variable autorégressive, ρ le coefficient autorégressif spatial et ε le terme d'erreur ($\varepsilon \sim N(0, \sigma_\varepsilon^2)$).

L'observation y_i est expliquée en partie par les valeurs prises par y dans les régions voisines.

La matrice des variances-covariances $V(y) = \sigma^2 [(I - \rho W')(I - \rho W)]^{-1}$ implique que chacune des localisations est corrélée avec les autres mais cette corrélation diminue avec le degré de proximité.

L'hypothèse nulle de l'absence d'autocorrélation correspond à $H_0 : \rho = 0$

3.4.2.3.2. Le modèle spatial autorégressif des erreurs (SEM ou *spatial error*)

Le modèle est de la forme :

$$\begin{aligned} Y &= X\beta + u \\ u &= \lambda Wu + \varepsilon \end{aligned} \quad (4.8)$$

avec Wu la variable autorégressive, λ le paramètre représentant l'intensité de l'autocorrélation spatiale entre les résidus de la régression et ε le terme d'erreur tel que : $\varepsilon \sim i.i.d. (0, \sigma_\varepsilon^2)$.

L'hypothèse nulle de l'absence d'autocorrélation s'écrit : $H_0 : \lambda = 0$.

La matrice des variances-covariances $V(y) = V(u) = \sigma^2 [(I - \rho W')(I - \rho W)]^{-1}$ signifie qu'un processus spatial autorégressif des erreurs conduit à une covariance non nulle entre chaque paire d'erreurs et d'observations mais qui décroît avec l'ordre de proximité.

En outre, étant donné que les éléments de la diagonale de la matrice de variances-covariances ne sont pas constants, cela entraîne de l'hétéroscédasticité pour les erreurs u quel que soit ε (hétéroscédastique ou non).

La détection de l'autocorrélation spatiale des erreurs peut s'interpréter comme un problème dans la spécification du modèle, tel que l'omission de variables explicatives significatives. L'effet qui n'est pas capté dans les variables explicatives se retrouve dans les erreurs sous la forme d'une autocorrélation spatiale.

Ainsi, l'autocorrélation spatiale des erreurs permet de repérer l'existence de variables significatives mais qui ne sont pas prises en compte dans le modèle. S'il n'est pas possible de trouver d'autres variables explicatives pertinentes, alors l'autocorrélation spatiale est un substitut à ces variables omises. Les estimateurs ne sont pas les meilleurs, mais ils sont plus efficient que ceux obtenus par la méthode OLS. Plusieurs auteurs tels que Dubin (1998) ou Pace et Gilley (1997) ont utilisé ce modèle pour améliorer les estimations des modèles de prix hédoniques.

3.4.2.3.3. La combinaison des deux types de dépendance spatiale

Il existe des modèles permettant de combiner ces deux types de dépendance spatiale (variable endogène décalée et autocorrélation des erreurs). Cependant d'après Le Gallo (2000), on retient rarement un modèle avec les deux types d'effets spatiaux pour modéliser la dépendance spatiale car ces processus d'ordre supérieur sont le résultat d'une matrice de poids mal spécifiée et non de processus générateurs de données réalistes (Anselin, Bera, 1998). Pour reprendre l'exemple de Le Gallo (2000), si la matrice de poids du modèle autorégressif sous-estime la vraie interaction spatiale dans les données, il y aura une autocorrélation spatiale résiduelle des erreurs. Cela pouvant mener à estimer un processus d'ordre supérieur alors que seule une matrice de poids bien spécifiée serait nécessaire.

La forme autorégressive moyenne mobile (ou SARMA (p,q)) (Huang, 1984) est la plus générale rencontrée:

$$\begin{aligned} Y &= \rho_1 W_1 Y + \rho_2 W_2 Y + \dots + \rho_p W_p Y + \varepsilon \\ \varepsilon &= \gamma_1 W_1 \varepsilon + \gamma_2 W_2 \varepsilon + \dots + \gamma_q W_q \varepsilon + u \end{aligned} \quad (4.9)$$

avec W_i la matrice de poids associée au $i^{\text{ème}}$ ordre de contiguïté ($i= 1, \dots, p$ ou $i= 1, \dots, q$).

En présence de dépendance spatiale des observations, les estimateurs obtenus par la méthode des moindres carrés ordinaires ne sont pas convergents lorsqu'il y a une variable endogène décalée et ils sont inefficients en présence d'une autocorrélation spatiale des erreurs. Afin de trouver des estimateurs convergents et efficaces, la méthode alternative la plus couramment utilisée est celle du maximum de vraisemblance à information complète. Dans le cas d'un modèle autorégressif, la méthode des variables instrumentales peut également être mobilisée (Kelejian et Robinson, 1993) en raison de la corrélation entre la variable endogène décalée et le terme d'erreur. Cependant, cette méthode ne fournit pas d'estimateurs convergents pour le coefficient spatial dans le cas d'un modèle à erreurs autocorrélées. C'est pourquoi, Kelejian et Prucha (1998) ont développé une approche par la méthode des moments généralisés.

3.4.2.3.4. La méthode du maximum de vraisemblance

Dans le cas du modèle autorégressif, la fonction de log-vraisemblance est de la forme:

$$\ln L = |I - \rho W| - \frac{N}{2} \ln(2\pi) - \frac{N}{2} \ln(\sigma^2) - \frac{(y - \rho W y - X\beta)'(y - \rho W y - X\beta)}{2\sigma^2} \quad (4.10)$$

Par conséquent, par maximisation, on obtient l'estimation des paramètres:

$$\begin{aligned} \hat{\beta}_{ML} &= (X'X)^{-1} X'(I - \rho W)y \\ \hat{\sigma}_{ML}^2 &= \frac{(y - \rho W y - X\hat{\beta}_{ML})'(y - \rho W y - X\hat{\beta}_{ML})}{N} \end{aligned} \quad (4.11)$$

Dans le cas de l'autocorrélation spatiale des erreurs, la fonction de log-vraisemblance s'écrit :

$$\ln L = |I - \lambda W| - \frac{N}{2} \ln(2\pi) - \frac{N}{2} \ln(\sigma^2) - \frac{(y - X\beta)'\Omega(\lambda)^{-1}(y - X\beta)}{2\sigma^2} \quad (4.12)$$

Par conséquent, on obtient les estimateurs de β et σ^2 :

$$\begin{aligned} \hat{\beta}_{ML} &= (X'\Omega(\lambda)^{-1}X)^{-1} X'\Omega(\lambda)^{-1}y \\ \hat{\sigma}_{ML}^2 &= \frac{(y - X\hat{\beta}_{ML})'\Omega(\lambda)^{-1}(y - X\hat{\beta}_{ML})}{N} \end{aligned} \quad (4.13)$$

Le principal problème de l'estimation par la méthode du maximum de vraisemblance est la présence du jacobien $|I - \rho W|$ ou $|I - \lambda W|$ (selon qu'il s'agit du modèle autorégressif ou du modèle à erreurs autocorrélées) dans la fonction de log-vraisemblance.

Le calcul du déterminant d'une matrice carrée $N \times N$ (N étant le nombre d'observations) s'avère assez lourd même dans le cas des échantillons de taille raisonnable.

Plusieurs solutions ont été apportées pour résoudre ce problème. La plus connue étant celle proposée par Ord (1975) pour l'estimation des modèles autorégressifs. Elle permet d'écrire la fonction de vraisemblance complète en une somme d'éléments correspondant aux observations individuelles (Le Gallo, 2000).

Le log du jacobien peut être décomposé en plusieurs termes contenant les valeurs propres des matrices de poids w_i :

$$\text{Ln}|I - \rho W| = \sum_{i=1}^n (1 - \rho \omega_i) \quad (4.14)$$

Cependant, le calcul des valeurs propres devient numériquement instable pour les matrices de plus de 1000 observations. En outre, pour les très grands échantillons, cette approche n'est pas efficace dans la mesure où elle ne prend pas en compte la structure des matrices de poids « *sparse* ».

D'autres solutions sont alors apportées pour éviter le calcul du log-déterminant du jacobien.

3.4.3 Méthode d'estimation sur les grands échantillons : propriétés et limites

Afin de remédier au problème du calcul des estimateurs spatiaux dans le cas des très grands échantillons, on a recours aux techniques des matrices « *sparse* ». En effet, étant donné que l'autocorrélation spatiale décline généralement avec la distance, l'influence des observations, passée une certaine distance, peut être tronquée de façon à réduire considérablement le nombre de relations nécessaires à l'estimation de la régression spatiale. Les matrices « *sparse* » exploitent cette propriété en ne conservant que les éléments de la matrice qui sont différents de zéro. Ceci permet d'éviter des calculs qui ne sont pas nécessaires et par conséquent d'accélérer les temps d'exécution.

Ainsi, l'obtention du jacobien devient plus aisée lorsque l'on applique la méthode de décomposition de Cholesky (encore appelée LU) développée par Pace et Barry en 1997.

Pour une matrice de poids symétrique^{ss}, la factorisation de Cholesky consiste à résoudre :

$$I - \rho W = LL' \quad (4.15)$$

où L est une matrice triangulaire inférieure considérée comme le facteur de Cholesky de la matrice. Le jacobien s'écrit donc $|I - \rho W| = |L||L'| = |L|^2$. Etant donné que le déterminant d'une matrice triangulaire requiert seulement les éléments de la diagonale, le log-jacobien se calcule aisément de la façon suivante :

$$\ln|I - \rho W| = 2 \sum_{i=1}^n \ln(l_{ii}) \quad (4.16)$$

où l_{ii} ($i=1, \dots, n$) sont les éléments de la diagonale de L .

Le paramètre ρ doit être compris dans l'intervalle $(-1/\lambda_{\min}, 1/\lambda_{\max})$ où λ_{\min} et λ_{\max} représentent le minimum et le maximum des valeurs propres de la matrice de poids. Cependant comme l'autocorrélation spatiale négative ne présente pas un grand intérêt dans de nombreux cas, on peut restreindre l'intervalle de ρ à $[0,1]$ afin d'accélérer les calculs.

Il existe d'autres méthodes d'approximation du jacobien suggérées notamment par Barry et Pace (1999) et basées sur des simulations de Monte Carlo qui permettent de travailler sur les plus grands échantillons. C'est la méthode que nous avons adoptée dans l'estimation de notre modèle sous le logiciel MATLAB et à l'aide des procédures proposées par J. Le Sage (*Spatial Econometrics Toolbox*, 2003).

Cette approximation de Monte Carlo permet non seulement d'estimer le log déterminant du jacobien mais également de fournir un intervalle de confiance permettant de mesurer la précision de l'estimation. Pour cela, les auteurs génèrent p variables aléatoires indépendantes, V_i , de la forme :

$$V_i = -n \sum_{k=1}^m \frac{x_i' W^k x_i \rho^k}{x_i' x_i k} \quad i=1, \dots, p \quad (4.17)$$

où $x_i \sim N(0, I)$

Les valeurs de p et de m sont choisies par l'utilisateur pour fournir la meilleure approximation désirée. Pour une valeur donnée de ρ , la moyenne de V_i est utilisée comme un estimateur du log jacobien. La forme de l'intervalle est alors :

^{ss} Il existe des factorisations beaucoup plus complexes de LU pour les matrice non symétriques.

$$(\bar{V} - F, \bar{V} + F) \quad (4.18)$$

$$\text{où } F = \frac{n\rho^{m+1}}{(m+1)(1-\rho)} + 1,96\sqrt{\frac{s^2(V_1, \dots, V_p)}{p}} \quad (4.19)$$

et s^2 est la variance estimée de V_i .

L'intervalle $(\bar{V} - F, \bar{V} + F)$ est un intervalle de confiance asymptotique à 95% pour le log du jacobien.

L'estimateur du log-jacobien s'applique à la fois aux matrices de poids symétriques et non symétriques. Cependant, l'intervalle de confiance nécessite la symétrie. Dans le cas de matrices asymétriques, un intervalle de Chebyshev peut s'avérer plus approprié.

L'algorithme est répété p fois afin d'obtenir V_i .

L'avantage de cette méthode est qu'elle ne demande pas beaucoup de mémoire. L'algorithme requiert seulement de l'espace pour le stockage de la matrice « sparse » W , pour deux vecteurs de taille $n \times l$ et pour les valeurs de calcul intermédiaires. En outre, contrairement à la décomposition de LU, cet algorithme ne demande pas d'espace supplémentaire lorsque l'on accroît la valeur de k .

Cette méthode s'applique à des modèles comportant plus d'un million d'observations (Pace et Barry, 1999). L'algorithme suppose alors que les valeurs propres de la matrice de poids sont réelles, ce qui n'est pas nécessairement le cas pour les matrices de poids générales asymptotiques.

Enfin, Anselin et Smirnov (2001) proposent également une méthode permettant de travailler sur les plus grands échantillons. Elle est basée sur les fonctions polynomiales. Les performances sont comparables à celles apportées par les simulations de Monte Carlo de Pace et Barry (1999).

3.5. L'intégration de la dépendance spatiale sur le marché immobilier lyonnais : les résultats

Dans la section précédente nous avons avancé les résultats issus de l'estimation du modèle de régression linéaire simple par la méthode des moindres carrés ordinaires. La variable d'accessibilité au périphérique (DMINPERI : distance minimale au périphérique) est apparue très significative dans le modèle de régression de prix hédonique. Il reste à

démontrer qu'elle est toujours capitalisée dans le prix du logement lorsque la dépendance spatiale est prise en compte.

3.5.1 Construction de la matrice de poids

Le zonage auquel nous sommes confrontés, la section cadastrale, ne nous permet pas de construire une matrice de contiguïté classique en raison de la forte irrégularité de la taille de ces zones sur l'ensemble de l'agglomération lyonnaise. Par conséquent, l'indicateur de l'intensité de l'interaction entre deux unités spatiales est représenté dans notre analyse par la distance euclidienne entre deux observations.

Nous avons donc construit une matrice de poids en spatialisant les observations sur le plan du cadastre numérisé. Cependant, une telle méthode soulève un problème étant donné que plusieurs observations, situées dans la même section cadastrale, partagent les mêmes coordonnées géographiques. Afin de pouvoir prendre en compte dans l'analyse l'ensemble des transactions immobilières, les observations situées dans la même section ont été différenciées en les décalant les unes par rapport aux autres de plus ou moins un centimètre sur l'axe des ordonnées et des abscisses. Cette méthode permet d'individualiser la localisation de chaque transaction sans toutefois modifier fondamentalement leur positionnement dans l'espace.

Une fois les coordonnées de localisation x et y créées pour chaque observation dans l'espace cartésien, la construction de la matrice de poids « *sparse* » est générée sous MATLAB par une procédure fondée sur la méthode de triangulation de Delaunay (LeSage, 2004). Cette approche partitionne l'espace en plusieurs triangles centrés sur une observation localisée à un point de coordonnées (x, y) de telle sorte qu'il n'existe pas de points à l'intérieur du cercle circonscrit à chacun des triangles. Les plus proches voisins sont alors déterminés comme étant les deux points des sommets d'un même triangle. Une alternative consiste à calculer les distances qui séparent ce point à l'ensemble des observations et à les ordonner par la taille. Les observations situées au plus près de ce point déterminent la matrice de poids. Cette approche demande toutefois de spécifier un nombre de voisins approprié au modèle d'estimation.

3.5.2 Détermination de la spécification du modèle

Les règles de décision spécifiées dans la section 3.4.2.2 sont appliquées sur l'ensemble des quatre segments de marché de l'immobilier lyonnais pour diagnostiquer l'autocorrélation spatiale.

Etant donné la taille de notre échantillon d'analyse (plus de 100 000 observations), il nous est difficile ici de calculer le test de Moran. Nous commençons donc par évaluer le modèle en présence d'une autocorrélation spatiale des erreurs et de la présence d'une variable endogène décalée par l'application de la procédure *SAC* fournie par Le Sage (2004) pour le logiciel MATLAB.

On vérifie ensuite la prédominance du modèle des erreurs spatiales (SEM) sur le modèle à variable endogène décalée (SAR) en comparant séparément ces deux modèles. Le tableau 4.12 présente les valeurs de ρ et de λ pour les quatre segments de marché.

Sur le marché du logement collectif ancien, l'analyse spatiale s'effectue sur un échantillon aléatoire de 30000 observations issue de l'échantillon initial (64909 observations)^{tt}. L'analyse des moindres carrés ordinaires fait apparaître les mêmes résultats que ceux obtenus sur les 64909 observations. La significativité de *DMINPERI* est toutefois plus faible, elle est de l'ordre de 10% ($t = -1.916909$).

Les résultats obtenus dans le tableau 4.12 par le modèle *sac* montrent que λ ($t = 54.18$) est largement plus significatif que ρ ($t = 9,29$) et son coefficient est le plus élevé ($0.096 > 0.013$). En outre le logarithme de la vraisemblance du modèle SEM (25874,864) est supérieur à celui du modèle SAR (25775,028). On peut noter aussi que λ ($t = 11,62$) est plus significatif que ρ ($t = 11,14$) dans leur modèle respectif. Ces résultats confirment une forme de dépendance spatiale de type autocorrélation des erreurs.

Les résultats obtenus sur le marché de l'immobilier collectif neuf montrent que λ ($t = 6.35$) est plus significatif que ρ ($t = 3.68$) et son coefficient est le plus élevé ($0.35 > 0.001$). En outre, le log de la vraisemblance du modèle SEM (52847) est supérieur à celui du modèle sar (52712.2). Le paramètre λ ($t = 6.85$) est plus significatif que ρ ($t = 5.02$) dans leur modèle respectif. Ce qui vient confirmer les résultats obtenus précédemment.

De même, sur le marché des maisons individuelles anciennes, on observe une forme de dépendance spatiale de type autocorrélation des erreurs. Les résultats obtenus par le modèle *SAC* montrent que λ ($t = 32,65$) est largement plus significatif que ρ ($t = 4,48$)

^{tt} Le calcul de la matrice de contiguïté est trop lourd sur l'échantillon complet (64909 observations).

et son coefficient est le plus élevé ($0,085 > 0.0037$). De plus, λ ($t = 71,85$) est beaucoup plus significatif que ρ ($t = 4,65$) dans leur modèle respectif.

Enfin, la prise en compte de la dépendance spatiale par le modèle SEM sur le marché des maisons individuelles neuves apparaît également vraisemblable si l'on observe la significativité des paramètres ρ et λ affichée dans le tableau 4.12. Dans le modèle général, seul λ est significatif alors que lorsque l'on teste les deux types de dépendance spatiale séparément, ces deux paramètres deviennent significatifs.

La comparaison des tests du multiplicateur de Lagrange (*LMerror* et *LMlag*) représentés dans le tableau 4.13 permet de choisir la meilleure spécification du modèle. Cependant, le calcul du test *LMlag* par la procédure fournie par LeSage (2004) sous MATLAB n'est pas possible sur les grands échantillons. Par conséquent, le résultat de ce test est fourni sur un échantillon aléatoire plus petit de 2000 observations pour le marché de l'immobilier collectif et de l'individuel ancien. En outre, MATLAB ne permet pas non plus de calculer les statistiques des tests de robustesse. C'est pourquoi, nous nous en tenons à la comparaison des tests du multiplicateur de Lagrange pour spécifier notre modèle.

Sur les quatre segments de marché, le test *LMerror* est toujours plus significatif que *LMlag* (cf. tableau 4.13), la dépendance spatiale retenue est donc une autocorrélation spatiale des erreurs. Par conséquent, il existe une nuisance due à l'omission de certaines variables dans la régression ou encore à des erreurs de mesures.

Tableau 4.12 Diagnostic d'autocorrélation spatiale pour les quatre segments de marché immobilier

Variables	Modèle général (<i>sac</i>)		Modèle spatial-error (<i>sem</i>)		Modèle à variable endogène décalée (<i>sar</i>)	
	Coefficient	t-Student	Coefficient	t-Student	Coefficient	t-Student
<i>Logement collectif ancien</i>						
rho	0,013***	9,2936			0,076***	11,1371
lambda	0,096***	54,1772	0,213***	11,6181		
Nombre d'observations	30000		30000		30000	
Log-vraisemblance	3709,4305		25874,864		25775,028	
<i>Logement collectif neuf</i>						
rho	0,002***	3,6826			0,001***	5,0184
lambda	0,355***	6,3483	0,360***	6,8555		
Nombre d'observations	35298		35298		35298	
Log-vraisemblance	73057,115		52847		52712,201	
<i>Logement individuel ancien</i>						
rho	0,004***	4,4795			0,004***	4,6468
lambda	0,085***	32,6541	0,188***	71,8490		
Nombre d'observations	6130		6130		6130	
Log-vraisemblance	9097,7781		5583,3275		5570,4388	
<i>Logement individuel neuf</i>						
rho	0,239	1,3763			0,261***	8,5537
lambda	0,128***	103,3257	0,349***	6,7145		
Nombre d'observations	1177		1177		1177	
Log-vraisemblance	221,51847		474.18569		-459,71515	

* :p< 0,1 ** :p< 0,05 ***:p< 0,01

Tableau 4.13 Tests LMerror et LMlag sur les quatre segments de marché immobilier

	Logement collectif ancien	Logement collectif neuf	Logement individuel ancien	Logement individuel neuf
LMerror	217.0040	421.8983	56.84	56.81
Echantillon	53.9063 (2000)	46.5492 (2000)	7,63 (1696)	
Probabilité	0.00	0.00	0.00	0.00
χ^2 (1)	17.6110	17.6110	17.6110	17.6110
LMlag	53.7447 (2000)	45.7666 (2000)	6,998 (1696)	-6.33
Probabilité	0.00	0.00	0.00	1.00
χ^2 (1)	6.6350	6.6350	6.6350	6.6350

3.5.3 Estimation du modèle avec autorégression spatiale des erreurs et calcul des effets marginaux

La valorisation immobilière du périphérique nord n'est pas remise en cause lorsque la dépendance spatiale est prise en compte dans le modèle (*cf. tableau 4.14.a*). Le modèle *SEM* n'a pas modifié la significativité de *DMINPERI* ($t = -2,12$ à 5%) sur le marché de l'immobilier collectif ancien et l'ensemble des autres variables explicatives de la formation des prix du logement reste significatif avec le signe attendu.

Le modèle à erreurs spatiales (*SEM*) a considérablement augmenté la significativité de *DMINPERI* sur le logement individuel ancien. La valeur du t de Student est passée de -4,96 pour le modèle des moindres carrés ordinaires à -18,68 pour le modèle *spatial error*. La pertinence de cette variable explicative des gains d'accessibilité engendrés par le périphérique nord de Lyon se trouve donc ici renforcée. Les ménages, à la recherche d'espace pour vivre dans des maisons individuelles sont plus à même d'intégrer dans leur choix de localisation et donc dans leur prix d'achat les infrastructures de transport routières leur permettant d'accéder le plus facilement au centre de l'agglomération. L'évolution de la significativité des transports en commun tels que le tramway et le métro reste stable dans le modèle OLS et le modèle SEM (*cf. tableau 4.14.b*).

En revanche, la prise en compte de la dépendance spatiale par le modèle *SEM* sur le marché des maisons individuelles neuves n'améliore pas les résultats obtenus par la méthode des moindres carrés ordinaires, la variable *DMINPERI* est maintenue non significative.

Quelque soit le segment de marché, à l'exception de l'individuel neuf, la prise en compte de la dépendance spatiale dans le modèle renforce la significativité de l'indicateur d'accessibilité *DMINPERI*. Les gains d'accessibilité générés par le périphérique Nord sont par conséquent fortement valorisés dans les prix des logements.

L'ensemble de ces résultats confirme donc la robustesse de la construction de la variable d'accessibilité *DMINPERI* à l'échelle cadastrale.

Cependant la forme non linéaire de la relation entre le prix du logement et les variables exogènes pose un problème dans l'interprétation du coefficient de *DMINPERI* qui ne reflète pas l'effet marginal de la distance sur le prix du logement. Celui-ci est différent en chaque point de la fonction. Afin de remédier à cela, les effets marginaux sont calculés, au point moyen, de la façon suivante. Soit \hat{P} l'estimation du prix du logement

obtenue pour des valeurs particulières du vecteur X des variables exogènes et un vecteur β de paramètres estimés. L'estimation du prix du logement au point moyen, c'est-à-dire en retenant la moyenne de chacune des variables exogènes, est obtenu de la façon suivante :

$$\hat{P} = f(\beta \cdot \bar{X}) \quad (4.20)$$

L'effet marginal de la distance minimale au périphérique, $EM_{DMINPERI}$, est obtenu en estimant, en ce point, la dérivée partielle :

$$EM_{DMINPERI} = \left. \frac{\partial \hat{P}}{\partial DMINPERI} \right|_{DMINPERI = \overline{DMINPERI}} \quad (4.21)$$

Tableau 4.15 Calcul des effets marginaux sur les différents segments de marché pour une variation de 1 kilomètre

	Effet marginal estimé (en euros)	Effet en pourcentage du prix estimé
Logement collectif ancien	-137,83	-0,23
Logement collectif neuf	-209,89	-0,23
Logement individuel ancien	-1826,17	-1,38

Les résultats affichés dans le tableau 4.15 montrent que c'est le prix du logement individuel ancien qui est le plus sensible à un éloignement du périphérique. Au point moyen, l'éloignement de 1 kilomètre par rapport au périphérique fait diminuer le prix des maisons individuelles de 1826, 17 euros (soit de 1, 38 % du prix estimé) alors que ce rapport est seulement de l'ordre de - 0, 23 % du prix estimé sur le logement collectif^{uu}. Nous verrons dans le chapitre 5 que cette différence d'appréciation de la distance au périphérique ne relève pas seulement d'une différenciation du marché.

^{uu} Ces calculs ne sont pas effectués sur le logement individuel neuf car la variable $DMINPERI$ associée n'est pas apparue significative dans le modèle SEM .

Tableau 4.14.a Diagnostic d'autocorrélation spatiale pour le logement collectif ancien et neuf

Variables	Modèle spatial-error (sem) Logement collectif ancien			Modèle spatial-error (sem) Logement collectif neuf		
	Coefficient	t-Student	Probabilité	Coefficient	t-Student	Probabilité
Constante	1.062861	8.847826	0.000000	4.398504	34.671856	0.000000
P1	-0.101986	-12.882641	0.000000	-0.014651	-2.356778	0.018434
P2	-0.008806	-1.238357	0.215584	0.089290	16.676289	0.000000
P3	0.041362	6.460753	0.000000	0.103330	22.328271	0.000000
P4	0.055210	9.323548	0.000000	0.084092	20.604660	0.000000
P5	0.056251	9.797024	0.000000	0.053609	14.385982	0.000000
SURFACE	0.005457	101.173807	0.000000	0.005806	133.227408	0.000000
A1824	-0.059481	-2.483253	0.013019	-0.052420	-5.058944	0.000000
A2534	-0.026021	-1.101488	0.270684	-0.035901	-3.669470	0.000243
A3544	-0.031220	-1.320811	0.186564	-0.020860	-2.133523	0.032882
A4554	-0.028690	-1.213577	0.224909	-0.014234	-1.459028	0.144557
ASUP55	-0.001626	-0.068707	0.945223	-0.009664	-0.991923	0.321235
PUBLIC	-0.139473	-9.611074	0.000000	-0.021806	-3.273485	0.001062
D1992	0.060376	0.765057	0.444238	0.091761	0.735345	0.462129
D1993	0.024400	0.317647	0.750753	0.110512	0.899102	0.368598
D1994	0.025800	0.335889	0.736954	0.117240	0.953962	0.340103
D1995	0.015470	0.201504	0.840305	0.105117	0.855074	0.392510
D1996	0.003795	0.049441	0.960568	0.105856	0.860575	0.389472
D1997	0.000852	0.011095	0.991148	0.107967	0.877742	0.380084
D1998	0.010287	0.134001	0.893402	0.124051	1.009231	0.312864
D1999	0.037654	0.490481	0.623793	0.140810	1.146063	0.251769
D2000	0.061247	0.797949	0.424900	0.159334	1.296681	0.194741
D2001	0.097155	1.266080	0.205485	0.173407	1.412331	0.157852
D2002	0.124094	1.617101	0.105857	0.190493	1.553073	0.120406
ENSUP	-0.027681	-6.330984	0.000000	-0.003998	-1.994186	0.046132
PISCINE	-0.056908	-18.290864	0.000000	-0.011617	-6.550652	0.000000
ZEP	-0.054256	-18.629718	0.000000	-0.013228	-6.119373	0.000000
TRAM	0.020826	6.116478	0.000000	0.003693	2.539226	0.011110
METRO	0.013849	5.601521	0.000000	-0.003042	-2.768697	0.005628
EXP015	-0.028720	-28.300535	0.000000	-0.019106	-30.684806	0.000000
DMINPERI	-0.000001	-2.119934	0.034012	-0.000001	-1.906992	0.056522
REVMED	0.000007	34.818841	0.000000	0.000003	35.000985	0.000000
COPRO	0.001625	44.943653	0.000000	0.000003	1.467657	0.142197
lambda	0.212978	11.618063	0.000000	0.359999	6.855457	0.000000
Nombre d'observations		30000			35298	
Log-vraisemblance		25874.864			52847	

* :p< 0,1 ** :p< 0,05 ***:p< 0,01

Tableau 4.14.b Diagnostic d'autocorrélation spatiale pour le logement individuel ancien et neuf

Variables	Modèle spatial-error (sem) Logement individuel ancien			Modèle spatial-error (sem) Logement individuel neuf		
	Coefficient	t-Student	Probabilité	Coefficient	t-Student	Probabilité
Constante	4.948954	347.000314	0.000000	-0.020092	-1.130705	0.258179
P1	-0.295635	-6.666599	0.000000			
P2	-0.296852	-18.850952	0.000000	-0.007225	-0.479813	0.631360
P3	-0.175214	-16.757350	0.000000	-0.134985	-6.383978	0.000000
P4	-0.092035	-11.025693	0.000000	-0.312016	-6.000139	0.000000
P5	-0.058835	-7.456460	0.000000	-0.224268	-4.875823	0.000001
P6	-0.016427	-1.978309	0.047894	-0.040873	-1.398239	0.162041
TERRAIN	0.000010	9.623629	0.000000	0.101447	5.250639	0.000000
SURFACE	0.001816	32.904402	0.000000	0.411503	17.785442	0.000000
M18	-0.241172	-4.254969	0.000021			
A1824	-0.092543	-4.685536	0.000003	-0.024944	-1.579966	0.114115
A2534	-0.038153	-6.057456	0.000000	-0.036806	-1.277911	0.201281
A3544	-0.003103	-0.512340	0.608413	-0.012287	-0.418137	0.675847
A4554	-0.002197	-0.331017	0.740632	0.016829	0.643758	0.519733
PUBLIC	-0.105158	-2.944541	0.003234	-0.012292	-0.816660	0.414123
D1992	-0.173715	-4.334175	0.000015			
D1993	-0.216702	-19.408686	0.000000	-0.275976	-14.387758	0.000000
D1994	-0.199051	-22.169892	0.000000	-0.278490	-13.684850	0.000000
D1995	-0.174731	-20.401472	0.000000	-0.303730	-14.163680	0.000000
D1996	-0.185102	-21.772231	0.000000	-0.195582	-10.001352	0.000000
D1997	-0.173834	-22.177512	0.000000	-0.344757	-14.335661	0.000000
D1998	-0.158581	-19.647543	0.000000	-0.271035	-11.000146	0.000000
D1999	-0.122269	-15.834227	0.000000	-0.295412	-9.490965	0.000000
D2000	-0.060702	-8.704359	0.000000	-0.214669	-8.315854	0.000000
D2001	-0.018909	-3.109151	0.001876	-0.122199	-4.582036	0.000005
ENSUP	0.027051	2.467544	0.013604	0.026926	1.158065	0.246838
PISCINE	0.005797	0.825100	0.409315	0.054472	3.200034	0.001374
ZEP	-0.014183	-2.309713	0.020904	-0.024614	-0.980793	0.326695
TRAM	0.116324	11.414525	0.000000	0.008231	0.461980	0.644096
METRO	-0.033993	-2.538523	0.011132	0.037099	2.242951	0.024900
EXP015	-0.006071	-7.569206	0.000000	-0.172154	-5.172037	0.000000
DMINPERI	-0.000006	-18.683332	0.000000	0.008330	0.275368	0.783034
REVMED	0.000007	525.194217	0.000000	0.345213	15.895434	0.000000
lambda	0.187951	71.849012	0.000000	0.348995	6.714469	0.000000
Nombre d'observations		6130			1177	
Log-vraisemblance		5583.3275			-474.18569	

* :p< 0,1 ** :p< 0,05 ***:p< 0,01

4. CONCLUSION

A travers ce chapitre, nous avons démontré qu'il existe un effet significatif de l'amélioration des gains d'accessibilité engendrés par le périphérique nord de Lyon sur le marché de l'immobilier de l'agglomération lyonnaise.

Une première analyse à l'échelle communale a révélé le caractère multidimensionnel de la notion d'accessibilité : l'accroissement du niveau d'accessibilité potentiel à l'emploi induit par le périphérique ne se déduit pas directement de la proximité d'un échangeur. Quelle que soit la dimension, spatiale ou temporelle, dans laquelle les indicateurs sont construits, tous jouent un rôle important dans la distribution de l'accessibilité au sein de l'agglomération.

La construction d'un modèle de prix hédonique a permis de juger de la performance de ces différents indicateurs au regard du processus de capitalisation dans les prix immobiliers. Cependant, les valeurs des logements sont exposées à un haut degré de dépendance spatiale. C'est pourquoi, afin d'éviter la surestimation de la sensibilité du prix de vente à la prime d'accessibilité, une étude du phénomène à une échelle géographique plus fine, la section cadastrale, a permis de prendre en compte la dépendance spatiale dans le modèle.

A ce niveau de zonage, le fait que seule la variable *DMINPERI* (distance minimale à une entrée du périphérique nord) a un effet significatif sur l'ensemble du marché immobilier, avec le signe attendu, est une confirmation de la complexité du déploiement de la capitalisation dans l'espace. En outre, le caractère multidimensionnel de la notion d'accessibilité montre bien que la capitalisation captée n'est pas forcément linéaire dans l'espace. La variable *DPERI* (présence d'un échangeur dans la zone) laisse notamment entrevoir une structure spatiale complexe avec nuisance à proximité puis capitalisation positive et la variable *APmASP2* représente des gains d'accessibilité qui ne sont pas liés à la proximité directe de l'infrastructure.

Par conséquent, il nous reste à déterminer à quelle distance du périphérique nord se fait l'essentiel de la capitalisation et jusqu'où l'effet se fait-il ressentir dans l'agglomération. C'est ce que nous allons démontrer dans le chapitre 5. Nous montrerons également qu'il existe une autre dimension de la valorisation immobilière des gains d'accessibilité : la dimension temporelle.