

Thèse de Doctorat

Rémy Le Boennec

*Mémoire présenté en vue de l'obtention
du grade de Docteur de l'Université de Nantes
Sous le label de l'Université Nantes Angers Le Mans*

Discipline : Sciences économiques

Spécialité : Économie de l'environnement

Laboratoire : Laboratoire d'Économie et de Management de Nantes Atlantique

UFR : Institut d'Économie et de Management de Nantes - IAE

Présentée et soutenue publiquement le 9 octobre 2013

École doctorale : Droit, Economie, Gestion, Environnement, Société et Territoires
Thèse N°

Les mobilités urbaines: quelles interactions entre déplacements durables et ville compacte ?

JURY

Rapporteurs : **Gaigné Carl**, Directeur de recherche, INRA, UMR 1302 SMART (Rennes)
Larribeau Sophie, Professeur des Universités, Université de Rennes 1

Autres membres : **Rallet Alain**, Professeur des Universités, Université de Paris Sud
Vallée Thomas, Professeur des Universités, Université de Nantes

Directeur de Thèse : **Brécard Dorothée**, Professeur des Universités, Université de Nantes

Co-directeur de Thèse : **Baudry Marc**, Professeur des Universités, Université de Paris Ouest Nanterre

Thèse de Doctorat

Rémy Le Boennec

*Mémoire présenté en vue de l'obtention
du grade de Docteur de l'Université de Nantes
Sous le label de l'Université Nantes Angers Le Mans*

Discipline : Sciences économiques

Spécialité : Économie de l'environnement

Laboratoire : Laboratoire d'Économie et de Management de Nantes Atlantique

UFR : Institut d'Économie et de Management de Nantes - IAE

Présentée et soutenue publiquement le 9 octobre 2013

École doctorale : Droit, Economie, Gestion, Environnement, Société et Territoires

Thèse N°

Les mobilités urbaines: quelles interactions entre déplacements durables et ville compacte ?

JURY

Rapporteurs : **Gaigné Carl**, Directeur de recherche, INRA, UMR 1302 SMART (Rennes)
Larribeau Sophie, Professeur des Universités, Université de Rennes 1

Autres membres : **Rallet Alain**, Professeur des Universités, Université de Paris Sud
Vallée Thomas, Professeur des Universités, Université de Nantes

Directeur de Thèse : **Brécard Dorothée**, Professeur des Universités, Université de Nantes

Co-directeur de Thèse : **Baudry Marc**, Professeur des Universités, Université de Paris Ouest Nanterre

À Odette.

Remerciements

Cette thèse ne saurait débiter sans une série de remerciements tout aussi nombreux que réellement sincères.

Tout d'abord, merci à mes co-directeurs d'avoir su me guider pour transformer cet ambitieux projet de thèse en réussite. Nos échanges réguliers m'ont fait progresser au fil des mois, et acquérir une à une les premières clés menant à l'exigeant métier de chercheur. Merci aux Professeurs Marc Baudry et Dorothée Brécard d'avoir rendu possible ce vaste travail de recherche et de m'encourager à le prolonger après la thèse.

Je voudrais ensuite remercier mesdames et messieurs les membres du jury : Carl Gagné, Directeur de recherche à l'INRA (Rennes), Sophie Larribeau, Professeur à l'Université de Rennes 1, Alain Rallet, Professeur à l'Université de Paris Sud, et Thomas Vallée, Professeur à l'Université de Nantes. Je leur suis à chacun sincèrement reconnaissant de l'honneur qu'ils me font de constituer ce jury de thèse, et du temps qu'ils auront accepté de consacrer à la lecture critique du présent manuscrit, parmi les très nombreuses autres tâches qu'ils ont à mener à bien.

Je remercie le Conseil Général de Loire-Atlantique pour le financement de mes premières années de doctorat, ainsi que les responsables du projet ANR Eval-PDU pour l'opportunité du contrat d'ingénieur d'études qu'ils m'ont ensuite offerte. J'exprime également ma reconnaissance à l'Université de Nantes et au Lemna pour le contrat d'ATER proposé en 2012-2013.

Tous les membres du projet Eval-PDU doivent également être salués pour la matière qu'ils ont contribué à élaborer pendant plus de trois ans, et qui trouve aujourd'hui une valorisation dans les chapitres 3 et 4 de cette thèse. Merci aussi à Christophe Batardy pour sa disponibilité et sa réactivité concernant la fourniture de données complémentaires.

Je remercie chaleureusement mon co-auteur géographe le Professeur Bernard Fritsch, en souhaitant sincèrement que notre collaboration interdisciplinaire engagée en 2010 pourra se poursuivre au-delà de la thèse.

Un énorme merci à mes collègues et amis doctorants ou anciens doctorants, pour leur soutien, nos échanges fructueux et toutes nos pauses -salutaires- sur la passerelle. Un remerciement spécial à Julie Bulteau, aujourd'hui Maître de conférences à l'Université de Versailles Saint-Quentin-en-Yvelines, pour ses réponses à mes diverses sollicitations. Un très grand merci également à Sterenn Lucas, Maître de conférences à Agrocampus Ouest, pour ses conseils avisés et ses relectures constructives, et dont le parcours exemplaire force aujourd'hui mon admiration.

Merci à Frédéric Salladarré et Pierre-Alexandre Mahieu, Maîtres de conférences, qui m'ont récemment soutenu dans mon travail de recherche.

Merci encore à l'équipe administrative du Lemna, en particulier Anne-Claire et Jean-Baptiste. Je leur suis à tous les deux extrêmement reconnaissant d'avoir si naturellement contribué à me faciliter la vie pendant plus de quatre ans...

Je voudrais exprimer ma sollicitude toute particulière aux nombreux collègues chercheurs et enseignants-chercheurs qui m'ont fait le plaisir de m'accueillir en conférence ou d'échanger avec moi au sujet d'un papier présenté : Florence Goffette-Nagot, Stéphane Riou, Jean-Marie Cardebat, Fabien Candeau, Barbara Ermini, Youenn Lohéac, Jean Cavailhès, Sophie Legras, Catherine Baumont, Guillaume Pouyane, Philippe Mahenc...J'en oublie certainement, qu'ils ne m'en veuillent pas.

Un clin d'œil aux Professeurs Giovanni Signorello et Fabio Eboli pour leur parfait sens de l'accueil à l'Université d'été internationale de Belpasso (Italie) dont la session 2012 constitua, je crois, un séjour inoubliable pour tous !

Merci enfin à mes parents, qui m'ont soutenu dans ce projet dès le départ, à mon frère, à Marine, à mes amis : tous se sont montrés sincèrement intéressés par le sujet de la thèse et sa progression, et réconfortants dans les moments de doute. Plusieurs d'entre eux se sont évidemment reconnus dans une précédente rubrique...

Et enfin, un énorme merci à Sébastien qui, comme toujours, a su faire preuve depuis le début d'une infinie patience, alors que la mienne risquait de ne pas être à la hauteur de celle que requiert la finalisation d'une thèse. Mais patience n'est pas persévérance...

Quantité d'espace nécessaire pour transporter le même nombre de passagers :



(a) en voiture, conducteur seul



(b) en bus



(c) à vélo

Source : www.cairobike.com

Sommaire

Introduction générale	1
Chapitre 1/ Des déterminants de la mobilité des ménages à la formation des agglomérations dans un contexte de pollution.....	17
Chapitre 2/ Externalité de pollution <i>versus</i> économies d'agglomération : le péage urbain, un instrument environnemental adapté ?.....	63
Chapitre 3/ Plans de Déplacements Urbains et capitalisation immobilière : le cas des appartements de l'agglomération nantaise.....	101
Chapitre 4/ Accessibilité et prix des maisons à Nantes : la forme urbaine monocentrique remise en cause ?.....	151
Conclusion générale.....	191
BIBLIOGRAPHIE	201
ANNEXES	213
Liste des tableaux	236
Liste des figures	239
TABLE DES MATIERES	241

INTRODUCTION GENERALE

« La forme d'une ville change plus vite, on le sait, que le cœur d'un mortel. Mais, avant de le laisser derrière elle en proie à ses souvenirs – saisie qu'elle est, comme le sont toutes les villes, par le vertige de métamorphose qui est la marque de la seconde moitié de notre siècle – il arrive aussi, il arrive plus d'une fois que, ce cœur, elle l'ait changé à sa manière, rien qu'en le soumettant tout neuf encore à son climat et à son paysage, en imposant à ses perspectives intimes comme à ses songeries le canevas de ses rues, de ses boulevards et de ses parcs. »

Julien GRACQ (1985), *La forme d'une ville*, Paris : José Corti, p.1

Pour travailler ou étudier, pour consommer et tisser des liens, l'homme a un besoin fondamental de déplacement. La mobilité des personnes et des marchandises permet l'intensification des échanges et l'accès à des territoires plus vastes (Didier et Prud'homme, 2007). Source de développement économique et de préservation du lien social, la mobilité présente en contrepartie des externalités négatives à prendre en compte. On parle d'externalité (ou d'effet externe) lorsque « le bien-être d'un agent [...] ou sa liberté de choix de comportement sont directement affectés par les actions d'un autre agent ne donnant lieu à aucune transaction de marché entre les deux protagonistes » (Beumais et Chiroleu-Assouline, 2002, p.25). Les externalités négatives associées aux transports recouvrent diverses formes de nuisances environnementales et sanitaires, l'artificialisation des sols, la congestion et les accidents (Mirabel et Reymond, 2013).

L'homme se déplace dans l'espace : à l'intérieur des villes, de la périphérie vers la ville, à la campagne, entre deux villes, deux régions ou deux pays. La mobilité dans ces espaces hétérogènes a de commun qu'elle permet aux hommes une meilleure accessibilité à un certain nombre d'emplois, de biens et de services. L'accessibilité se définit alors comme le nombre d'opportunités de déplacement pour une distance donnée (Pouyanne, 2005), ou pour un temps de déplacement donné (Deymier, 2007). On parle de gain d'accessibilité lorsqu'une nouvelle infrastructure de transport permet d'atteindre les mêmes destinations en un temps plus court, ou des destinations plus lointaines sans augmentation de temps, offrant ainsi de nouvelles opportunités de déplacement¹.

Par l'augmentation des distances à parcourir qu'elles suscitent, ces opportunités supplémentaires amplifient les externalités négatives associées aux transports. De plus, les impacts environnementaux et sociaux ne sont pas les mêmes selon le territoire sur lequel s'exerce la mobilité : les émissions de gaz à effet de serre seront plutôt considérées comme une externalité négative générée par des déplacements interurbains et de longue distance ; la congestion ou le bruit seront principalement ressentis à l'intérieur ou aux alentours des villes. La mobilité dans des espaces et sur des distances hétérogènes pose donc des questions spécifiques qu'il faut traiter à l'échelon géographique pertinent (Paul-Dubois-Taine, 2012). Un tel souci de pertinence impose des catégorisations. Ainsi, la mobilité locale regroupe l'ensemble des déplacements réalisés par une personne pour mener une activité quelconque à moins de 80 kilomètres à vol d'oiseau de son domicile, en France métropolitaine (*définition INSEE*). Cette mobilité locale englobe la majeure partie de la mobilité urbaine et périurbaine.

Une mobilité en forte évolution

Les gains d'accessibilité ont pour principal effet que la mobilité des hommes évolue. Cela ne concerne ni le nombre moyen de déplacements, stable en France depuis le milieu des années 1990, ni les temps de déplacement : 65 minutes par jour en

¹ L'accessibilité telle que définie ici s'intéresse aux ménages. Elle est à distinguer de l'accessibilité entre firmes, source d'externalités positives pour elles, que nous définirons dans le chapitre 1.

moyenne en 1994, 66 minutes en 2008 (*Tableau A*). En revanche, les distances associées sont en évolution sensible : +6 % à temps de déplacement comparable. L'amélioration continue des infrastructures de transport, notamment routières, en constitue la principale raison. Cette qualité croissante de l'offre favorise des gains d'accessibilité pour les usagers à des espaces plus éloignés et à des destinations plus nombreuses.

TABLEAU A - Evolution de la mobilité quotidienne et du temps passé dans les déplacements locaux selon le type d'urbanisation et le lieu de résidence

	Répartition de la population totale (%)		Proportion d'immobiles un jour donné (%)		Personnes mobiles						
					Nombre de déplacements quotidiens		Temps de transport quotidien (minutes)		Évolution de la distance à vol d'oiseau (%)	Durée cumulée des activités et du transport	
	1994	2008	1994	2008	1994	2008	1994	2008	1994-2008	1994	2008
Rural ou faiblement urbanisé	51,6	52,3	19	18	3,7	3,7	60	64	12	7h26	7h36
Grandes agglomérations	48,4	47,7	13	12	3,8	3,6	71	68	− 5	8h04	7h54
Ensemble	100,0	100,0	16	15	3,8	3,7	65	66	6	7h45	7h45

Champ : individus de 6 ans et plus habitant en France métropolitaine.

Champ : individus de 6 ans et plus habitant en France métropolitaine.

Source : Hubert (2009)

La répartition par motif de déplacement évolue en revanche assez peu dans le temps : les déplacements ayant pour but la consommation de biens et de services sont passés de 18 à 20 % en milieu rural ou faiblement urbanisé, tandis que le motif travail ou études concernait 31 % des déplacements en 1994 comme en 2008 (*Tableau B*). Cette part apparaît légèrement plus forte dans l'ensemble des grandes agglomérations² : 33 % en 1994, 32 % en 2008. Toujours dans les grandes agglomérations, la durée de déplacement apparaît en revanche à peu près stable, alors qu'elle est en forte hausse dans les espaces ruraux ou faiblement urbanisés (+13 % pour le motif travail habituel). Toutefois, cette augmentation de temps ne représente que la moitié de la hausse des distances parcourues dans ces espaces, mettant en évidence que les gains élevés d'accessibilité obtenus en une quinzaine d'années ont offert des opportunités d'emploi et de formation supplémentaires à de nombreux ménages.

² Les grandes agglomérations comprennent les 79 pôles urbains des aires urbaines de plus de 100 000 habitants au recensement de 1999 (*définition INSEE*).

TABLEAU B - Evolution des déplacements par motif

		Travail habituel	Études	Commerces	Domicile à autres activités	Autres trajets	Ensemble
Ensemble rural et faiblement urbanisé							
Répartition (%)	1994	19	12	18	39	12	100
	2008	21	10	20	38	11	100
Durée du déplacement (minutes)	1994	16	18	13	16	17	16
	2008	18	20	15	17	17	17
Évolution de la durée du déplacement (%)	1994-2008	13	9	17	4	-2	6
Évolution de la distance à vol d'oiseau (%)	1994-2008	26	22	29	2	0	12
Ensemble grandes agglomérations							
Répartition (%)	1994	20	13	18	37	12	100
	2008	21	11	21	37	10	100
Durée du déplacement (minutes)	1994	23	18	13	19	19	19
	2008	25	19	14	18	19	19
Évolution de la durée du déplacement (%)	1994-2008	10	4	5	-1	-4	2
Évolution de la distance à vol d'oiseau (%)	1994-2008	10	ns	ns	-10	-1	-1

Champ : déplacements locaux un jour de semaine des individus de 6 ans et plus habitant en France métropolitaine.

Source : Hubert (2009)

Les nouvelles formes de l'étalement urbain

Les gains d'accessibilité ont donc pour conséquence de contribuer à une rupture spatiale avérée entre les zones d'habitat et d'emploi : ainsi, le pôle urbain de Nantes (Nantes Métropole, regroupement de la ville-centre et des 24 communes de banlieue) s'étend sur 23 % de la superficie de l'aire urbaine et concentre 87 % des emplois, mais seulement 75 % de la population (AURAN, 2012). On définit l'aire urbaine comme un ensemble de communes, d'un seul tenant et sans enclave, constitué par un pôle urbain de plus de 10 000 emplois, et par des communes rurales ou unités urbaines (couronne périurbaine) dont au moins 40 % de la population résidente ayant un emploi travaillent dans le pôle ou dans des communes attirées par celui-ci (*définition INSEE*).

Dans la couronne périurbaine des aires urbaines des grandes agglomérations, il s'effectue quotidiennement des déplacements plus nombreux et plus longs, en particulier depuis la couronne périurbaine vers le pôle urbain : c'est le cas de 8 % des 2 677 500 déplacements quotidiens effectués dans l'aire urbaine de Nantes en 2008. Au plan national, les aires urbaines ont ainsi subi entre 1999 et 2008 une très forte croissance de leur emprise géographique (+39,2 % d'artificialisation des sols), avec en corollaire, une hausse de la population deux fois et demie moindre (+16,3 %), symptôme logique d'une densité nettement plus faible dans l'ensemble de l'aire urbaine qu'à l'intérieur du pôle urbain qui la définit (*Tableau C*).

TABLEAU C – Répartition de la population, des surfaces artificialisées et des emplois selon le type d’espace à l’intérieur des aires urbaines en 2008 et évolution 1999-2008

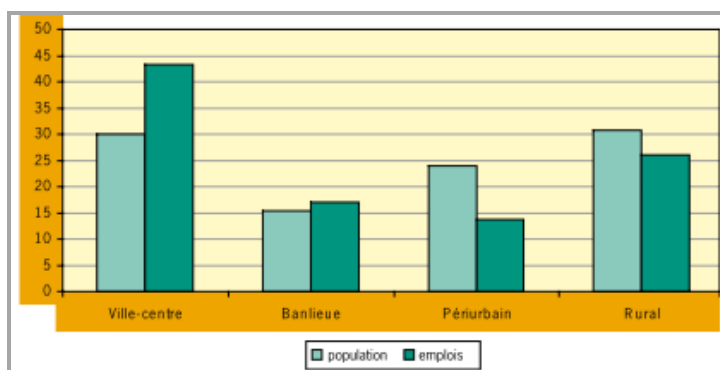
Catégorie du zonage de 2010*	2008							Évolutions (en %)		
	Population		Surface		Densité	Emploi		Population	Surface	Emploi
		en %		en %			en %			
Grands pôles urbains (1)	36 513 532	58,8	43 362	8,0	842,1	17 945 057	70,0	8,8	21,7	16,8
Couronnes des grands pôles urbains (2)	11 566 682	18,6	155 817	28,6	74,2	2 856 676	11,2	39,1	41,5	48,5
Communes multipolarisées des grandes aires urbaines (3)	3 207 765	5,2	51 451	9,5	62,3	862 783	3,4	45,3	50,1	60,6
Espace périurbain (2+3)	14 774 447	23,8	207 268	38,1	71,3	3 719 459	14,5	40,4	43,5	51,2
Espace des grandes aires urbaines (1+2+3)	51 287 979	82,6	250 631	46,1	204,6	21 664 516	84,5	16,3	39,2	21,5
Autres catégories	10 846 887	17,4	293 316	54,0	37,0	3 931 413	15,4	-24,8	-19,4	-21,0
France métropolitaine	62 134 866	100,0	543 947	100,0	114,2	25 595 929	100,0	6,2	—	12,3

* voir définitions.
Population et emploi en effectif ; surface en km² ; densité en habitants par km².
Champ : France métropolitaine.

Source : Floch et Levy (2011)

En dépit d’une croissance sensible de leur nombre sur la même période (+21,5 %), les emplois de l’aire urbaine restent majoritairement concentrés à l’intérieur du pôle urbain, accentuant la dichotomie entre espace résidentiel et espace productif. En Pays de la Loire par exemple, l’emploi restait en 2006 concentré à hauteur de 60 % à l’intérieur des pôles urbains, contre seulement 45 % pour la population (Fig. A). Les couronnes périurbaines rassemblaient à l’inverse près de 25 % des ménages, pour moins de 15 % des emplois.

FIGURE A - Discordance spatiale de l’emploi et de l’habitat en Pays de la Loire, en 2006 (en %)



Source : INSEE (2010)

Les facteurs d’offre prenant la forme d’infrastructures de transport toujours plus performantes ne sont pas les seuls à expliquer l’évolution récente de la mobilité des hommes. Dans leur choix de localisation résidentielle, les ménages font un arbitrage entre accessibilité et aménités (espaces verts, faible exposition sonore, qualité de l’air). Or, ces dernières sont souvent considérées plus aisées à satisfaire dans les espaces

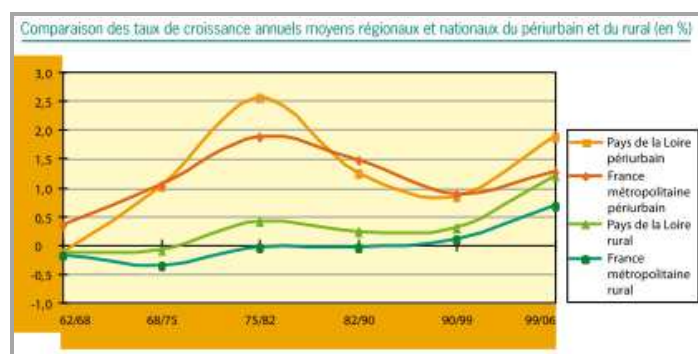
périurbains (Wu, 2006). Finalement, la généralisation de la première, puis de la deuxième voiture dans les espaces périurbains a servi de vecteur à un certain nombre de ménages pour s'éloigner de leur lieu de travail sans budget-temps additionnel. Il en résulte que les opportunités dégagées par les gains d'accessibilité sont en réalité le plus souvent conditionnées à la possession d'une automobile, dans des territoires caractérisés par une densité moyenne à basse. Couplé à une forte augmentation des valeurs immobilières résidentielles au cours de la décennie 2000, évolution qui a repoussé les ménages les plus modestes vers des localisations excentrées, ce schéma-type est à l'origine du phénomène d'étalement urbain depuis au moins quatre décennies dans la majorité des pays développés.

Quelques définitions complémentaires s'imposent. L'étalement urbain au sens strict présente des effets se matérialisant par une extension géographique continue des habitations et des activités au-delà de la zone agglomérée ; plus diffuse, la périurbanisation provoque l'artificialisation des sols sous forme de « tâches » discontinues d'habitat ou d'activités autour du pôle urbain. Pour une commodité de présentation, nous parlerons indistinctement à partir de maintenant d'étalement urbain ou de périurbanisation pour caractériser l'extension de l'aire d'influence du pôle urbain. Les deux phénomènes entraînent des conséquences comparables : allongement des distances parcourues et renforcement des externalités négatives provoquées par les transports. Dans le cas de la périurbanisation toutefois, la diffusion des activités humaines de façon éparse rend plus compliquée encore une couverture efficace du territoire en infrastructures de transports, notamment collectifs.

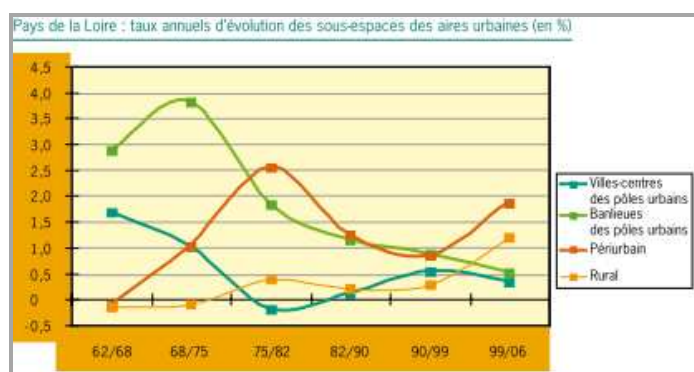
L'étalement urbain au sens large n'apparaît pas uniforme au sein d'espaces qu'on pourrait pourtant supposer relativement homogènes, en raison de leur unité réglementaire et de leur proximité culturelle. En France, la dynamique d'étalement urbain se révèle ainsi très hétérogène selon la région considérée. Il se manifeste par exemple plus sensiblement dans la région Pays de la Loire que dans la moyenne des autres régions françaises : entre 1999 et 2006, le taux de croissance de la population dans les espaces périurbains y est de près de 2 %, contre 1,25 % en moyenne nationale (*Fig. B1*). Un tel taux de croissance apparaît environ deux fois plus élevé que celui des pôles urbains de la région (*Fig. B2*). Des soldes naturels ou migratoires fortement

positifs, comme cela est le cas en Pays de la Loire, contribuent à accentuer cette évolution.

FIGURE B - Une dynamique périurbaine plus marquée en Pays de la Loire qu'au niveau national. Source : INSEE (2010)



(B1)



(B2)

L'accentuation des externalités négatives des transports

La possession d'une, deux ou trois voitures par les ménages constitue à la fois une cause et une conséquence de l'étalement urbain : une cause, car les distances permises par les modes concurrents (marche à pied, vélo, transports collectifs) n'autorisent pas l'éloignement des pôles urbains comme le permet la voiture en l'absence de congestion ; une conséquence, car une fois l'installation effectuée en périphérie, l'usage régulier de la voiture devient souvent incontournable. En 2006 en Pays de la Loire, 39,1 % des ménages possédaient ainsi deux voitures ou plus, contre 33,1 % au plan national (INSEE, 2010). Pour les seuls ménages périurbains, le taux de multimotorisation dans cette région monte à 55,7 %. Confrontée à une desserte moins performante en transports collectifs, la résidence dans ces espaces impose un fort recours à l'automobile pour tous

les motifs de déplacement : dans les ensembles ruraux ou faiblement urbanisés, 76 % des déplacements s'effectuaient en 2008 en voiture individuelle, contre 55 % à l'intérieur des pôles urbains des grandes agglomérations (*Tableau D*). La part des modes doux (constitués par la marche à pied et le vélo) n'y dépassait pas 21 % (33 % dans les grandes agglomérations), celles de transports collectifs atteignait tout juste 5 % (12 % dans les grandes agglomérations).

TABLEAU D - Evolution des déplacements selon le mode de transport

		Marche ou vélo	Véhicule particulier à moteur	Transports en commun	Ensemble
Ensemble rural et faiblement urbanisé					
Répartition (%)	1994	21	74	5	100
	2008	19	76	5	100
Durée du déplacement (min)	1994	12	16	38	16
	2008	14	17	36	17
Évolution de la durée du déplacement (%)	1994-2008	11	7	- 7	6
Évolution de la distance à vol d'oiseau (%)	1994-2008	ns	11	- 13	12
Ensemble grandes agglomérations					
Répartition (%)	1994	31	56	13	100
	2008	33	55	12	100
Durée du déplacement (min)	1994	13	17	36	19
	2008	14	17	40	19
Évolution de la durée du déplacement (%)	1994-2008	1	1	10	2
Évolution de la distance à vol d'oiseau (%)	1994-2008	ns	0	10	- 1

Source : Hubert (2009)

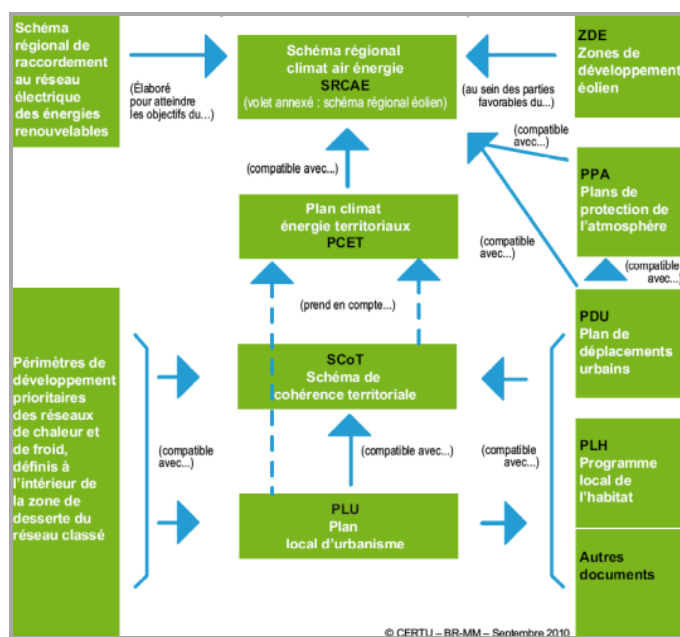
Les externalités négatives provoquées par les transports se trouvent donc exacerbées à la fois par un recours massif à l'automobile et par les distances élevées parcourues dans des espaces toujours plus étendus : congestion régulière aux abords du pôle urbain et pollution atmosphérique en sont deux symptômes immédiats, tout comme la disparition rapide d'espaces agricoles et ruraux autour des villes. Les politiques publiques visant à limiter ou à corriger ces diverses externalités négatives sans dégrader la croissance ou le lien social cherchent à promouvoir une mobilité durable ; la mobilité est qualifiée de durable en ce sens qu'elle touche aux trois dimensions du développement durable : économique, environnementale et sociale (Brécard et Bulteau, 2011).

Des politiques de régulation indispensables

Pour parvenir à une mobilité durable, qu'elle soit locale ou non, les décideurs publics tentent, au niveau européen, national et local, de conjuguer des politiques agissant à la fois sur les déplacements en eux-mêmes et sur les choix de localisation des

agents économiques, pour leur résidence (ménages) ou pour leur activité productive (firmes). En cohérence avec les politiques de régulation de la mobilité de type Plans de Déplacements Urbains (PDU)³, tentent de s'articuler des politiques d'aménagement et d'urbanisme : Schémas de Cohérence Territoriale (SCoT), Programmes Locaux de l'Habitat (PLH), Plan Local d'Urbanisme (PLU). Ces politiques visant soit les déplacements, soit les localisations d'agents économiques intègrent ou complètent éventuellement des politiques spécifiquement environnementales de type Agendas 21 locaux ou Plans Climat-Energie Territoriaux (PCET), le plus souvent locales. En raison de la concurrence éventuelle des autorités qui en ont la charge, la complémentarité ou simplement la compatibilité des documents de planification régissant ces politiques n'est pas aisée à établir au premier abord, même lorsqu'elle est explicitement prévue par les textes (*Fig. C*)⁴.

FIGURE C - Rapport de compatibilité entre les documents de planification



Source : ADEME (2011), Centre d'études sur les réseaux, les transports, l'urbanisme et les constructions publiques (Certu)

³ Les PDU ont été rendus obligatoires par la loi LAURE du 30 décembre 1996 (Loi sur l'Air et l'Utilisation Rationnelle de l'Energie) pour les agglomérations de plus de 100 000 habitants.

⁴ Par exemple, les Plans Locaux d'Urbanisme continuent d'être instruits par les communes alors que les Plans de Déplacements Urbains sont votés à l'échelon intercommunal.

En outre, la prise de conscience finalement assez récente des enjeux environnementaux comme l'accélération plus nouvelle encore du phénomène d'étalement urbain font des politiques publiques de gestion de la mobilité un enjeu fondamental pour les autorités organisatrices de transport. Comment concilier au plan local l'exigence économique de mobilité des agents avec les objectifs de réduction des externalités négatives déclinés depuis l'Union Européenne ? En d'autres termes, comment concevoir un ensemble de politiques publiques cohérentes au plan local assises sur la gestion des lieux d'habitation, de consommation et de travail, tout en autorisant des déplacements entre ces espaces à un coût privé et social supportable par tous ?

Délimitation du champ de recherche

Pour répondre à cette question, nous pouvons mobiliser plusieurs champs de la littérature économique : l'économie de l'environnement, l'économie des transports et l'économie urbaine. Nous pensons d'abord à l'économie de l'environnement. En application des travaux de Pigou (1920) sur le principe du pollueur-payeur, la taxe environnementale se décline au secteur des transports sous la forme d'instruments tarifaires (Quinet et Boiteux, 1998)⁵. La tarification des transports (ou taxation) poursuit alors trois objectifs (Mirabel et Reymond, 2013) : d'abord, collecter des recettes ; ensuite, permettre une redistribution entre groupes d'utilisateurs des transports ; enfin, orienter et modifier les comportements des utilisateurs vers les modes de déplacement les moins polluants, transports collectifs et modes doux, dont nous avons souligné plus haut la marge de progression sensible dans tous les espaces. Les instruments tarifaires s'opposent traditionnellement aux instruments réglementaires que sont notamment les

⁵ Le principe du pollueur payeur est rappelé par exemple par Bontems & Rotillon (2003, p.55) : « les externalités naissent de l'écart entre les coûts privés, pris en compte par les agents économiques au moment de leurs décisions, et les coûts sociaux que ces décisions font supporter à la collectivité. Le principe pollueur-payeur est un principe d'internalisation des coûts qui consiste à faire supporter au pollueur cette différence entre coût social et coût privé. »

restrictions de circulation (via des normes d'émissions polluantes à respecter par les véhicules, par exemple) ou les marchés de droits à polluer.

Comprendre les comportements de mobilité des ménages constitue donc un enjeu préalable, *a priori* cerné par le champ de l'économie des transports. Un tel courant a émergé aux Etats-Unis dans les années 1950 pour répondre à une problématique de congestion des infrastructures routières saturées par la massification de l'automobile (Wardrop, 1952). Par la suite, à partir de la fin des années 1960, l'émergence des questions environnementales a suscité l'intégration de l'externalité de pollution dans cette branche de la littérature (Small, 1977). Enfin, un courant plus récent de l'économie des transports s'intéresse, sous la contrainte d'une gestion des ressources économiques et environnementales collectives, à l'exploitation optimisée des infrastructures existantes (Winston, 1991).

L'analyse économique des facteurs de mobilité apparaît-elle toutefois suffisante pour répondre à la question complexe de la formation d'une ville et de ses effets externes ? Nous sommes d'avis qu'il faut intégrer les choix de localisation des ménages et des firmes. Nous souhaitons considérer l'équilibre économique sous l'angle des choix de localisation résidentielle et productive en lien avec les coûts de déplacement supportés par les ménages « navetteurs » entre ces deux types d'espace. Or, jusqu'à présent, les modèles d'économie des transports ne permettent pas de caractériser pleinement les équilibres de ce type, car ils ne sont initialement pas conçus pour cela⁶. Au-delà de la seule localisation des agents, c'est en outre l'espace comme ressource limitée que nous souhaitons analyser. En effet, des quantités de sol consommées par des agents en concurrence sur un territoire dépendent *in fine* la forme et la compacité de la ville.

Si la dimension spatiale n'est pas explicitement prise en compte en économie des transports, elle l'est en revanche par la littérature d'économie urbaine. Von Thünen (1826) décrit la localisation des activités agricoles autour d'une ville-marché en

⁶ Nous faisons donc en outre implicitement le choix de ne pas nous intéresser au transport de marchandises, qui fait l'objet d'une littérature spécifique, et cela bien qu'il soit également à la source d'effets externes importants et du même type que ceux produits par les déplacements de personnes.

fonction de leurs coûts de transport respectifs, à l'issue d'un mécanisme de concurrence pour le sol envisagé comme une ressource rare. Ce n'est que près d'un siècle et demi plus tard qu'Alonso (1964) transpose ces résultats, dans un modèle fondateur d'économie urbaine, au comportement des ménages qui arbitrent pour leur localisation résidentielle en fonction d'un lieu de travail existant et du coût des déplacements qu'ils supportent pour s'y rendre quotidiennement. Des modélisations plus récentes (Ogawa et Fujita, 1980) consacrent par la suite le caractère endogène d'un ou de plusieurs centres des emplois.

L'objectif du travail de recherche conduit dans cette thèse consiste en la compréhension des mécanismes de choix de localisation et de consommation d'espace des agents économiques à l'intérieur d'une ville. Nous admettons que de tels arbitrages ont des conséquences sur la diversité des formes urbaines susceptibles d'apparaître (ville étalée autour d'un ou de plusieurs centres des emplois). L'espace étant limité, tous les ménages ne peuvent être localisés à proximité d'un centre des emplois. La mobilité sert alors de variable d'ajustement, en ce qu'elle permet aux résidents de la ville de relier leur domicile à leur lieu de travail. Il est admis que cette mobilité domicile-travail, parce qu'elle est contrainte et qu'elle constitue le tiers des motifs de déplacement, est génératrice d'externalités négatives à internaliser, en particulier lorsqu'elle est effectuée en voiture individuelle. Dans cette thèse, nous nous posons la question de savoir si la taxe environnementale serait susceptible, sous la forme d'un péage urbain, de constituer un instrument environnemental pertinent pour une autorité organisatrice de transport ayant en gestion un territoire limité ; un régulateur local apparaît-il en capacité de réunir les conditions de mise en place de ce type d'outil pour obtenir les bénéfices environnementaux attendus sans compromettre le lien social ni dégrader l'efficacité économique ? Pour répondre à cette question, un examen empirique du contexte géographique local se révèle tout autant indispensable que l'essai de modélisation auquel nous allons nous livrer.

Les chapitres 1 et 2 ont ainsi été conçus sous un angle théorique. Dans le chapitre 1, nous rappelons le mécanisme d'enchères fondant les choix de localisation respectifs des ménages et des firmes, dans un contexte où l'espace se présente comme une

ressource limitée. Nous y rappelons les modèles fondateurs de von Thünen (1826) et d'Alonso (1964). Une extension de ce modèle s'intéressant à des ménages hétérogènes en termes de revenu (Hartwick *et al.*, 1976) précise les mécanismes qui s'instaurent lors de l'introduction d'un deuxième type d'agent. Nous discutons les principales hypothèses de cette revue de la littérature au regard de la problématique de la thèse. En fonction du niveau des coûts de déplacement, les choix de localisation des agents, conditionnés à certaines de ces hypothèses, façonnent la ville mono- ou polycentrique, c'est-à-dire la ou les destinations quotidiennes possibles des ménages actifs se rendant sur leur lieu de travail.

Dans le chapitre 2, nous adaptons le modèle d'économie urbaine d'Ogawa et Fujita (1980). Nous nous intéressons à la configuration d'équilibre monocentrique, où le centre des emplois est rendu endogène. Par rapport au modèle initial, nous levons l'hypothèse de fixité des surfaces de sol consommées par les deux types d'agent, ménages et firmes, afin de mieux prendre en considération l'espace comme ressource rare. Dans cette extension, nous ajoutons par ailleurs une externalité de pollution générée par les déplacements automobiles des ménages, qui est internalisée par le régulateur local avec la mise en place d'un péage urbain. Nous établirons si cet instrument environnemental atteint son objectif de dépollution tout en étant capable de juguler l'étalement urbain pour promouvoir une ville compacte. Les firmes qui bénéficient d'externalités positives dans le centre des emplois sous la forme d'économies d'agglomération (fondées sur des échanges d'information tacites) ne doivent en effet pas être pénalisées par la mise en place du péage.

Les chapitres 3 et 4 empruntent une approche empirique. Grâce notamment aux données SIG (Système d'Information Géographique) géoréférencées par le projet ANR Eval-PDU⁷, nous avons pu conduire deux études hédoniques appliquées respectivement aux échantillons des appartements et des maisons échangés sur le territoire de la Communauté Urbaine de Nantes (Nantes Métropole) en 2002, 2006 et 2008. Dans le

⁷ Projet « Evaluation des impacts environnementaux de différents scénarios de PDU et de leurs conséquences socio-économiques à Nantes Métropole » (Eval-PDU) du programme villes durables de l'Agence Nationale de la Recherche (ANR-08 VILL-0005).

chapitre 3, une première étude hédonique fondée sur une *stepwise regression* met en avant les effets des Plans de Déplacements Urbains sur la capitalisation immobilière résidentielle. Nous envisageons une série de caractéristiques intrinsèques et extrinsèques des appartements et mesurons leur contribution isolée à une valorisation ou une dévalorisation du bien. Les variables de qualité environnementale (bruit, qualité de l'air) apparaissent globalement assez peu influentes. Plusieurs variables d'accessibilité exercent en revanche un effet plus significatif sur le prix des appartements à Nantes, notamment la proximité au réseau de transports collectifs, de manière contrastée toutefois selon la nature du réseau considéré et la situation géographique du bien.

Dans le quatrième et dernier chapitre, nous estimons le prix des maisons échangées à Nantes par un *Spatial Error Model (SEM)* destiné à mettre en avant des effets géographiques entre observations voisines. Les ruptures spatiales que nous identifions dans l'échantillon des maisons ne sont pas forcément celles que nous attendions. Face à la perte d'influence de la proximité du réseau de transports collectifs par rapport aux appartements, nous introduisons dans le modèle étudiant les maisons plusieurs variables d'accessibilité routière nouvelles, dont l'influence n'intervient toutefois pas dans non plus dans le sens prévu. Cette analyse empirique complémentaire vise en outre à tisser un lien avec la partie théorique de la thèse. C'est pourquoi nous testons l'hypothèse de la ville monocentrique retenue pour le chapitre 2 : nous y décelons un enseignement nouveau susceptible de remettre en question les modalités d'application locale d'un instrument environnemental de type péage urbain. En revanche, le choc exogène affectant le prix du carburant que nous considérons dans ce dernier chapitre, assimilable à l'instauration d'une taxe pigouvienne au kilomètre parcouru, exerce bien sur les valeurs immobilières un effet favorable à la ville compacte.

CHAPITRE 1

DES DETERMINANTS DE LA MOBILITE DES MENAGES A LA FORMATION DES AGGLOMERATIONS DANS UN CONTEXTE DE POLLUTION

Introduction

Dans ce premier chapitre, nous cherchons à analyser dans quelle mesure notre objet d'étude, les déplacements domicile-travail des ménages actifs⁸, est en premier lieu conditionné par les choix de localisation et de consommation d'espace de deux types d'agents économiques, les ménages et les firmes. Ces choix définissent en effet les lieux de résidence et de travail, que les ménages doivent ensuite relier par des déplacements quotidiens. Plus généralement, les quantités de sol consommées par les agents en des lieux définis conduisent à façonner la ville et se montrent à la source de divers types d'externalités pour les ménages comme pour les firmes, en particulier dans un contexte d'étalement urbain qui tend à accentuer certaines de ces externalités, comme la pollution routière⁹.

Dans les premiers modèles d'économie urbaine, les firmes sont localisées *a priori* dans un centre des emplois exogène où convergent chaque jour les ménages actifs pour travailler (Alonso, 1964). La « théorie générale de la localisation » (Fujita, 2010) ou la

⁸ Auquel nous intégrons le motif « déplacement pour études »

⁹ Le choix justifié dans l'introduction générale de ne pas traiter le transport de marchandises impose plusieurs renoncements : l'acheminement des matières premières vers les firmes n'est pas considéré ; il n'existe pas non plus de flux de transport entre lieux de production et de consommation du bien fini, qui est produit et vendu au même endroit. De cette façon, nous renonçons parallèlement à prendre en compte les déplacements spécifiques des ménages actifs vers les lieux de consommation : leurs seuls trajets se font au motif domicile-travail (au sens large).

branche urbaine des modèles de l'économie géographique (ou de la Nouvelle Economie Géographique, NEG) a contribué à faire évoluer de manière déterminante la théorie urbaine¹⁰. En effet, en identifiant les facteurs de localisation des firmes, le centre des emplois est, depuis Ogawa et Fujita (1980), rendu endogène. Les firmes comme les ménages consomment de l'espace, en des lieux qu'ils choisissent en raison soit des coûts relatifs du sol et des déplacements (pour les ménages), soit des externalités positives que les firmes y découvrent, et qui expliquent pourquoi elles acceptent de se faire concurrence sur l'espace restreint que constitue un centre des emplois. Ces choix déterminent ensuite la forme de la ville, qui peut s'étendre autour d'un ou de plusieurs centres des emplois.

Pour mettre en avant les interactions entre les deux types d'agent, nous examinons donc conjointement les déterminants de la localisation des ménages et des firmes. Plus précisément, nous analysons la sensibilité des surfaces de sol consommées aux variables exogènes, en particulier le coût unitaire de déplacement (coût kilométrique des ménages actifs se déplaçant en voiture individuelle pour aller travailler chaque jour). Nous mesurons l'impact éventuel d'une modification du coût unitaire de déplacement des ménages sur les surfaces de sol demandées par eux-mêmes et par les firmes, avant d'en tirer de premières conclusions sur la poursuite ou l'endiguement de l'étalement urbain. Pour ce faire, nous considérons une externalité négative associée aux déplacements domicile-travail que nous internalisons par un instrument environnemental adapté. En agissant sur la contrainte budgétaire du ménage, nous nous attendons à une modification des prix fonciers qui influencent également la consommation de sol par les firmes pour leur activité productive. Ainsi une écotaxe pourrait, aux conditions que nous préciserons, avoir un effet sur une deuxième externalité, les économies d'agglomération dont bénéficient des firmes voisines localisées dans un centre des emplois.

Le présent chapitre se décompose comme suit. Dans une section 1, nous commençons par présenter le cadre analytique de micro-économie urbaine fondé sur les

¹⁰ « L'économie géographique définit (...) un cadre d'analyse formel qui occupe le *no man's land* entre économie urbaine, micro-économie de la localisation, analyse économique des migrations et économie internationale » (Duranton, 1997).

modèles canoniques de von Thünen et d'Alonso, et d'une première extension du modèle d'Alonso. Nous y discutons les hypothèses générales de modélisation. Dans une section 2, nous entrons davantage dans le détail en identifiant un certain nombre de facteurs de localisation des ménages et des firmes. Nous en profitons pour introduire les deux types d'externalités étudiées dans la thèse : les externalités informationnelles dont tirent profit des firmes voisines comme première défaillance de marché, et une externalité négative provoquée par l'usage de la voiture individuelle, la pollution atmosphérique, identifiée comme deuxième défaillance de marché. Enfin, nous présentons en section 3 les différentes formes urbaines issues des choix de localisation des agents. Nous en retenons une que nous justifierons, la ville monocentrique, pour tenter d'isoler un instrument environnemental adapté à la correction de l'externalité négative associée aux déplacements domicile-travail des ménages actifs. Dans un contexte d'optimum de second rang, nous préparons le travail de modélisation du chapitre 2 en posant la question suivante : à quelles conditions un instrument environnemental destiné à corriger une externalité négative est-il susceptible d'avoir un effet connexe sur les économies d'agglomération des firmes, comme deuxième défaillance de marché ?

1.1. Le cadre analytique

Dans cette première section, nous présentons trois modèles canoniques d'économie urbaine. Nous établissons les bases du cadre analytique du chapitre 2, en insistant sur le rôle des coûts de déplacement sur les choix de localisation de deux types d'agents, les ménages et les firmes.

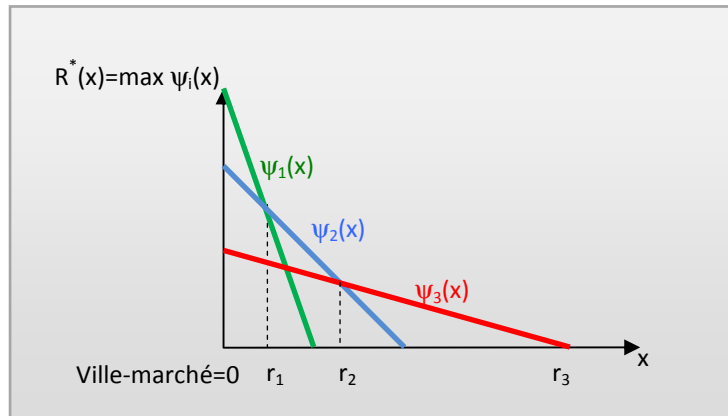
1.1.1. Le modèle de base : de Von Thünen à Alonso

1.1.1.1. Le marché spatial des biens agricoles : l'Etat isolé de von Thünen

Pour analyser les déplacements, nous devons tenir explicitement compte de l'espace comme ressource rare. Si cette prise en compte est ancienne dans les modèles théoriques, elle a longtemps été parcimonieuse. Von Thünen (1826) est l'un des premiers à avoir introduit une dimension spatiale dans la modélisation économique. Il s'intéresse à une ville-marché dont l'approvisionnement en biens agricoles se fait depuis

une série de couronnes circulaires qui l'entourent. La ville-marché et son *hinterland* forment « l'Etat isolé »¹¹ (Fig. 1.1).

FIGURE 1.1 - Courbe de rente foncière de von Thünen



La ville-marché est symbolisée par un point à l'origine du graphique. Un cercle concentrique quelconque délimitant deux couronnes est caractérisé par un rayon de longueur x qui le sépare de la ville. Chaque producteur i produit un bien agricole i qui lui est spécifique (il n'en produit pas d'autre et aucun autre producteur ne le produit). Le mécanisme d'implantation des biens agricoles dans les couronnes circulaires se fait comme suit. Pour toute localisation à une distance x de la ville, chaque producteur i ($i = 1, 2, \dots, n$) propose, en vue d'y implanter son bien agricole, une enchère individuelle $\psi_i(x)$ pour l'acquisition du sol. Cette enchère est le montant maximal qu'un producteur est prêt à payer pour une unité de sol en cette localisation. Dans l'exemple, on pose $n = 3$.

Le producteur constitue sa droite d'enchères en toute localisation. Or, à une distance x quelconque, les montants des enchères entre producteurs diffèrent, car on suppose qu'ils dépendent des productivités marginales de la terre, a_i , ainsi que des coûts unitaires de transport des biens i , t_i , qui sont spécifiques à chaque bien. La

¹¹ « L'Etat isolé » est une entité autonome, n'ayant aucune relation économique avec le reste du monde.

production d'une unité du bien agricole i requiert ainsi a_i unités de terre¹². Le transport du bien doit en outre supporter un coût unitaire t_i jusqu'à la ville-marché où il est destiné à être vendu. t_i est le coût constant, par unité de distance parcourue, d'une unité de bien i produite sur une unité de terre. Il croît linéairement avec la distance au centre. On considère par ailleurs p_i , prix de vente du bien i sur le marché, donné et constant.

L'hypothèse de von Thünen est que le montant d'enchères proposé par le producteur i dépend du surplus qu'il peut tirer, en une localisation quelconque x , d'une unité de terre. Son enchère individuelle $\psi_i(x)$ s'écrit donc :

$$\begin{aligned}\psi_i(x) &= (p_i - t_i x) / a_i \\ &= -\frac{t_i}{a_i} x + \frac{p_i}{a_i}\end{aligned}\tag{1.1}$$

L'équilibre concurrentiel est alors défini par la courbe de rente foncière $R^*(x)$, prix unitaire d'équilibre de la terre en tout x , et par les couronnes d'implantation de chaque bien. Von Thünen montre que c'est le bien agricole défini par le rapport t_i/a_i le plus élevé qui s'implante le plus près de la ville. En effet, le gradient de coût t_i/a_i détermine, dans l'équation (1.1), la pente de la droite d'enchères $\psi_i(x)$ du producteur i . À productivité marginale de la terre a_i et prix p_i comparables entre plusieurs biens agricoles, c'est le producteur qui supporte le coût unitaire de transport t_i le plus élevé qui souhaite s'implanter à proximité immédiate de la ville-marché (x proche de zéro), afin de conserver un surplus positif ($p_i - t_i x \geq 0$). Si en revanche ce coût n'est pas trop élevé, le choix de localisation peut s'effectuer à une distance x plus éloignée de la ville.

Dans l'exemple présenté, le producteur 1 a la pente de droite d'enchères la plus forte des trois; à proximité immédiate de la ville, il offre, en raison de son gradient de

¹² a_i est une constante positive, indépendante de la localisation et définie de sorte que la technologie de production de l'activité i est à rendements d'échelle constants.

coût le plus élevé, une enchère plus élevée que toutes les autres : les coûts de transport de sa culture (relativement à la productivité marginale de la terre) sont si forts qu'il préfère payer un prix élevé, au plus près de la ville-marché, le facteur terre dont il a besoin. À l'équilibre, le bien 1 s'implante donc sur la couronne $]0, r_1]$ (Fig. 1.1). r_1 est la distance à partir de laquelle c'est le producteur 2 qui propose l'enchère la plus élevée, sur un rayon $[r_1, r_2]$: son gradient de coût étant moins élevé que le producteur 1, il peut supporter un prix du sol plus élevé à des distances intermédiaires du centre, sans augmenter le niveau de ses coûts de production. Enfin, à partir de r_2 , c'est le producteur 3 qui propose l'enchère la plus élevée : son coût unitaire de transport est si bas relativement à la productivité marginale de la terre qu'il peut implanter son bien agricole sur un rayon $[r_2, r_3]$, avant de le transporter sur longue distance sans augmentation des coûts de production. Les cultures 2 et 3 sont ainsi installées sur des couronnes plus éloignées de la ville-marché à mesure que les gradients de coût, et donc les pentes des droites d'enchères des producteurs, diminuent.

La courbe de rente foncière d'équilibre $R^*(x)$ est finalement décrite, en tout x , par l'enveloppe supérieure de toutes les droites d'enchères individuelles (Fig. 1.1). Cette courbe est égale, entre deux cercles concentriques, à l'enchère maximale qui y est proposée. Comme cette enchère maximise par ailleurs le profit du producteur qui l'offre en ce lieu, il n'est alors profitable pour aucun d'entre eux de changer la localisation de son activité. Une présentation complète du modèle de von Thünen est proposée dans Fujita et Thisse (2003, pp.91 à 97).

Ce qu'il faut retenir de cette présentation succincte est que *la caractéristique fondamentale de la courbe de rente foncière d'équilibre de von Thünen est sa relation décroissante avec la distance au centre*. Toute la théorie de l'économie urbaine est finalement résumée par un tel mécanisme : « l'existence d'un centre est une raison suffisante pour qu'un marché foncier concurrentiel structure l'usage de l'espace entre différentes activités » (Fujita et Thisse, 2003, p.89). Cette relation fonctionnelle est générale. Les choix de localisation des ménages à l'intérieur d'une ville s'effectuent selon un mécanisme comparable à celui des choix de localisation des producteurs agricoles de l'Etat isolé de von Thünen. À l'intérieur d'une ville, les ménages en

concurrence pour le sol sont susceptibles d'atteindre le même niveau d'utilité par une multiplicité de combinaisons faisant intervenir le prix du sol pour leur résidence d'une part, et le niveau des coûts de déplacement d'autre part. C'est cette transposition des résultats de von Thünen aux choix de localisation des ménages que nous développons dans le paragraphe suivant.

1.1.1.2. Transposition au marché spatial des logements en milieu urbain : le modèle Alonso- Mills-Muth

L'étude des transports de biens et celle des déplacements de personnes sont directement liées. Ainsi, « la structure urbaine qui a émergé suite aux contraintes sur les biens agricoles peut expliquer en partie la structure urbaine actuelle » (Duranton, 1997, p.4). C'est Isard (1956) qui le premier s'est intéressé aux déplacements de personnes. Beckmann (1957) donne une version concise du modèle de la ville monocentrique; mais c'est Alonso (1964) qui a véritablement proposé la première formalisation complète du modèle urbain à un seul centre, le *Central Business District (CBD)*¹³. Faisant écho à von Thünen, l'analyse est centrée sur l'arbitrage des ménages entre accessibilité au centre (coûts de déplacement faibles) et quantité de sol (coût foncier faible) pour leur choix de localisation résidentielle, le reste du revenu étant dépensé dans un bien composite autre que le logement. Afin de mieux éclairer les mécanismes à l'œuvre, nous proposons une résolution du modèle d'Alonso basée sur une spécification particulière de la fonction d'utilité du ménage.

On considère la ville circulaire d'Alonso (1964). Le cadre spatial de cette ville monocentrique est proche de celui de von Thünen. Le centre des emplois ou *Central Business District (CBD)* remplace la ville-marché¹⁴ : il est également assimilé à un point. Dans le *CBD* est localisée la totalité des emplois. Tous les ménages sont actifs : résidant dans la ville, ils se rendent au *CBD* et en reviennent chaque jour pour travailler.

¹³ Le vocable AMM utilisé pour cette famille de modèles d'économie urbaine vient de Alonso-Mills-Muth. Mills (1967) s'est intéressé à l'intégration des fonctions de production des firmes. Muth (1969) a ajouté à la modélisation d'Alonso le secteur de la construction de logements.

¹⁴ D'une manière générale, et sauf indication contraire, nous utiliserons indistinctement dans ce chapitre les termes « centre », « centre des emplois » et « *CBD* ».

L'espace autour du centre des emplois est supposé homogène en tout point. L'unique caractéristique d'une localisation quelconque est la distance radiale au centre, notée x .

La ville est considérée ouverte : géographiquement non contrainte, sa frontière endogène $r_{\max}$ peut varier librement, de sorte que le phénomène d'étalement urbain puisse être étudié¹⁵. Sur chaque rayon x compris entre le centre, en $x=0$, et la frontière $r_{\max}$, un nombre $n(x)$ des N ménages résidents de la ville s'installe. N est défini par la relation :

$$N = \int_0^{r_{\max}} n(x) dx \quad (1.2)$$

Tous les ménages actifs se déplacent quotidiennement vers le *CBD* pour y acquérir, par leur travail, un revenu Y , qu'on considère donné. Il n'y a pas de revenu du capital : une telle affirmation revient à supposer que les propriétaires fonciers sont absents du modèle. Chaque ménage i , $i \in [1, N]$ atteint ainsi un niveau d'utilité U qui dépend, d'une part, d'une surface S_i de sol ou de logement achetée ou louée en une localisation x et payée au prix unitaire $R(x)$ (ou rente foncière unitaire) et, d'autre part, de la quantité z_i d'un bien composite disponible en tout point, le numéraire¹⁶.

Dans le modèle initial, la fonction d'utilité n'est pas spécifiée. Nous retenons dans ce chapitre l'hypothèse d'une fonction à biens substituables de type Cobb-Douglas. Nous prévoyons d'examiner le cas Leontief dans le chapitre suivant. Le programme du ménage localisé à une distance x du centre s'écrit alors :

¹⁵ Le cas de la ville fermée n'est pas évoqué. Elle correspond à des politiques de zonage à la frontière de la ville (lots fonciers attribués par le régulateur local aux ménages en-deçà de la frontière, aux exploitants agricoles au-delà). Elle apparaît toutefois en contraste avec la poursuite de l'étalement urbain constatée en Europe comme aux Etats-Unis.

¹⁶ Nous ne distinguons pas entre les appartements en immeuble et les maisons avec jardin, qui sont traités de la même manière. Nous employons donc indistinctement les expressions « surface de sol » et « surface de logement ».

$$\underset{x}{Max} U(S_i, z_i) = S_i^\alpha z_i^{1-\alpha}$$

$$\text{sous la contrainte : } Y - T(x) = R(x)S_i + z_i \quad (1.3)$$

α est le paramètre de préférence pour le sol, $0 < \alpha < 1$. Il est identique pour tous les ménages. $T(x)$ représente le coût des déplacements domicile-travail du ménage actif depuis sa résidence localisée en x vers son lieu de travail localisé en $x = 0$. Ce coût se limite, dans un premier temps, à un coût monétaire privé (nous n'introduisons pas d'externalité associée aux déplacements domicile-travail). Comme dans le modèle de von Thünen, nous admettons que le mode de transport est unique et que les coûts de déplacement sont strictement linéaires avec la distance, tel que :

$$T(x) = 2tx \forall x \in]0, r_{\max}] \quad (1.4)$$

Cette dernière hypothèse sera discutée dans la section 2.

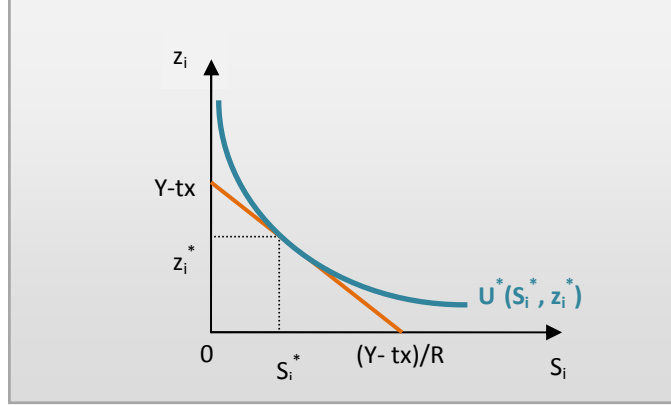
L'équilibre est atteint au terme d'un mécanisme d'enchères entre agents : en tout x , l'enchère individuelle $\psi_i(x)$ proposée par le ménage i est le montant maximum que celui-ci est disposé à payer pour occuper un logement autre que celui qu'il occupe, compte tenu du prix auquel il est prêt à acquérir ce logement. Il y a finalement équilibre sur le marché de ce bien hétérogène si et seulement si, compte tenu des caractéristiques des logements acquis et du prix d'acquisition $R^*(x)$, aucun ménage n'a une enchère individuelle qui excède le prix des biens acquis par les autres.

Cette fonction d'enchères requiert une utilisation alternative de la terre générant une rente constante et exogène notée θ_a , assimilée à une rente foncière agricole (ou prix de réserve foncier). À la frontière $r_{\max}$ entre zone résidentielle et espaces agricoles, le propriétaire foncier est par définition indifférent entre céder son bien à un ménage ou un exploitant agricole. En $r_{\max}$, l'enchère foncière des ménages doit donc être juste égale à la rente agricole¹⁷.

¹⁷ Remarquons la discordance entre von Thünen et Alonso quant à la définition de l'enchère foncière agricole θ_a : cette enchère est constante chez Alonso. Il en résulte une imparfaite mobilité du travail avec des ménages subissant des coûts de déplacement.

Dans le cas Cobb-Douglas, les propriétés standard de décroissance et de convexité de la courbe d'indifférence sont vérifiées (Fig. 1.2).

FIGURE 1.2 - Programme du ménage : cas d'une fonction d'utilité Cobb-Douglas



Nous déterminons les valeurs d'équilibre de U^* , niveau d'utilité atteint, $R^*(x)$, rente foncière unitaire, z_i^* , quantité de bien composite et $r_{\max}$, frontière de la ville, en fonction des variables exogènes N, Y, θ_a et t , et du paramètre de préférence pour le sol α . Parvenir à une résolution analytique complète du modèle avec cette forme fonctionnelle pour l'utilité impose de fixer la surface de logement à $S_i = \bar{S}_i$; nous désignons $\bar{S}_i$ comme le lot foncier résidentiel. Pour des raisons comparables, Ogawa et Fujita (1980) retiennent cette même hypothèse de fixité des quantités de sol. Nous la relâcherons toutefois plus loin pour mieux mettre en avant les résultats d'un modèle décrivant les comportements d'agents hétérogènes en concurrence pour le sol. La valeur de $n(x)$ est alors donnée par la condition d'équilibre sur le marché foncier, où la demande de sol des ménages s'égale à l'offre :

$$n(x)\bar{S}_i = 2\pi x \quad (1.5a)$$

$$n(x) = \frac{2\pi x}{\bar{S}_i} \quad (1.5b)$$

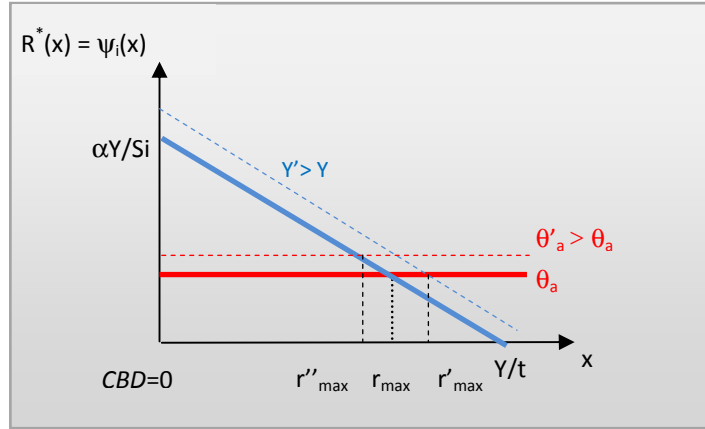
$2\pi x$ est l'offre de sol de la ville circulaire sur chaque rayon x .

Des conditions du premier ordre de la maximisation de U pour une localisation x donnée et en utilisant la contrainte budgétaire, on déduit la valeur d'équilibre de $R^*(x)$:

$$R^*(x) = \frac{\alpha(Y - tx)}{\bar{S}_i} \quad (1.6)$$

Comme les ménages perçoivent tous le même revenu et sont identiques en termes de préférences, leur courbe de rente foncière unitaire est unique (Fig. 1.3).

FIGURE 1.3 - Courbe de rente foncière unitaire : cas d'une seule classe de revenus



La rente foncière unitaire croît avec le revenu, mais décroît avec le coût unitaire de déplacement et avec la distance au centre. La dernière relation confirme le résultat fondateur de l'économie urbaine : *en raison d'une moindre accessibilité au centre des emplois toutes choses égales par ailleurs, le prix du sol décroît quand on s'en éloigne*. Une augmentation du revenu Y pousse à la hausse la demande de sol en toute localisation, dont le prix unitaire augmente en tout x ; à l'inverse, une hausse du coût unitaire de déplacement t vient ponctionner, dans la contrainte budgétaire, le revenu disponible pour le sol : la moindre demande de sol tire partout le prix unitaire vers le bas. Enfin, la rente foncière unitaire augmente intuitivement avec le paramètre de préférence pour le sol α et diminue avec la surface d'équilibre $\bar{S}_i$: toutes choses égales par ailleurs, une augmentation de la taille du lot foncier résidentiel s'ajuste par un prix unitaire en baisse dans la contrainte budgétaire.

En remplaçant $R^*(x)$ par sa valeur en (1.6) dans la contrainte budgétaire, on obtient la valeur d'équilibre de z_i^* :

$$z_i^* = (1 - \alpha)(Y - tx) \quad (1.7)$$

La consommation d'équilibre du bien composite augmente avec le revenu, mais diminue avec le coût unitaire de déplacement et avec la distance au centre. Une augmentation de Y permet le relâchement de la contrainte budgétaire et favorise une hausse de la consommation de bien composite, toutes choses égales par ailleurs. Une augmentation de t exerce l'effet opposé.

En remplaçant z_i^* par sa valeur en (1.7), l'utilité en une localisation x quelconque s'écrit :

$$U = \bar{S}_i^\alpha [(1-\alpha)(Y - tx)]^{1-\alpha} \quad (1.8a)$$

Elle est maximale au point $x=0$, c'est-à-dire pour les ménages résidant à proximité immédiate du CBD :

$$U_{\max} = \bar{S}_i^\alpha [(1-\alpha)Y]^{1-\alpha} \quad (1.8b)$$

En cette localisation, les ménages concernés bénéficient en effet de la même surface de logement que les ménages éloignés, mais ne subissent pas de coûts de déplacement. En outre, à l'équilibre, sous peine de relocalisation des ménages n'ayant pas l'utilité la plus forte, l'utilité est la même en tout point de la ville, donc :

$$U^* = U_{\max} = \bar{S}_i^\alpha [(1-\alpha)Y]^{1-\alpha} \forall x \in]0, r_{\max}] \quad (1.8c)$$

On vérifie que l'utilité d'équilibre augmente avec la taille du lot foncier résidentiel et avec le revenu.

La suite de la résolution passe par la comparaison de deux types d'enchères à la frontière de la ville. En $r_{\max}$, la concurrence pour le sol implique qu'il y ait égalisation entre l'enchère proposée par le ménage i , qui est le montant de la rente foncière unitaire en ce point, et la rente foncière agricole θ_a (Fig. 1.3). À la frontière entre zone résidentielle et espaces agricoles, le propriétaire foncier est par définition indifférent entre céder son bien à un ménage ou un exploitant agricole :

$$R^*(r_{\max}) = \theta_a \quad (1.9)$$

À partir de (1.6) et en remplaçant $R^*(r_{\max})$ par θ_a , on obtient la valeur d'équilibre de $r_{\max}$:

$$r_{\max} = \frac{\alpha Y - \theta_a \bar{S}_i}{\alpha t} \quad (1.10)$$

La valeur d'équilibre de la frontière de la ville augmente avec le revenu, mais diminue avec la rente foncière agricole, la taille du lot foncier résidentiel et le coût unitaire de déplacement. En déplaçant la contrainte budgétaire vers le haut, la hausse de Y augmente partout le prix unitaire du sol, ce qui recule son point d'égalisation avec l'enchère foncière agricole en $r'_{\max}$ (Fig. 1.3). Certains ménages acceptent de payer le sol plus cher loin du centre, au-delà de la frontière initiale de la ville, là où étaient auparavant implantés les producteurs agricoles; du fait de leur enchère plus élevée, ce sont maintenant les ménages qui emportent le sol. Une hausse du prix de réserve θ_a exerce un effet opposé, car ce sont alors les exploitants agricoles qui peuvent surenchérir sur les ménages en-deçà de la frontière initiale de la ville, jusqu'en $r''_{\max}$. Une augmentation de la taille du lot foncier résidentiel $\bar{S}_i$ doit être compensée par une baisse de la rente foncière unitaire pour respecter la contrainte budgétaire (inchangée en toute localisation x) ; on se retrouve dans le cas juste précédent d'une égalisation des enchères moins loin du centre, en des lieux où l'enchère agricole excède maintenant celle des ménages. Enfin, une hausse du coût unitaire de déplacement, en pénalisant la contrainte budgétaire, doit être compensée par une baisse des distances moyennes domicile-travail parcourues : comme les ménages les plus éloignés se rapprochent du centre, la ville se contracte.

Nous remarquons qu'aucune variable d'équilibre ne dépend de la taille de la population N , alors que l'on pouvait raisonnablement s'attendre à ce qu'un plus grand nombre de ménages cherchant à s'implanter exerce une influence sur le prix du sol ou sur la frontière de la ville. Ce résultat provient du fait que nous avons fixé à $\bar{S}_i$ la surface de sol consommée par les ménages. Or, l'équation (1.10) montre que la valeur d'équilibre de $r_{\max}$, par exemple, dépend de $\bar{S}_i$. Quand nous relâcherons cette

hypothèse de fixité du lot résidentiel dans le chapitre suivant, nous verrons que la frontière de la ville s'exprime bien, *in fine*, en fonction de la taille de la population.

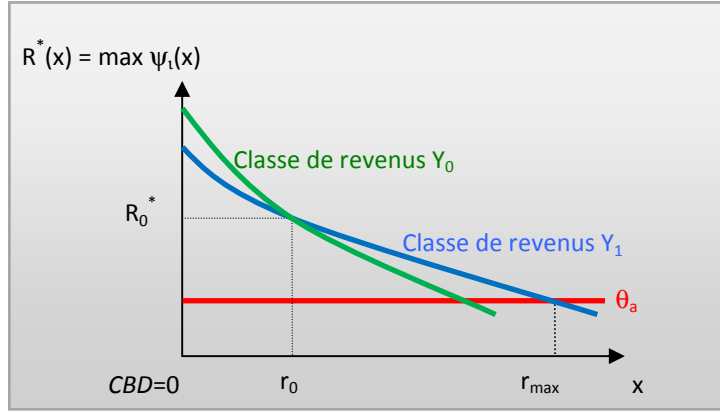
1.1.1.3. Une extension du modèle d'Alonso : le cas de deux classes de revenus

Dans ce paragraphe, nous introduisons les choix de localisation respectifs de deux types d'agents en concurrence pour le sol, proposant des montants d'enchère différenciés. Dans cette extension bien connue du modèle Alonso-Mills-Muth (Hartwick *et al.*, 1976), deux populations de ménages N_0 et N_1 relevant respectivement de deux classes de revenus Y_0 et Y_1 ($Y_1 > Y_0$) effectuent des choix de localisation résidentielle. Ces deux populations constituent ensemble la population totale de la ville, tel que : $N = N_0 + N_1$.

Nous analysons toujours le cas d'une fonction d'utilité Cobb-Douglas pour les ménages, sans distinguer entre les préférences des agents (paramètre α identique pour tous quelle que soit la classe de revenu). En revanche, nous rendons les surfaces de sol endogènes pour favoriser l'arbitrage des ménages entre centralité et quantité de sol. Nous sommes en capacité de relâcher l'hypothèse des surfaces exogènes dans la mesure où nous ne cherchons plus à obtenir les valeurs analytiques des variables endogènes, mais simplement à comparer les courbes d'enchères de deux types d'agents. Le centre des emplois ou *CBD* est toujours représenté par un point au centre de la ville, en $x = 0$.

Nous montrons qu'à l'équilibre, les N_0 ménages modestes se localisent près du centre, en-deçà d'un rayon r_0 , alors que les N_1 ménages aisés, à qui la contrainte budgétaire permet plus facilement d'acquérir ou de louer de grandes surfaces de sol, s'excentrent au-delà de cette limite (*Fig. 1.4*).

FIGURE 1.4 - Courbe de rente foncière unitaire : cas de deux classes de revenus



Comme à l'accoutumée, la courbe d'équilibre de rente foncière unitaire $R^*(x)$ est constituée par l'enveloppe supérieure des courbes d'enchères individuelles proposées par les deux groupes d'agents. Puisque nous avons relâché l'hypothèse de fixité du lot foncier résidentiel, et en raison de la spécification Cobb-Douglas conservée pour l'utilité, nous n'obtenons plus, comme au paragraphe précédent, une relation fonctionnelle linéaire entre l'enchère individuelle et la distance au centre. Une comparaison des pentes de courbes d'enchères rend compréhensible la formation de l'équilibre. Si $\psi_i^0(x)$ est l'enchère individuelle proposée par un ménage i de revenu Y_0 en une localisation x quelconque, alors la pente de la courbe d'enchères du ménage i au point particulier r_0 est donnée par :

$$\frac{\partial \psi_i^0}{\partial r_0} = \frac{-tR_0^*}{\alpha(Y_0 - tr_0)} \quad (1.11)$$

La démonstration est présentée en annexe 1.1. Au point $\{r_0, R_0^*\}$ d'intersection des courbes, l'enchère $\psi_j^1(r_0)$ d'un individu j de revenu Y_1 est également donnée par (1.11), par le simple remplacement de Y_0 par Y_1 (à R_0^* inchangé, puisque résultant du montant identique des enchères proposées par les deux individus en ce point).

Pour $Y_1 > Y_0$, nous remarquons que :

$$\left| \frac{-tR_0^*}{\alpha(Y_1 - tr_0)} \right| < \left| \frac{-tR_0^*}{\alpha(Y_0 - tr_0)} \right| \quad (1.12)$$

Comme l'enchère proposée par les deux groupes est la même au point $\{r_0, R_0^*\}$, les deux courbes s'y coupent. La pente de la courbe d'enchères des individus de revenu Y_0 est plus forte que celle des individus de revenu Y_1 (*Fig. 1.4*). Un tel constat implique que le groupe Y_0 propose l'enchère la plus élevée en-deçà de ce point et le groupe Y_1 l'enchère la plus élevée au-delà, formant ainsi la courbe de rente foncière unitaire définie, comme précédemment, par l'enveloppe supérieure des courbes d'enchères proposées par les ménages. Les ménages de revenu Y_0 se localisent donc en-deçà d'un rayon r_0 , ceux de revenu Y_1 , au-delà. Grâce à une contrainte budgétaire desserrée, les ménages aisés peuvent s'excentrer pour acquérir de plus grandes surfaces de sol tout en supportant des coûts de déplacement plus élevés du fait d'une distance supérieure à parcourir.

Les choix de localisation obtenus dans le cas de deux classes de revenus sont souvent conformes à la réalité des grandes villes américaines (Glaeser *et al.*, 2000); en Europe, les ménages aisés peuvent y manifester au contraire, en raison d'aménités spécifiques, une préférence pour le centre, comme nous le verrons en section 2 (Fujita, 1989).

Nous venons d'établir les mécanismes qui régissent l'usage du sol en présence de deux types d'agents en concurrence sur un même territoire qui, pour des raisons qui leur sont propres et que nous allons approfondir, sont susceptibles de proposer des enchères de montant différent. De cette manière, nous avons posé les bases de l'introduction des firmes comme deuxième type d'agent dans le modèle. Avant d'y procéder, nous devons toutefois discuter les principales hypothèses des modèles de localisation des ménages au regard de notre problématique de recherche.

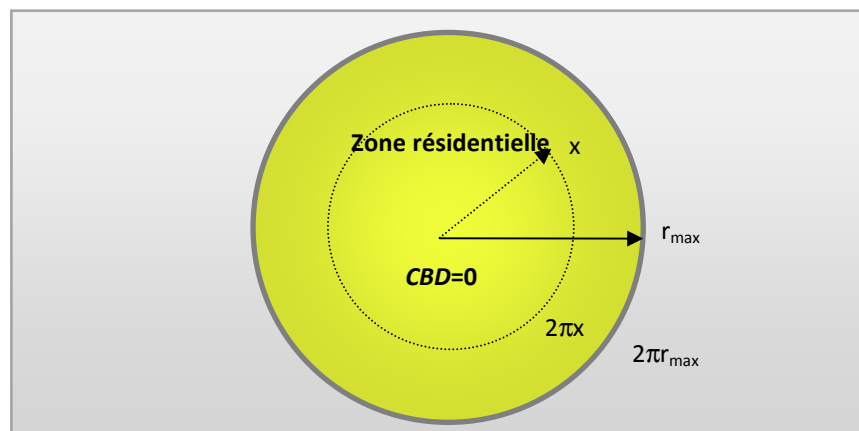
1.1.2. Portée et limites des modèles de localisation des ménages

Les hypothèses relatives à chaque type d'agent seront discutées dans la prochaine section. Nous discutons ici deux hypothèses générales du cadre analytique d'économie urbaine, en insistant sur les alternatives possibles d'une part, et sur celle que nous retenons pour le modèle théorique du chapitre 2 d'autre part.

1.1.2.1. Ville linéaire ou circulaire ?

Les trois modèles présentés décrivent des équilibres de localisation et de consommation de sol dans une ville circulaire structurée autour d'un point central : l'équilibre de localisation des biens agricoles autour de la ville-marché dans le modèle de von Thünen, l'équilibre de localisation de ménages homogènes ou hétérogènes en termes de revenus autour d'un centre des emplois dans Alonso et Hartwick *et al.* (Fig. 1.5a). La figure 1.5a se présente en quelque sorte comme une variante adaptée « vue du dessus » de la figure 1.1.

FIGURE 1.5a - Représentation de la ville circulaire

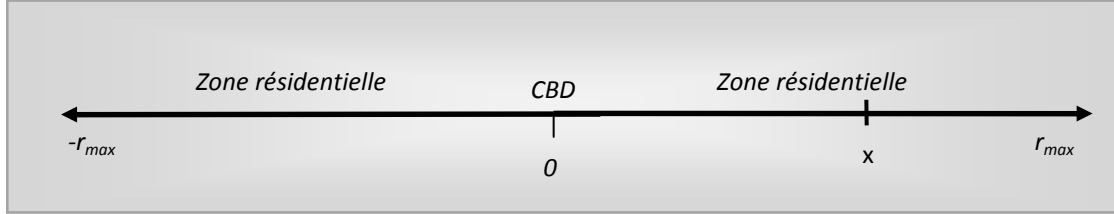


Cette modélisation de la ville en deux dimensions présente l'avantage d'une représentation simple : si l'espace est homogène comme nous l'avons supposé, la ville peut s'étendre uniformément dans toutes les directions. Tous les ménages localisés sur un même rayon se situent à la même distance x du centre des emplois, quand il est représenté comme ici par un point. En accord avec l'équation (1.5a), les quantités de sol disponibles pour les agents sont des surfaces, exprimées elles aussi en deux dimensions. Lorsque l'on souhaite introduire des externalités négatives dans le modèle, une telle schématisation permet d'envisager de manière plus réaliste le phénomène de diffusion du dommage : par exemple, le bruit ou les émissions polluantes se propagent dans au moins deux dimensions.

Il existe au moins une représentation alternative courante dans la littérature d'économie urbaine : la ville linéaire (Ogawa et Fujita, 1980). La ville est représentée par un segment de droite centré sur le CBD, et limité à droite comme à gauche par une frontière $r_{\max}$ (Fig. 1.5b). Dans ce cas, la surface de sol disponible en toute localisation

x pour les agents est égale à 1 (une unité de sol par localisation), et non plus à $2\pi x$ (multiplié par une unité) comme dans la ville circulaire.

FIGURE 1.5b - Représentation de la ville linéaire



Une telle schématisation est moins intuitive que la précédente ; son intérêt tient essentiellement dans sa facilité de manipulation, car elle autorise plus aisément la résolution analytique des modèles qui l'admettent comme hypothèse. Nous le remarquons en particulier avec la forme de l'équation (1.2) définissant N , la population totale de la ville. Si l'on reprend la résolution du modèle d'Alonso dans le cas d'une ville linéaire, et si $n(x)$ est toujours le nombre de ménages installés en une localisation x quelconque et $\bar{S}_i$ le lot foncier résidentiel exogène, alors (1.5a) devient :

$$n(x)\bar{S}_i = 1 \quad (1.5a')$$

Le nombre de ménages en une localisation x quelconque multiplié par la quantité de sol consommée par chaque ménage est égal à une unité. Une telle configuration n'exclut pas, à des niveaux différents en immeuble, la résidence simultanée de nombreux ménages sur une même unité de sol¹⁸.

Nous vérifions que le choix de représentation de la ville n'a aucune influence sur la première partie de la résolution du modèle, c'est-à-dire que les valeurs d'équilibre de $R^*(x)$, z_i^* , U^* et $r_{\max}$ sont toujours respectivement données par (1.6), (1.7), (1.8c) et (1.10).

Pour parvenir à une résolution analytique complète, nous n'avons pas d'autre choix que de nous rallier à cette simplification que constitue la considération d'une ville linéaire, à la manière d'Ogawa et Fujita (1980). En effet, nous ajoutons à la modélisation au moins trois sources de complexité : d'abord, nous introduisons un

¹⁸ Une telle hypothèse est de façon similaire applicable à la ville circulaire.

dommage environnemental dont nous allons préciser la nature; ensuite, le *CBD* ne sera plus assimilé à un point central, mais étalé sur une surface explicitement spatiale au centre de la ville. Une telle hypothèse autorise la concurrence entre firmes pour le sol, mais elle requiert parallèlement l'introduction d'une frontière supplémentaire pour délimiter la zone productive et la zone résidentielle; enfin, et ce point est lié au précédent, nous souhaitons relâcher l'hypothèse de fixité des surfaces de sol consommées par les ménages comme pour les firmes. Nous justifions ce choix dans le paragraphe suivant.

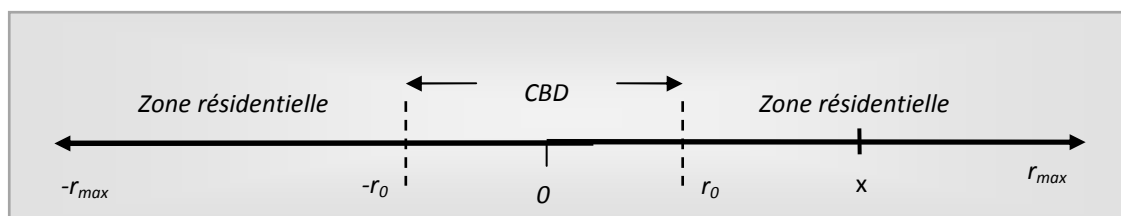
1.1.2.2. Surfaces de sol exogènes ou endogènes ?

Dans le modèle d'Alonso, nous avons précisé qu'une résolution analytique complète à partir d'une fonction d'utilité Cobb-Douglas imposait de fixer les surfaces de sol consommées par les ménages. Une telle contrainte affaiblit cependant les conclusions standard de la modélisation d'économie urbaine qui prévoit que les agents arbitrent entre accessibilité au centre et grandes quantités de sol (Fujita, 1989). C'est pourquoi, en dépit de la complexité qu'entraîne le relâchement de cette hypothèse (Anas et Kim, 1996; Lucas et Rossi-Hansberg, 2002), nous faisons également le choix de laisser les deux types d'agents en concurrence pour une ressource limitée déterminer librement leurs quantités de sol.

Dans Alonso (1964), les firmes ne consomment pas de sol pour leur activité productive : le centre des emplois est assimilé à un point au centre de la ville, une hypothèse que l'on trouve encore dans Verhoef et Nijkamp (2004) et Verhoef (2005). Comme pour les ménages, une telle hypothèse nous semble toutefois réductrice au sens où elle apparaît incapable de tenir compte d'une modification de la forme urbaine suite à l'évolution de certaines variables (une variation des coûts de déplacement, par exemple). C'est pourquoi nous faisons le choix opposé, pour le modèle théorique du chapitre 2, d'un *CBD* étalé au centre de la ville et délimité par une frontière intérieure r_0 résultant de la consommation explicite de sol par les firmes (le *CBD* n'est plus *spaceless*). Cette zone est prolongée par une zone résidentielle. Dans un cadre monocentrique, la limite urbaine reste délimitée par la frontière $r_{\max}$ (Fig. 1.5c). Ainsi, outre un effet sur $r_{\max}$, il devient possible, suite à un choc exogène sur les coûts de

déplacement, de mettre en avant une transformation structurelle de la ville par déplacement de la frontière intérieure r_0 voire, dans des cas extrêmes, une « transition catastrophique » de la forme urbaine aboutissant à une ville polycentrique.

FIGURE 1.5c - Représentation de la ville linéaire avec centre des emplois étalé



1.1.2.3. Centre des emplois exogène ou endogène ?

La dernière hypothèse discutée dans cette section est fondamentale : il s'agit de la définition du centre des emplois ou *CBD*. Dans un centre des emplois exogène, tous les ménages actifs se déplacent quotidiennement depuis leur domicile vers leur lieu de travail situé au centre de la ville. Cette hypothèse forte suppose qu'aucun emploi ne peut être localisé à l'extérieur de cette zone.

Les modèles canoniques d'économie urbaine n'expliquent pas la formation d'un centre des emplois. Bien sûr, une première analyse de statique comparative fait déjà émerger des résultats intéressants ; nous avons ainsi souligné qu'une modification du paramètre de coût unitaire de déplacement affectait à la hausse ou à la baisse la valeur de la frontière de la ville, donc l'étalement urbain (Fujita, 1989). Cependant ces seuls résultats ne paraissent plus en capacité d'apporter de contribution supplémentaire à la « théorie générale de la localisation », car les firmes elles-mêmes apparaissent très mobiles, à tous les échelons géographiques. Leurs choix de localisation ont un effet tout aussi déterminant que les choix résidentiels dans la définition des distances domicile-travail parcourues par les ménages actifs.

C'est pourquoi nous faisons le choix, dans le chapitre 2, d'un centre des emplois endogène. Ce choix est d'autant plus cohérent qu'il est lié à la libre détermination de leurs surfaces de sol par les firmes pour leur activité productive, comme nous l'avons précisé au paragraphe précédent. C'est encore plus vrai si l'on introduit des externalités de localisation, comme les économies d'agglomération, qui constituent une externalité spatiale positive pour les firmes. Si elles n'ont pas fondamentalement besoin d'un centre

des emplois endogène pour s'exercer (Verhoef et Nijkamp, 2002, 2004), nous sommes d'avis qu'il est encore plus fructueux de lier ces économies d'agglomération à la fois au nombre de firmes présentes à l'intérieur du *CBD*, à la surface de sol consommée par chacune d'entre elles et à la frontière intérieure délimitant les zones productives et résidentielles. Ce point fait l'objet de la prochaine section.

1.2. Les déterminants de la localisation des agents économiques

Dans cette section, nous discutons les hypothèses relatives aux agents économiques des modèles d'économie urbaine, ménages et firmes. Nous considérons à partir de maintenant, en accord avec les hypothèses discutées précédemment, que les agents effectuent des choix de localisation complets, c'est-à-dire que tous déterminent librement leurs quantités de sol pour s'installer. Nous précisons également la nature des externalités négatives ou positives qui ont été évoquées.

1.2.1. Les déterminants de la localisation des ménages

1.2.1.1. La fonction d'utilité

La résolution présentée des modèles d'Alonso (1964) et de Hartwick *et al.* (1976) se fonde sur une fonction d'utilité aux préférences identiques pour tous les individus. Cette dernière hypothèse permet notamment d'obtenir une courbe d'enchères unique pour tous les ménages d'une même classe de revenu. Nous ne remettons pas en cause cette hypothèse aboutissant à la formation d'une courbe de rente foncière unitaire simple, parce qu'elle évite de multiplier les points d'égalisation de montants d'enchères différents proposés par des ménages hétérogènes.

Dans la littérature d'économie urbaine sans externalités, le nombre d'arguments de la fonction d'utilité est généralement fixé à deux : le sol (ou de manière équivalente le logement) et le bien composite. Fujita (1989) utilise une fonction d'utilité à trois arguments. Les aménités de centre-ville constituent une somme d'interactions sociales et culturelles liées à une densité forte de ménages spatialement concentrés; elles se distinguent donc fondamentalement des aménités paysagères, plus couramment admises comme indicateur de « qualité de vie », et qui drainent certains ménages loin des centres

(Colwell *et al.*, 2002; Rappaport, 2009). Les aménités de centre-ville constituent une externalité positive telle que la concentration d’habitat agit positivement sur l’utilité du ménage, modifiée comme suit :

$$U(S_i, z_i, I(x)) \text{ avec : } \frac{\partial U}{\partial I(x)} > 0 \quad (1.13)$$

Où $I(x)$ représente le niveau d’interactions existant entre des ménages situés à une distance x du centre. La contrainte budgétaire est inchangée.

Fujita (1989) montre que la courbe de rente foncière unitaire est positivement corrélée au niveau d’aménités, c’est-à-dire qu’en tout point de la ville, une augmentation du niveau d’aménités entraîne un renchérissement du prix au mètre carré du logement. Ce résultat peut être rapproché du mécanisme qui incite les firmes au regroupement, et que nous développerons plus loin. En corollaire, la surface de logement d’équilibre décroît avec le niveau d’aménités, résultat assimilable à une demande plus forte de centre par les ménages. Brueckner et Largey (2008) et Ahlfeldt (2011) vérifient empiriquement de telles aménités. De manière comparable, certains auteurs entrent comme troisième argument dans la fonction d’utilité du ménage un « état de l’environnement » ou une « qualité environnementale » qui influe positivement sur le niveau d’utilité (Verhoef et Nijkamp, 2002).

Enfin, quand la forme fonctionnelle est précisée, elle est le plus souvent de type Cobb-Douglas, « pour décrire une configuration d’équilibre particulière » (Verhoef et Nijkamp, 2002, 2004). Pour notre part, nous retenons une fonction d’utilité de type Leontief, à deux arguments, le sol et le bien composite, avec des préférences identiques pour tous les ménages. Cela implique que de plus grandes quantités de sol aillent de pair avec de plus grandes quantités de mobilier, de charges de copropriété ou de maintenance. Certes moins usuelle, cette forme alternative permet la résolution analytique d’un modèle apportant les trois sources de complexité décrites précédemment : introduction d’un dommage, surfaces de sol endogènes pour tous les agents et apparition d’une frontière intérieure délimitant le *CBD* et la zone résidentielle.

La forme de l’utilité a des conséquences sur les choix de localisation des ménages et sur la consommation de sol : les quantités d’équilibre de bien composite et de sol

différent, l'arbitrage entre accessibilité au centre et consommation de sol aussi. De même, un choc sur les variables exogènes (la population, le revenu, la rente foncière agricole ou le coût unitaire de déplacement) entraîne des conséquences distinctes sur les surfaces et sur le bien composite consommés, selon qu'une transformation des prix relatifs, via les modifications d'enchères, implique une substitution ou une complémentarité entre biens. Ces différences dans le comportement des ménages se répercutent sur celui des firmes via le nouveau prix unitaire du sol qui s'impose à tous les agents.

1.2.1.2. *La contrainte budgétaire*

Selon (1.3) et (1.4), dans un modèle d'économie urbaine, la contrainte budgétaire du ménage est traditionnellement constituée d'un revenu Y , employé à la consommation de bien composite z_i , à l'usage de sol S_i de prix unitaire (ou rente foncière unitaire) $R(x)$ endogène, et aux déplacements, définis par une distance au centre x et un coût unitaire t exogène.

Lors de la présentation du modèle à deux classes d'agents, nous avons expliqué que le revenu constituait un facteur de ségrégation spatiale des agents dans la ville, les plus aisés s'installant sur les couronnes les plus excentrées (Hartwick *et al.*, 1976). Dans le cas où les propriétaires fonciers sont absents (Alonso, 1964), le taux de salaire constitue l'intégralité du revenu du ménage actif (il n'y a pas de revenu du capital). L'hypothèse d'un taux de salaire endogène est généralement soutenue dans les modèles d'économie urbaine à centre endogène (Ogawa et Fujita, 1980; Verhoef, 2005). Elle permet d'expliquer pourquoi, en particulier dans une configuration où le centre des emplois est étalé et non limité à un point, les firmes les plus centrales doivent proposer aux ménages les plus éloignés un taux de salaire plus élevé pour les attirer et compenser la plus grande distance domicile-travail à parcourir.

En reprenant l'hypothèse d'Alonso selon laquelle toutes les firmes sont localisées en $x=0$, ou au moins à proximité immédiate, il devient toutefois envisageable de considérer le salaire comme exogène, en ce sens qu'aucune firme plus centrale qu'une autre n'a plus à proposer un salaire plus élevé pour se rendre attractive auprès des ménages. Le taux de salaire exogène doit alors être considéré comme un salaire de

réserve, c'est-à-dire le niveau de salaire minimal que le ménage pourrait espérer dans une autre agglomération. C'est le choix de modélisation que nous faisons.

Nous reconnaissons que l'articulation d'une telle hypothèse avec celle émise sur la consommation explicite de sol par les firmes n'est pas évidente, dans la mesure où cette dernière implique bien la formation d'un centre des emplois étalé incompatible avec une localisation ponctuelle de tous les emplois en $x = 0$. Il faut se placer du point de vue du ménage : pour lui, compte tenu des tailles respectives du *CBD* et de la ville dans son ensemble, le déplacement vers une firme ou vers une autre n'entraîne pas de variation du coût de déplacement telle que la firme la plus éloignée doive recourir à un taux de salaire plus élevé pour l'attirer. Nous constaterons d'ailleurs avec l'application numérique conduite dans le chapitre 2 que la taille du centre des emplois peut effectivement être considérée comme négligeable par rapport à la taille totale de la ville.

Les coûts de déplacement $T(x)$ constituent l'autre composante clé de la contrainte budgétaire du ménage (1.3) : en se plaçant en déduction du revenu, ils laissent un revenu net disponible pour la consommation du ménage en logement et en bien composite. Pour la présentation du modèle d'Alonso, nous avons retenu une forme linéaire pour $T(x)$ sous la forme d'un paramètre t de coût unitaire de déplacement, de sorte qu'un aller-retour depuis la résidence jusqu'au lieu de travail soit défini par un coût de déplacement égal à $2tx$. En cas de variation de t , les ménages doivent compenser par un ajustement de la distance x s'ils veulent consommer les mêmes quantités de logement et de bien composite. Dans l'hypothèse fondatrice de la ville monocentrique où tous les ménages convergent chaque jour vers le *CBD* pour travailler, les coûts de déplacement dépendent positivement de la distance au centre. Un coût unitaire de déplacement élevé favorise donc, toutes choses égales par ailleurs, des localisations plus centrales.

Dans le cas où des coûts privés de déplacement sont considérés, l'hypothèse de coûts de déplacement linéaires avec la distance nous semble acceptable : par exemple, la consommation en carburant d'une voiture se montre à peu près proportionnelle au kilométrage parcouru. Une telle forme linéaire est notamment retenue dans les travaux d'Ogawa et Fujita (1980). Elle constitue la composante variable du coût de déplacement des ménages actifs.

Un coût de déplacement privé complet devrait aussi comporter une partie fixe, au moins sous la forme de l'acquisition du véhicule, au mieux en incluant également des coûts d'assurance, de stationnement et une partie des coûts de maintenance. Dans le chapitre suivant, nous considérons que l'acquisition du véhicule est antérieure au choix de localisation du ménage, le coût de déplacement subi se limitant ainsi à sa partie variable. Il s'agit d'un choix assez standard en économie urbaine (Brueckner, 2005; Borck *et al.*, 2010) ; il existe d'ailleurs une dissociation assez nette entre ces modèles et ceux s'intéressant à la possession de véhicule comme facteur de mobilité (Baum, 2009; Brownstone et Golob, 2009). Enfin, si l'on envisage le choix modal du ménage (que l'on définit comme l'alternative entre voiture individuelle et transport collectif pour effectuer un déplacement domicile-travail), alors il faut tenir compte de deux coûts distincts de déplacement. LeRoy et Sonstelie (1983) ainsi que Borck et Wrede (2008) arrêtent deux coûts de déplacement différenciés selon le mode, les deux comprenant une partie fixe.

D'autres éléments constitutifs des coûts de déplacement peuvent également être à l'origine de choix de localisation plus ou moins centrale, comme l'hétérogénéité des valeurs accordées au temps par les ménages (Wheaton, 1977). Une telle analyse impose l'introduction d'une contrainte temporelle dans le coût de déplacement : soit par addition à un coût monétaire (LeRoy et Sonstelie, 1983), soit en remplacement de celui-ci (Verhoef, 2005). L'introduction du temps se traduit parfois par un arbitrage entre travail et loisirs dans la fonction d'utilité du ménage, mais ce n'est pas systématique (Arnott, 2007). On remarque l'influence de l'économie des transports dont relèvent les deux derniers auteurs cités ; en effet, l'introduction d'un budget-temps du ménage est incontournable lorsque l'on s'intéresse à l'externalité de congestion. Comme nous n'introduisons pas cette dernière dans le modèle théorique du chapitre 2, nous estimons pouvoir nous dispenser d'une composante temporelle dans le coût de déplacement. Nous sommes conscients de renoncer à une valorisation non négligeable du coût de déplacement : le rapport Boiteux (2001) estime le temps consacré à un déplacement domicile-travail en milieu urbain à 9,5 €₁₉₉₈, soit environ 12 €₂₀₁₂. Toutefois, nous estimons que dans un cadre analytique où le salaire est identique pour tous les ménages, la valeur ajoutée du modèle ne se situe pas dans une évaluation monétaire du temps, qui

s'avère extrêmement sensible, entre autres paramètres, à la classe de revenus dont relève le ménage (Boiteux, 2001)¹⁹.

1.2.1.3. *La structure familiale*

Les facteurs liés à la structure du ménage favorisent une localisation plus ou moins centrale. C'est le cas de la taille de la famille : loger un plus grand nombre d'individus réclame une plus grande surface de logement. Pour respecter la contrainte budgétaire, ces logements plus spacieux doivent être acquis ou loués à un prix unitaire plus faible en des lieux plus éloignés. Plus généralement, les modèles s'intéressant aux « trajectoires résidentielles » des ménages appuient généralement la thèse de l'étalement urbain (Beckmann, 1973). Ce parcours se vérifie par exemple au Royaume-Uni où les ménages jeunes, initialement attirés par les appartements des zones urbaines denses, manifestent ensuite la volonté, au moment de l'arrivée d'enfants, de résider dans des maisons individuelles, généralement plus éloignées du centre (Evans et Unsworth, 2012).

Les choix de localisation résidentielle des couples bi-actifs, qui se déplacent chaque jour vers des lieux de travail distincts, sont également différents de ceux des couples mono-actifs, au moins dans le cadre analytique d'une ville polycentrique. Les couples bi-actifs avec enfants procèdent à la maximisation de l'utilité du ménage dans son ensemble, mais pas forcément les couples bi-actifs sans enfants (Mok, 2007). Ces derniers résultats sont confirmés empiriquement par Deding *et al.* (2009) qui exploitent des données danoises et montrent que les choix de localisation des couples bi-actifs dépendent de la distance totale parcourue par les deux membres du couple pour aller travailler. Dans le cas d'une ville monocentrique, une telle difficulté se révèle toutefois moins aigüe, puisque tous les employeurs sont regroupés dans une zone unique.

1.2.1.4. *Le rôle des externalités négatives en milieu urbain*

Les externalités urbaines négatives subies par les ménages telles que le bruit, la congestion ou la pollution peuvent être à l'origine de choix de localisations excentrées.

¹⁹ L'élasticité de la valeur du temps au revenu y est indiquée dans une fourchette de 0,5 à 1, selon un panel d'études étrangères de préférences déclarées et révélées.

Loin du centre, les ménages peuvent à l'inverse trouver du calme, un air de qualité et des aménités paysagères (Cavailhès *et al.*, 2004; Brueckner et Helsley, 2011). En retour, l'augmentation des distances parcourues par ces ménages en bordure de ville pour aller travailler dans le centre des emplois se montre elle-même source d'externalités négatives, prenant notamment la forme d'une pollution excédentaire subie par l'ensemble de la collectivité. Ces externalités augmentent en outre avec la taille de la ville (Mizutani *et al.*, 2011).

Il existe au moins deux techniques de modélisation d'une externalité. La correction du dommage associé à une externalité négative peut être introduite dans la contrainte budgétaire, par exemple sous la forme d'une taxe qui viendrait s'ajouter au coût unitaire (privé) de déplacement t . On s'attend ainsi, toutes choses égales par ailleurs, à un ajustement du choix de localisation du ménage plus près du centre. L'autre technique consiste à incorporer le dommage associé à l'externalité négative dans la fonction d'utilité du ménage, par exemple sous la forme d'un niveau de qualité environnementale affaibli, un « état de l'environnement » dont peut dépendre l'utilité dans la mesure où l'agent l'intègre dans son calcul économique (Fujita, 1989; Verhoef et Nijkamp, 2004). À des fins de simplification, nous nous contentons, pour le modèle théorique, de la correction du dommage dans la contrainte budgétaire.

1.2.2. Les déterminants de la localisation des firmes

À la différence du modèle d'Alonso où seuls les ménages entrent en concurrence pour le sol, nous considérons que les firmes effectuent leurs propres choix de localisation et de consommation d'espace, arbitrages qui expliquent la formation du centre des emplois.

1.2.2.1. Les choix technologiques

La fonction de production des firmes peut être diversement spécifiée. Plus ou moins nombreux, les intrants sont de nature hétérogène : Verhoef et Nijkamp (2002) utilisent le travail et l'énergie dans un modèle d'économie urbaine intégrant deux externalités, mais pas le sol. Ce dernier est ajouté comme troisième *input* dans Verhoef et Nijkamp (2008). Pour mieux décrire les externalités à l'œuvre entre firmes voisines, Verhoef (2005) utilise un unique *input*, le travail. Dans les modèles où le sol n'entre pas

dans la fonction de production, le centre des emplois doit être considéré comme un point au centre de la ville.

Il existe de multiples formes fonctionnelles, liées à la nature des *inputs* : fonction de production CES (Verhoef et Nijkamp, 2002, 2008) ou Cobb-Douglas (Arnott *et al.*, 2008). Pour le modèle théorique du chapitre suivant, nous retenons une fonction de production à deux facteurs complémentaires, le sol et le travail. Nous considérons le secteur tertiaire comme employeur exclusif de l'économie, ce qui a pour avantage de permettre une ville verticale en son centre (immeubles de bureau), centre à l'intérieur duquel on imagine moins facilement une concentration d'usines. Le choix d'une fonction de production à facteurs complémentaires revient à supposer une absence totale de substituabilité entre des travailleurs et des mètres carrés de bureau. Ce choix autorise en particulier la résolution analytique complète du modèle avec surfaces de sol endogène, ce qui n'est plus le cas dès que l'on introduit de la substituabilité dans la fonction de production des firmes.

Les choix de localisation des firmes se montrent sensibles à la nature des *inputs* : selon qu'elles consomment du sol ou non, que ces consommations sont exogènes ou endogènes, et que le *CBD* est assimilé à un unique point de la ville (Verhoef et Nijkamp, 2002) ou est étalé (Ogawa et Fujita, 1980), les effets d'une variation des coûts de déplacement des ménages actifs s'exercent différemment; ils transitent soit par le prix du sol, soit par les surfaces consommées, soit encore par les deux simultanément. Lorsqu'elle intervient comme variable endogène, la frontière du centre des emplois peut être affectée à la hausse ou à la baisse. Une telle sensibilité transforme la structure de la ville en faisant évoluer les limites entre zones productives et résidentielles.

1.2.2.2. *Les coûts de production*

Le prix unitaire du sol est déterminé par le modèle. Ce sont les enchères respectives des ménages et des firmes qui le fondent, en toute localisation. Un choc sur les variables exogènes comme le coût unitaire de déplacement subi par les ménages actifs vient modifier, en agissant sur leur contrainte budgétaire, leur demande de sol, et donc, si l'enchère des ménages devient supérieure à celle des firmes, le prix du sol en une localisation donnée. Une telle transformation des prix fonciers entraîne, en cascade,

une évolution de la demande de sol des firmes. C'est ce type de mécanisme que nous chercherons à mettre en avant dans le chapitre suivant.

Le taux de salaire constitue le coût du travail comme *input* de la firme. Comme nous l'avons indiqué côté ménages, le taux de salaire peut être soit endogène, soit exogène dans la littérature. Quand les entreprises cherchent à maximiser leur profit sur la base d'un taux de salaire endogène, les surfaces de sol qu'elles consomment sont généralement fixées pour faciliter la résolution du modèle (Ogawa et Fujita, 1980). Le coût du travail rémunère des qualifications homogènes des ménages. Les travaux d'économie urbaine centrés sur une agglomération faisant intervenir du travail qualifié sont plus rares qu'en économie régionale où une telle distinction trouve plus de sens, compte tenu de la mobilité permise d'une zone à l'autre (Hamilton *et al.*, 2000).

Les coûts de production exercent un effet sur la localisation des firmes : un prix du sol trop élevé, du fait d'une surenchère des ménages en une localisation donnée par exemple, peut contraindre les firmes à utiliser moins de surface pour leur activité, en combinaison avec une quantité de travail plus ou moins élevée selon la forme fonctionnelle et le coût du travail. Là encore, la taille du centre des emplois relativement à celle de la zone résidentielle peut en être affectée. Un coût du travail en baisse est susceptible d'inciter les firmes à souhaiter se rapprocher des travailleurs par la formation de centres des emplois secondaires, d'autant plus facilement que les coûts de déplacement subis par les ménages sont, à l'inverse, élevés (Gaigné *et al.*, 2012).

1.2.2.3. *La structure de marché*

Une structure de marché en concurrence pure et parfaite n'est pas compatible avec l'émergence d'une ville définie autour d'un centre. En effet, le mécanisme concurrentiel est incapable d'expliquer la formation endogène d'un *CBD*. Pour deux localisations x et y , il n'est pas possible de trouver des valeurs d'équilibre $R^*(x)$ et $R^*(y)$ de la rente foncière unitaire telles que deux firmes indicées 1 et 2 maximisent leur profit en x et y . Ces dernières restent incitées, à l'équilibre, à se déplacer (Koopmans et Beckmann, 1957). En concurrence pure et parfaite, il ne peut exister simultanément, dans un espace homogène, coûts de transport positifs et équilibre économique (Starrett, 1978). Le théorème d'impossibilité spatiale implique que dès que des coûts de transport

strictement positifs apparaissent dans la ville, il existe à l'équilibre au moins une firme qui est incitée à se délocaliser pour réaliser un profit non nul. La démonstration du théorème d'impossibilité spatiale est présentée en annexe 1.2.

Ce résultat simple mais extrêmement puissant contraint donc à recourir à d'autres structures de marché que la concurrence pure et parfaite pour le travail de modélisation. Ces structures alternatives sont caractérisées par le fait que : d'une part, les firmes souhaitent proposer des produits différenciés sur un marché couvrant un territoire limité; d'autre part, les consommateurs manifestent une préférence pour la variété qui les conduit à vouloir comparer, sur ce territoire limité, les biens ou services proposés par un grand nombre d'offreurs (Anderson *et al.*, 1992). Dans ces conditions, il devient plus intéressant pour les consommateurs de parcourir une distance plus importante vers un marché unique si un nombre suffisant d'offreurs leur garantit qu'ils trouveront, à l'issue d'une mise en concurrence des variétés offertes, le produit souhaité. Une telle garantie s'affaiblit s'ils doivent au contraire rejoindre un offreur isolé, qui se révélera éventuellement incapable de leur fournir la variété souhaitée. L'idée est que le consommateur augmente son espérance d'utilité lorsqu'il se rend dans ces lieux regroupant de nombreuses firmes (Fujita et Thisse, 2003). Cette espérance d'utilité renforcée des consommateurs constitue ainsi une force puissante d'agglomération des activités ; une telle force devient prépondérante sur la force naturelle de dispersion qui pousserait les firmes, en situation de concurrence pure et parfaite, à s'isoler pour atténuer la concurrence en prix (Hotelling, 1929; Chincarini et Asherie, 2008)²⁰.

1.2.2.4. L'existence et la nature d'externalités positives entre firmes voisines

De telles économies (ou effets) d'agglomération constituent donc une défaillance de marché telle qu'on en rencontre dans un cadre de concurrence imparfaite, et sont indispensables à la formation des *CBD* (Duranton et Puga, 2004). Les firmes font des choix de localisation qui renforcent différents types d'économies d'agglomération agissant comme une externalité marshallienne (Verhoef et Nijkamp, 2002).

²⁰ Ce résultat est toutefois conditionné à la forme linéaire des coûts de transport.

Les économies d'agglomération proviennent de trois sources : les économies liées à la proximité d'un grand nombre de fournisseurs spécialisés, celles liées à la présence d'un bassin de l'emploi spécialisé et stable, et celles liées à la diffusion des connaissances sous la forme d'externalités technologiques (Gauthier *et al.*, 2003). Notre échelle spatiale apparaît pertinente au sein de la Nouvelle Economie Géographique, puisque les villes se présentent comme le siège privilégié des externalités technologiques (Anas *et al.*, 1998).

Nous nous intéressons à cette troisième externalité de diffusion des connaissances. Nous considérons ici l'information au sens d'information « molle », non-formalisée ; par exemple, une innovation managériale dans une firme susceptible d'être copiée par les firmes voisines après échanges entre les salariés de chaque firme, dans les lieux « neutres » du *CBD* (au moment du déjeuner...). À la différence de l'information codifiée, ces connaissances « tacites » des firmes sont difficilement transférables d'un lieu à l'autre, ce qui rend leur étude digne d'intérêt en tant qu'objet spatial (Fujita et Thisse, 2003). En effet, contrairement à l'information codifiée, ces échanges imposent des contacts personnels, en vis-à-vis, qui les rendent quasi-totalement insensibles au développement des moyens « modernes » de communication qui permettraient de les délocaliser (téléphone, Internet).

De plus, la pertinence des externalités informationnelles est avérée dans les pays développés où plus de 70 % du PIB est constitué de services, et plus encore dans les villes qui concentrent, dans ces activités tertiaires, une forte part de fonctions à haute valeur ajoutée. Pour tirer parti d'échanges d'information profitables à leurs activités productives respectives, ou d'externalités informationnelles, les firmes sont donc incitées au rapprochement, comme elles le seraient avec une autre forme d'économie d'agglomération (Storper et Venables, 2004; Wang *et al.*, 2012).

Nous considérons ces externalités informationnelles comme l'intégralité des économies d'agglomération dont bénéficient les firmes à l'intérieur d'un centre des emplois. Cette hypothèse est évidemment réductrice, mais elle suffit à mettre en évidence les mécanismes de transmission d'un choc affectant une variable exogène au comportement de localisation et de consommation de sol des firmes. Nous considérons en particulier dans la section suivante dans quelle mesure la sensibilité de cette

externalité positive à un choc sur les coûts de déplacement est susceptible d'entraîner différentes transformations structurelles de la forme urbaine.

1.3. Les formes urbaines : différentes configurations d'équilibre

Dans cette section, nous examinons dans quelle mesure les choix de localisation de deux types d'agents (ménages et firmes) conduisent à des formes urbaines hétérogènes. Nous insistons ensuite sur les externalités urbaines et sur l'action spécifique d'un régulateur local sur les coûts de déplacement pour internaliser une externalité négative que nous présenterons en fin de chapitre.

Si la ville modélisée est initialement monocentrique (Alonso, 1964), la ville à plusieurs centres a ensuite fait l'objet de nombreux travaux théoriques (Ogawa et Fujita, 1980; Fujita et Ogawa, 1982) Comment expliquer sinon l'existence de centres des emplois secondaires ou *subcenters* à côté d'un centre des emplois principal, dans des villes de plus en plus étendues, comme Los Angeles (Giuliano et Small, 1991) ? Des centres secondaires ont pu se former en complément, éventuellement en remplacement, du centre historique des emplois (Papageorgiou et Casetti, 1971; Griffith, 1981; Cavailhès *et al.*, 2007; Agarwal *et al.*, 2012). De très nombreuses études empiriques, essentiellement américaines, vérifient une telle hypothèse de polycentricité (Odland, 1978; Gordon *et al.*, 1986; Anas *et al.*, 1998; Leslie et Huallacháin, 2006).

Les villes prennent ainsi des formes diversifiées. Lorsqu'il existe dans la ville des centres secondaires qui entretiennent des relations entre eux et/ou avec le centre principal, on parle de polycentricité fonctionnelle (Green, 2007) Dans le cas contraire, il s'agit d'une simple polycentricité morphologique aux centres indépendants, configuration qu'on a pu vérifier par exemple aux Pays-Bas (Burger et Meijers, 2012). Enfin dans d'autres cas comme en Belgique, la polycentricité n'est pas évidente et la ville à un seul centre conserve une réalité empirique (Riguelle *et al.*, 2007). C'est la raison pour laquelle nous analysons un modèle monocentrique, plus simple à manipuler, un choix également défendu par De Palma *et al.* (2011) que les auteurs appliquent à l'agglomération parisienne. Nous reviendrons sur les conséquences de ce choix dans la conclusion du chapitre suivant.

1.3.1. Economies d'agglomération et configurations urbaines d'équilibre

C'est l'accessibilité entre firmes, permise par leur proximité dans un ou plusieurs centres des emplois, qui permet les échanges d'information tacites à la source des économies d'agglomération, externalité positive dont bénéficie chaque firme de ses voisines. L'accessibilité entre firmes présentée ici est à distinguer de l'accessibilité concernant les ménages dont nous avons donné une définition dans l'introduction générale ; cette dernière n'est conditionnée que par une proximité géographique, source d'accroissement du champ des opportunités des ménages. À l'inverse, pour reprendre la typologie de Rallet et Torre (2004) et Torre et Rallet (2005), nous sommes dans le cas des firmes à la fois dans le cadre d'une proximité géographique et d'une proximité organisée. Au-delà de l'indispensable regroupement des firmes dans un ou plusieurs centres, ce centre en lui-même est assimilable à une organisation capable de faire interagir ses membres.

1.3.1.1. Accessibilité locale et accessibilité agrégée

Pour expliquer la présence d'économies d'agglomération dans le ou les centres des emplois, il faut donc commencer par définir l'accessibilité entre firmes. L'accessibilité locale $a(x, y)$ s'interprète comme une externalité informationnelle dont bénéficie une firme localisée en x d'une autre localisée en y (Ogawa et Fujita, 1980; Fujita et Ogawa, 1982). Une relation fonctionnelle linéaire est possible :

$$a(x, y) = \beta - \tau |x - y| \quad (1.14a)$$

où β et τ sont deux constantes positives : β est un effet forfaitaire dû à la simple présence de la firme dans le centre des emplois ; τ est une mesure inverse de l'intensité des contacts induite par la proximité entre firmes. En ce sens, λ peut être rapproché d'une constante de proximité organisée, alors que ρ mesure plutôt l'effet d'une perte de proximité géographique (augmentation des distances). Ce paramètre ne la transcrit toutefois qu'imparfaitement, puisqu'il ne tient pas compte les coûts monétaires et temporels qui devraient également lui être associés (Rallet et Torre, 2004).

La forme exponentielle de l'accessibilité locale est donnée par :

$$a(x, y) = \beta \exp(-\tau |x - y|) \quad (1.14b)$$

L'accessibilité agrégée $A(x)$ se définit comme la somme des accessibilités locales dont bénéficie une firme localisée en x de l'ensemble de ses voisines.

$$A(x) = \int_{-r_{\max}}^{r_{\max}} a(x, y) m(y) dy \quad (1.15)$$

Où $-r_{\max}$ et $r_{\max}$ sont les frontières gauche et droite de la ville linéaire, représentation que nous choisissons à des fins de simplification, et $m(y)$ est le nombre de firmes localisées en y , tel que :

$$m(y) = \frac{1}{S_j} \quad (1.16)$$

Avec S_j surface de sol consommée par la firme j pour son activité productive. On retrouve l'équation (1.5a') d'offre de sol pour les ménages dans une ville linéaire.

C'est finalement la fonction d'accessibilité agrégée $A(x)$ qui représente les économies d'agglomération à l'intérieur du centre des emplois.

1.3.1.2. Différentes formes urbaines d'équilibre

Selon la spécification retenue pour la fonction d'accessibilité locale, la ville admet différentes formes ou configurations (Fujita et Thisse, 2003) : monocentrique à une extrémité du spectre (*Fig. 1.6a*), où les secteurs productifs et résidentiels apparaissent parfaitement segmentés ; complètement intégrée à l'autre extrémité (*Fig. 1.6c*), où firmes et ménages se localisent uniformément dans l'espace. Sur tout le territoire, la coïncidence entre lieux de résidence et de travail implique alors qu'il n'existe aucun déplacement. Sous certaines conditions, une configuration incomplètement intégrée peut apparaître comme équilibre intermédiaire (*Fig. 1.6b*) : firmes et ménages sont mélangés dans une zone centrale, au sein de laquelle il n'existe aucun déplacement domicile-travail. Ce centre mixte est prolongé de deux secteurs productifs, vers la gauche et vers la droite de la ville linéaire, tous deux prolongés de deux secteurs résidentiels, les plus éloignés du centre.

Si l'accessibilité locale prend une forme linéaire, les configurations d'équilibre qui émergent sont forcément à caractère monocentrique (Ogawa et Fujita, 1980; Imai, 1982). Cependant, si l'accessibilité locale admet une forme exponentielle, alors une multiplicité d'équilibres peut émerger, certains révélant un centre des emplois principal complété par un ou plusieurs centres secondaires (Fujita et Ogawa, 1982). Nous décidons d'employer une accessibilité locale linéaire qui entraîne une configuration monocentrique d'équilibre, en accord avec ce que nous avons indiqué plus haut relativement au choix de la forme urbaine étudiée.

Le résultat remarquable d'Ogawa et Fujita (1980) est que la configuration d'équilibre dépend *in fine* du rapport entre le paramètre de coût unitaire de déplacement t et le paramètre τ de mesure de l'intensité des contacts liés à la proximité. En d'autres termes, c'est la puissance des économies d'agglomération (qui prend toujours ici la forme d'externalités informationnelles) relativement au niveau de coût unitaire de déplacement (le prix du litre de carburant, par exemple) qui explique la forme de la ville. Ainsi, les différentes configurations d'équilibre présentées plus haut doivent répondre aux conditions qui suivent²¹.

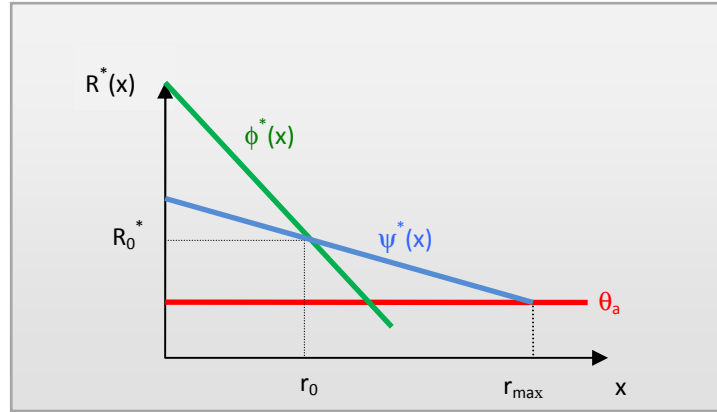
La *configuration monocentrique* est un équilibre spatial si et seulement si :

$$\frac{t}{\tau} \leq C \quad (1.17a)$$

C est un seuil dépendant des consommations de sol des ménages et des firmes (considérés comme donnés), de la quantité de travail employée par chaque firme et de la population totale de la ville.

²¹ Nous renvoyons à Fujita et Thisse (2003, pp.247 à 258) pour la démonstration.

FIGURE 1.6a - La configuration urbaine monocentrique (adapté de Fujita et Thisse, 2003, p.248)

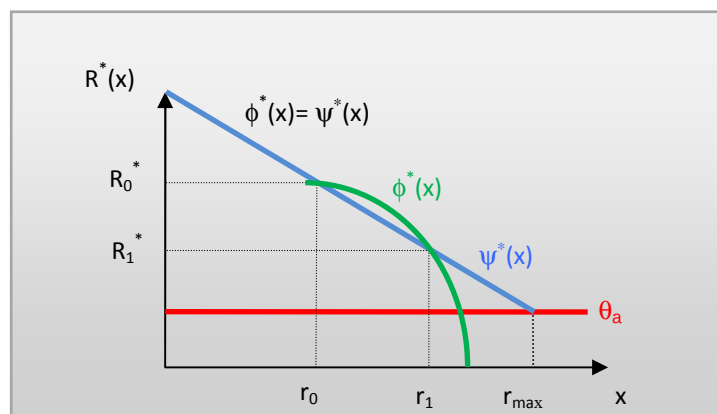


Nous examinons uniquement la partie droite du segment. Le CBD, défini sur l'intervalle $[0, r_0]$, est lui-même prolongé par une zone résidentielle $[r_0, r_{\max}]$. En raison de l'existence d'économies d'agglomération significatives (externalités informationnelles fortes, τ élevé), les firmes sont plus enclines à proposer des enchères élevées pour un lieu où elles peuvent se regrouper, c'est-à-dire au centre de la ville. Elles y forment un CBD dense et vertical, caractérisé par la présence de nombreuses firmes par unité de surface (par exemple, dans des immeubles de bureaux loués à plusieurs entreprises).

La configuration incomplètement intégrée est un équilibre spatial si et seulement si :

$$C \leq \frac{t}{\tau} \leq 2C \quad (1.17b)$$

FIGURE 1.6b - La configuration urbaine incomplètement intégrée (adapté de Fujita et Thisse, 2003, p.250)



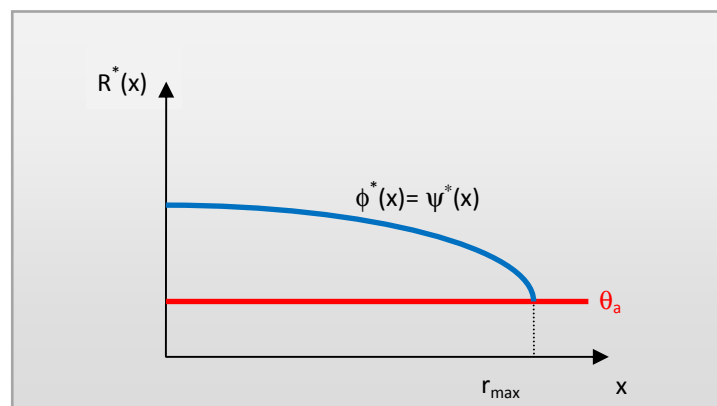
En raison de coûts de déplacement relativement plus élevés que dans le cas précédent (à externalités informationnelles inchangées), ou à l'inverse en présence

d'externalités informationnelles plus faibles (à coûts de déplacement inchangés), il devient relativement moins intéressant pour les firmes les moins sensibles aux externalités positives de payer cher pour s'implanter à l'intérieur du *CBD*. À l'inverse, certains ménages désormais pénalisés par des coûts de déplacement plus élevés cherchent à s'implanter près du centre pour les alléger. Ces deux effets opposés tendent à faire grimper l'enchère des ménages $\psi^*(x)$ et à faire tomber celle des firmes $\phi^*(x)$: elles s'égalisent à l'intérieur du *CBD* qui devient un secteur intégré sur $[0, r_0]$, où se côtoient firmes et ménages. Sur le segment $[r_0, r_1]$ se localisent les firmes moins sensibles que celles du centre aux externalités informationnelles. Sur le segment $[r_1, r_{\max}]$ enfin, restent localisés les ménages prêts à supporter des coûts de déplacement élevés. Nous faisons remarquer que nous ne distinguons pas ici entre classes de revenus : ce dernier est identique pour tous les ménages actifs. Cette configuration incomplètement intégrée avec relâchement des forces d'agglomération est empiriquement vérifiée dans les villes américaines par Wheaton (2004).

Enfin, la configuration *complètement intégrée* (ou *backyard capitalism*) est un équilibre spatial si et seulement si :

$$\frac{t}{\tau} \geq 2C \quad (1.17c)$$

FIGURE 1.6c - La configuration urbaine complètement intégrée (adapté de Fujita et Thisse, 2003, p.249)



À l'équilibre, il y a en tout point égalisation des enchères proposées par les ménages et par les firmes : une forme urbaine mixte apparaît partout, où habitations et bureaux se côtoient. Sur le territoire entier, la coïncidence entre lieux de résidence et

lieux de travail implique en outre qu'il n'existe aucun déplacement. Dans cette dernière configuration, les coûts de déplacement sont tellement élevés et/ ou les externalités informationnelles tellement faibles qu'il n'y a plus intérêt à la spécialisation du sol. Ne bénéficiant plus d'autant d'externalités informationnelles de leurs voisines, les firmes favorisent la dispersion pour limiter la concurrence en prix ; parallèlement, les ménages cherchent à se localiser à proximité immédiate de leur lieu de travail pour éviter des coûts de déplacement relativement trop élevés par rapport à leur revenu. En raison de la persistance de faibles externalités positives sous la forme d'économies d'agglomération, la rente foncière unitaire continue de dépendre négativement de x , mais la pente de la courbe est moins forte que dans les deux cas précédents : la proximité au centre n'est plus un avantage aussi déterminant pour les firmes.

Nous concluons d'un point de vue historique en remarquant que quand le coût unitaire des déplacements diminue (t faible) et que l'intensité des économies d'agglomération augmente (τ élevé), une situation relevée au cours du vingtième siècle dans les pays industrialisés, alors on passe graduellement d'une configuration complètement intégrée à une ville monocentrique avec spécialisation totale du sol. Toutefois, la hausse tendancielle du prix du pétrole depuis les années 1970 a conduit de nombreuses villes à se rapprocher à nouveau d'une configuration urbaine intermédiaire à plusieurs centres ; c'est notamment le cas de certaines villes nord-américaines, comme Chicago (McMillen et Lester, 2003) ou Phoenix (Leslie et Huallacháin, 2006).

1.3.2. Agir sur la forme urbaine en modifiant les coûts de déplacement

Les choix de localisation d'équilibre conditionnent les distances et coûts de déplacement supportés par les ménages. Ainsi, une configuration monocentrique avec un centre des emplois étalé (c'est-à-dire comportant une dimension spatiale) exige théoriquement des firmes localisées dans l'unique centre des emplois le versement d'un salaire plus élevé à ses salariés pour compenser des coûts de déplacement eux-mêmes plus élevés, en raison des distances plus longues à parcourir. À l'inverse, une forme polycentrique peut être source de rapprochement des lieux d'habitat et des lieux d'emploi, mais au prix d'une extension géographique globale de la ville.

1.3.2.1. La forme urbaine d'équilibre est-elle optimale ?

Si les formes d'équilibre urbain sont décrites de manière élégante dans Ogawa et Fujita (1980) et Fujita et Ogawa (1982), rien n'y est en revanche précisé sur l'optimum. On admet l'existence d'une première défaillance de marché (les économies d'agglomération) sans conduire d'analyse de bien-être. Or, comme on est plus souvent plus sensible à ce qu'on reçoit qu'à ce qu'on donne, il est très probable que la forme urbaine d'équilibre ne soit pas optimale, car les firmes n'ont pas intégré dans leur calcul économique l'externalité positive qu'elles procurent à l'ensemble de leurs voisines.

Une première analyse de bien-être est conduite dans Fujita et Thisse (2003). À l'équilibre, chaque firme tient compte de ses seuls coûts de communication indispensables aux échanges d'information. Or, pour qu'une configuration d'équilibre soit optimale, chaque firme devrait internaliser les coûts de communication de toutes les autres firmes. Dans une telle situation, l'internalisation par chaque firme de la symétrie des coûts de communication la conduit à considérer un coût analogue subi par la firme avec laquelle elle échange. Le seuil C de basculement d'une forme urbaine à l'autre s'en trouve modifié dans les équations (1.17a), (1.17b) et (1.17c). Finalement, le nombre de firmes concentrées dans le CBD de la forme urbaine monocentrique devrait être plus important à l'optimum qu'il ne l'est à l'équilibre.

1.3.2.2. Le choix de l'externalité à corriger

La prise en compte de l'externalité positive que constituent les économies d'agglomération par un régulateur local devrait donc conduire, dans une configuration urbaine monocentrique, à une densification du centre des emplois accueillant un plus grand nombre de firmes. Le régulateur peut choisir de considérer cette première défaillance de marché en accordant par exemple à la firme une subvention au travail, si l'on considère que les économies d'agglomération sont liées positivement à la quantité de travail employée (Verhoef et Nijkamp, 2002).

Nous adoptons une position différente. À plusieurs reprises, nous avons cité divers types de nuisances associés aux déplacements des ménages en voiture individuelle (bruit, congestion, pollution) : nous introduisons l'externalité de pollution comme deuxième défaillance de marché dans le modèle théorique du chapitre suivant.

Nous justifions ce choix un peu plus bas. Nous établissons le choix du régulateur qui est d'internaliser cette deuxième défaillance de marché par la mise en place d'une écotaxe ; nous en étudions ensuite les effets sur la première défaillance de marché : y a-t-il hausse ou baisse des économies d'agglomération, ou restent-elles insensibles à l'augmentation du coût unitaire de déplacement après mise en place de la taxe ?

Puisque la frontière de la ville $r_{\max}$ et la surface de sol consommée par la firme sont endogènes (donc $m(y)$ également), l'équation (1.15) décrivant les économies d'agglomération s'écrit comme une fonction du taux de salaire (exogène), de la rente foncière agricole et du coût unitaire de déplacement. Ainsi, une action sur ce dernier coût via la mise en place d'une écotaxe est bien susceptible d'exercer une influence sur l'externalité positive dont les firmes bénéficiaient initialement, influence dont le sens reste à préciser.

Nous nous intéressons donc aux possibilités d'intégrer des dommages environnementaux dans les modèles d'économie urbaine, en particulier ceux provoqués par les déplacements des ménages. Kanemoto (1980, 1987) a ouvert la voie : tailles de ville optimales, biens publics locaux et externalités de congestion font partie des objets d'étude. Verhoef (1997) considère dans un ouvrage de référence un large éventail d'externalités associées au transport ainsi que leur internalisation : congestion, pollution, bruit, accidents. En France, le rapport Boiteux (2001) liste ces mêmes externalités et en propose diverses valorisations.

L'internalisation d'une ou plusieurs externalités provoquées par les déplacements des ménages est susceptible de produire des effets directs immédiats. Anas et Rhee (2006) rappellent qu'un coût unitaire de déplacement artificiellement bas, en raison d'une externalité négative non corrigée, conduit à un étalement urbain excessif par rapport à la situation optimale. Internaliser le ou les dommages environnementaux provoqués par les déplacements induits pourrait donc conduire à une meilleure maîtrise de la limite urbaine. Les politiques foncières ciblant l'habitat, subventionné ou taxé en fonction des zones d'implantation souhaitées, constituent une voie alternative (Persky et Kurban, 2003; Pines et Kono, 2012).

Dans tous les cas, il apparaît indispensable d'anticiper des effets indirects des politiques publiques. Ainsi, la recherche d'une ville compacte, par la mise en place d'une écotaxe par exemple, est susceptible de provoquer une « transition catastrophique » par la hausse du rapport t/τ des équations (1.17) ; l'on assisterait alors au basculement d'une forme monocentrique à une configuration incomplètement intégrée par relocalisation de certains agents. Ce nouvel équilibre conditionne de nouvelles distances à parcourir, avec les coûts de déplacement afférents, susceptibles de contrebalancer l'effet initialement recherché par la mise en place d'une politique environnementale (Gaigné *et al.*, 2012).

Quelle externalité négative est-il approprié de retenir en milieu urbain ? L'externalité de congestion a été largement étudiée dans des modèles d'économie urbaine (Kanemoto, 1980; Arnott, 2007; Brueckner et Verhoef, 2010). Les modélisations récentes incluent l'alternative d'un report vers les modes collectifs, ce qui en accroît la pertinence (Borck et Wrede, 2008). Toutefois, les politiques publiques évoluent plutôt vers l'internalisation de la pollution (péage urbain *Ecopass* dans le centre de Milan de 2008 à 2011, Zones d'Action Prioritaires pour l'Air envisagées en France avant leur abandon, sous cette forme, en février 2013). En ce sens, la prise en compte de la seule congestion comme dommage environnemental nous semble désormais trop réductrice²².

1.3.2.3. *Le choix de l'instrument environnemental*

La baisse de la pollution générée par les déplacements domicile-travail en voiture individuelle est un objectif qui peut être poursuivi à différents échelons : localement, pour un ou plusieurs polluants atmosphériques, ou nationalement, pour les émissions de gaz à effet de serre. La monétarisation des émissions générées par un kilomètre de distance parcouru en voiture peut être distincte selon que l'on cible les particules fines ou le CO₂ (Boiteux, 2001); cependant, en agissant dans les deux cas sur le coût unitaire

²² Et ce, même si l'un des effets indirects d'une baisse de la congestion est la réduction parallèle des émissions des polluants automobiles associés, comme on a pu le constater pour le péage de Londres institué en 2003.

de déplacement, on s'attend à obtenir des modifications comparables, même si d'ampleur différente, dans les comportements des agents, plus particulièrement les choix de localisation des ménages.

Pour internaliser un dommage environnemental, la taxe a parfois la préférence des décideurs, par exemple sous la forme de péages urbains (Paul-Dubois-Taine, 2009). Nous présenterons les différentes formes de péage dans le chapitre suivant. Une taxe généralisée sur les déplacements de type taxe carbone constitue une alternative à conduire probablement à l'échelle européenne, après l'échec français (temporaire ?) de 2010.

Les effets du péage urbain sont présentés dans de nombreux travaux (Verhoef et Nijkamp, 2004; Raux, 2007a; Brueckner et Verhoef, 2010). Arnott (2007) détermine un montant optimal de péage urbain dans le but de réduire l'externalité négative de congestion sans nuire à l'externalité positive que constituent les économies d'agglomération. Il conclut que le montant optimal du péage se situe en-deçà du coût de congestion. Arnott *et al.* (2008) décrivent une ville annulaire avec pollution industrielle. Le nombre de centres des emplois secondaires augmente avec le montant du péage.

Dans ce contexte intégrant à la fois des économies d'agglomération et un dommage environnemental associé aux déplacements automobiles, le régulateur se trouve finalement face à deux défaillances de marché à corriger dans un cadre d'optimum de second rang. Nous préférons la taxe à un autre instrument environnemental. S'il s'agit de taxer les seuls déplacements urbains, le péage, en s'appliquant à un territoire limité, peut être décidé, mis en place puis évalué localement. Ce n'est pas le cas des permis d'émission négociables, distribués à l'année aux automobilistes pour des déplacements indéfinis (Raux, 2007b; Bulteau, 2012). En interdisant la circulation dans les centres urbains aux véhicules les plus polluants, les normes peuvent éventuellement compléter la taxe. Toutefois, le niveau de la taxe peut être fixé au niveau local ; votée nationalement, la norme s'applique uniformément à toutes les agglomérations au-delà d'un seuil de population. Les subventions aux transports constituent une alternative proche de la taxe : en modifiant le coût relatif des transports collectifs par rapport à l'automobile notamment, on peut inciter une partie des usagers à se reporter vers le mode le moins polluant (Borck et Wrede, 2008;

Schmutzler, 2011). Toutefois, l'effet global des subventions sur la maîtrise de l'étalement urbain n'est pas prouvé (Brueckner, 2005). Se pose en outre la question du coût de la mesure, dans un contexte de raréfaction des ressources publiques, nationales et locales²³.

Conclusion du chapitre 1

S'intéresser aux effets environnementaux de l'étalement urbain impose la considération conjointe des déterminants de la localisation des activités et des ménages, avant de constater la nature et le volume des déplacements qui en résultent. C'est pourquoi nous avons commencé par établir les bases de la modélisation que nous utiliserons dans le chapitre suivant en présentant deux modèles fondateurs d'économie urbaine et une extension : von Thünen (1826), Alonso (1964), et Hartwick *et al.* (1976). Il ressort de l'analyse de ces modèles que dès qu'un centre existe, des agents entrent en concurrence pour occuper le sol autour de ce centre. Un mécanisme d'enchères se met en place entre eux pour déterminer le prix du sol à toutes les localisations, individuellement définies par une distance au centre. Les coûts de transport ou de déplacement constituent la variable clé autour de laquelle se fondent les choix de localisation et de consommation de sol des agents, en lien avec le prix du sol.

Nous avons ensuite discuté les hypothèses traditionnelles des modèles d'économie urbaine avant d'insister sur la présence d'externalités positives et négatives en milieu urbain. Une première défaillance de marché sous la forme d'économies d'agglomération incite les firmes, à l'équilibre, à se regrouper dans des lieux centraux et expliquent la formation endogène des villes. Plusieurs travaux initiateurs (Ogawa et Fujita, 1980;

²³ En Ile-de-France, la contribution des usagers au financement du fonctionnement des transports collectifs en 2010 via les recettes tarifaires n'a pas dépassé 29,7 %, sensiblement moins que les 37,6 % issus du versement transports. 9,2 % étaient à la charge des employeurs via la participation eux abonnements de leurs salariés. Outre 2,9 % de sources diverses (amendes, publicité...), 20,6 % du financement restait à la charge des collectivités publiques (Etat et collectivités locales de l'agglomération parisienne desservies par le réseau), soit environ 1,6 milliards d'euros (*source : Syndicat des Transports d'Ile-de-France*).

Fujita et Ogawa, 1982; Imai, 1982) montrent que les externalités informationnelles constituent un exemple d'économies d'agglomération puissantes. Elles forment une externalité positive entre firmes décrite par une fonction d'accessibilité. Selon la forme que prend la fonction d'accessibilité, plusieurs configurations urbaines sont susceptibles d'émerger, certaines monocentriques, d'autres polycentriques. Un rapport coût unitaire de déplacement/ externalités informationnelles conditionne la forme urbaine.

Les nuisances provoquées par les déplacements en voiture individuelle constituent un deuxième groupe de défaillances de marché (bruit, congestion, pollution). Ces externalités négatives sont à la source d'étalement urbain : les ménages en quête de tranquillité ou d'aménités paysagères peuvent souhaiter s'éloigner du ou des centres urbains ; certaines externalités négatives sont susceptibles de se renforcer en retour, en particulier en raison d'une pollution additionnelle due aux plus longues distances parcourues pour rejoindre les lieux de travail.

Dans le chapitre suivant, nous intégrons un dommage marginal associé à la pollution atmosphérique comme externalité négative provoquée par les déplacements domicile-travail, et nous examinons la capacité d'un péage urbain à la corriger. Nous élaborons un coût total supporté par le ménage travaillant dans le centre des emplois. Ce coût est désormais constitué de la somme d'un coût privé et d'un coût environnemental. C'est ce coût total, ou plus exactement le revenu net des coûts de déplacement du ménage, qui détermine son choix de localisation résidentielle et la quantité demandée de sol. Fujita (1989) a déjà mené un tel exercice de statique comparative. Toutefois, nous le complétons : d'une part, de surfaces de sol rendues endogènes pour le ménage comme pour la firme ; d'autre part, d'une quantité de travail endogène utilisée par la firme. Une telle extension permet de s'intéresser aux effets d'un péage urbain non seulement sur la localisation des ménages mais aussi sur celles des firmes, via son effet sur les économies d'agglomération, tout en faisant évoluer les frontières respectives du centre des emplois et de la ville dans son ensemble.

CHAPITRE 2

**EXTERNALITE DE POLLUTION *VERSUS* ECONOMIES
D'AGGLOMERATION : LE PEAGE URBAIN, UN
INSTRUMENT ENVIRONNEMENTAL ADAPTE ?**

Introduction

Ce deuxième chapitre de la thèse est consacré à l'analyse, dans une agglomération de quelques centaines de milliers d'habitants, d'un modèle théorique de péage urbain appliqué aux ménages actifs, supposés polluants dans leurs déplacements domicile-travail. Nous examinons si la mise en place d'une écotaxe, en plus d'atteindre son objectif de dépollution, se montre en capacité de contribuer à une meilleure maîtrise de l'étalement urbain en suscitant la relocalisation des ménages plus près de leur lieu de travail. Nous introduisons parallèlement une externalité positive entre firmes sous la forme d'échanges d'information, et nous nous intéressons aux effets du péage urbain sur ces économies d'agglomération.

Selon le rapport des Nations Unies « *Cities and Climate Change : Global Report on Human Settlements 2011* », la contribution mondiale des villes aux émissions de gaz à effet de serre d'origine humaine (GES), tous secteurs confondus, serait comprise entre 60 et 70 %. Parce qu'ils sont émis par des agents mais que leurs coûts sont supportés par la collectivité, les émissions de GES constituent un exemple d'externalité négative.

Outre les GES, les externalités négatives en milieu urbain prennent de nombreuses formes : bruit, congestion, pollution atmosphérique résultent de densités élevées d'activité et d'habitat (Kanemoto, 1980). Les transports, notamment routiers, en sont pour une large part responsables (Verhoef, 1997) ; de plus, en facilitant les déplacements, ils encouragent un étalement urbain caractérisé par un allongement des distances qui renforce l'attractivité de la voiture par rapport aux modes doux (vélo, marche à pied). Sont particulièrement concernés, dans un contexte de hausse des valeurs

foncières, les ménages qui se déplacent de l'extérieur vers le centre de la ville pour travailler (Brownstone et Golob, 2009).

Les politiques de régulation de la mobilité agissant conjointement sur le rapprochement des lieux de résidence et de travail et sur l'offre de modes de transport alternatifs à la voiture trouvent donc leur sens, en particulier dans les pays développés. En octobre 2007, le Grenelle de l'Environnement préconisait « l'introduction dans la loi [française] de nouvelles dispositions visant à lutter contre l'étalement urbain ». Congestion, bruit ou pollution peuvent aussi être directement visées comme externalités négatives. En France toujours, la loi Grenelle 2 autorise depuis juillet 2010 les agglomérations de plus de 300 000 habitants à expérimenter sur leur territoire la mise en place de péages urbains. En 2003, le *London Congestion Charge* a remis cet instrument environnemental sur le devant de la scène. Alors que l'externalité de congestion a longtemps été la cible des péages urbains (Singapour, 1975), l'« Ecopass » de Milan expérimenté entre 2008 et 2011 combattait explicitement la pollution atmosphérique.

Ces expérimentations sont susceptibles de prendre différentes formes : dans le cas d'un péage cordon, le franchissement d'un périmètre délimitant une zone centrale déclenche le paiement d'une somme forfaitaire, indépendante de la distance parcourue (Singapour, Stockholm, Milan) ; avec un péage de zone, la taxe s'applique à tout véhicule circulant à l'intérieur d'une aire définie (Londres) ; enfin, avec un péage kilométrique ou linéaire, la taxe s'applique linéairement au kilomètre parcouru sur un réseau de voies convergeant vers un centre (Verhoef, 2005).

Ces expériences font montre d'un relatif succès. À Londres, la baisse de la congestion a ainsi atteint 25 à 30 % trois ans après sa mise en place (Frère et Scarwell, 2011). Cet effet a toutefois été revu à la baisse les années suivantes, en raison des modifications de voirie décidées. Les effets connexes sur l'amélioration de la qualité de l'air sont en outre de 6 à 16 % selon le polluant considéré. Toutefois, la forte dissuasion du trafic provoquée par un tarif élevé pour circuler dans la zone (10 €) a eu des conséquences négatives sur les revenus nets, même si les résidents de la zone ne s'acquittent que de 10 % de la taxe. Les coûts de fonctionnement apparaissent également élevés, en raison du contrôle des déplacements dans toute la zone et non pas seulement aux entrées. Finalement, le péage a dégagé une recette annuelle nette

d'environ 125 millions d'euros en 2007, déduction faite des coûts d'implantation du système, 25 % de cette somme étant constituée d'amendes pour non-paiement. 82 % de ces recettes ont été affectés au réseau d'autobus en 2006. 11 % ont été consacrés à l'amélioration des infrastructures routières, 4 % à la sécurité routière, et 3 % à la facilitation des modes doux (piétons et cycles) (*source : Institut d'Aménagement et d'Urbanisme d'Ile de France, 2008*).

Le péage écologique expérimenté à Milan de 2008 à 2011 visait à réduire les concentrations en particules fines de 30 %. Pour atteindre cet objectif ambitieux, les tarifs journaliers avaient été fixés de 2 à 10 € selon le niveau de pollution du véhicule franchissant le cordon. Le bilan après une année de fonctionnement établissait une baisse des concentrations en ce polluant de 19 % (Frère et Scarwell, 2011). Parallèlement, le deuxième objectif, de réduction du trafic, avait été dépassé : 14 % de véhicules entrant en moins, contre 10 % prévus. En revanche, les recettes brutes tirées du péage n'ont atteint que la moitié des estimations initiales, alors que le produit net annuel du péage n'a pas dépassé 5,5 millions d'euros, après déduction des coûts de fonctionnement (54 % du total). Des transformations rapides dans le comportement des utilisateurs ont entraîné une très forte baisse du nombre de véhicules polluants entrant (-56 % dès la première année). Début 2012, le système a évolué vers un paiement forfaitaire unique de 5 €, en se complétant d'une interdiction complète de circulation pour les véhicules les plus polluants.

Les villes sont donc à la source d'externalités négatives, éventuellement internalisées par des régulateurs locaux. La formation des villes ne se justifierait toutefois pas sans l'existence parallèle d'externalités positives. Les firmes, lieux de travail des ménages urbains, font notamment des choix de localisation qui entraînent différents types d'économies (ou effets) d'agglomération agissant comme une externalité marshallienne (Hotelling, 1929; Anderson *et al.*, 1992; Verhoef et Nijkamp, 2002). Nous nous concentrons sur les échanges d'information tacites entre salariés de firmes concurrentes, dont toutes tirent profit pour leur activité productive. Nous avons défini ces échanges d'information dans le chapitre précédent.

Les contributions théoriques d'économie urbaine avec externalités négatives, qui mobilisent un cadre spatial explicite, sont déjà anciennes (Kanemoto, 1980; Fujita,

1989). En revanche, les économies d'agglomération ont été introduites plus récemment avec des externalités négatives, en particulier de congestion (Verhoef, 2005; Arnott, 2007; Thissen *et al.*, 2011) ou de pollution industrielle (Verhoef et Nijkamp, 2002, 2008; Arnott *et al.*, 2008). Le modèle monocentrique constitue alors un cadre privilégié pour l'étude de villes de quelques centaines de milliers d'habitants : un centre des emplois ou *Central Business District (CBD)* regroupe tous les emplois de la ville, vers lequel convergent chaque jour les ménages actifs. Nous discutons rapidement dans la conclusion de ce chapitre les résultats susceptibles d'être obtenus dans un cadre polycentrique.

Quand on s'attache aux effets des politiques environnementales dans un cadre analytique d'économie urbaine, la littérature empirique apparaît généralement peu fournie. Peu d'études vérifient l'impact d'une modification des coûts de transport sur l'étalement urbain via des subventions (Su et DeSalvo, 2008; Tanguay et Gingras, 2012). Plus éloignée de notre cadre d'analyse, la méthode des prix hédoniques (Rosen, 1974) a en revanche fait l'objet d'une littérature abondante. Dans les études récentes ont été largement analysées les effets d'une réduction de l'exposition sonore (Nelson, 2004; Dekkers et Van Der Straaten, 2009) ou d'une amélioration de la qualité de l'air sur les valeurs immobilières en milieu urbain (Kim *et al.*, 2003; Anselin et Le Gallo, 2006). Nous emprunterons également cette voie riche d'enseignements dans les deux prochains chapitres.

À l'échelle d'une agglomération de plus de 300 000 habitants, nous cherchons finalement à vérifier la pertinence d'un péage urbain kilométrique dans la lutte contre l'externalité négative de pollution atmosphérique, et nous en considérons l'impact connexe sur la maîtrise de l'étalement urbain. Nous intégrons parallèlement l'externalité positive que constituent pour les firmes les économies d'agglomération sous la forme d'échanges d'information tacites entre salariés de firmes voisines. Dans un modèle de microéconomie urbaine monocentrique endogène (Ogawa et Fujita, 1980), nous réintroduisons explicitement l'arbitrage du ménage actif entre utilisation de sol et centralité, sa contrainte budgétaire étant augmentée d'une taxe kilométrique pour ses déplacements domicile-travail. Les firmes choisissent librement leurs quantités de travail et de sol pour leur production, conditionnant ainsi le niveau des économies

d'agglomération dont elles bénéficient. Avec deux défaillances de marché, la taxation au dommage marginal n'est plus forcément celle qui maximise le bien-être social (Verhoef et Nijkamp, 2002).

Nous avons justifié notre choix de la taxe environnementale dans le chapitre précédent. Appliquée aux transports, cette taxe est susceptible de prendre la forme d'un péage urbain. En raison de l'absence d'effets de seuil constatés à proximité de la zone payante, nous faisons en outre le choix d'un péage de type kilométrique, dont le montant est dû linéairement avec la distance parcourue, plutôt qu'un péage de zone ou un péage cordon (Mun *et al.*, 2003; Verhoef, 2005). Toutefois, nous discuterons brièvement en conclusion les résultats obtenus dans des travaux mobilisant ces deux formes alternatives de taxation.

Le modèle montre alors, sous certaines conditions, que l'introduction d'une écotaxe sous la forme d'un péage urbain kilométrique conduit simultanément à une réduction des émissions polluantes, à une meilleure maîtrise de l'étalement urbain et, ce qui est plus novateur, à un renforcement des économies d'agglomération dont bénéficient les firmes. Nous illustrons par une application numérique l'ampleur respective de ces effets.

Ce deuxième chapitre de la thèse se décompose comme suit : en section 1, nous présentons le cadre analytique fondé sur un modèle d'économie urbaine à centre endogène où sont prises en compte les économies d'agglomération. Nous introduisons le sol comme variable endogène explicite pour les ménages et pour les firmes. Dans la section 2, nous analysons l'externalité de pollution associée aux déplacements domicile-travail des ménages actifs, et nous procédons à la correction de cette externalité par la mise en place d'un péage urbain kilométrique. Nous illustrons les résultats obtenus par une application numérique dans la section 3. Enfin, nous concluons.

2.1. L'équilibre du modèle avec économies d'agglomération, sans pollution

Dans cette section, nous nous basons sur la configuration urbaine monocentrique à centre endogène d'Ogawa et Fujita (1980) comme l'un des équilibres possibles

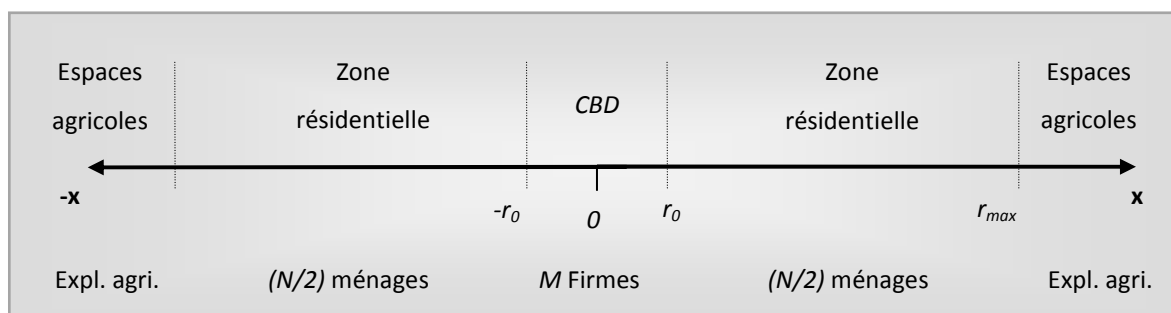
démontrés par ces auteurs. À l’instar de Verhoef et Nijkamp (2004), nous posons *a priori* cette configuration dont nous vérifions ensuite les conditions de stabilité. Nous n’introduisons dans un premier temps ni dommage environnemental de pollution, ni correction de ce dommage par l’écotaxe.

2.1.1. L’équilibre résidentiel des ménages

Dans cette ville linéaire, l’espace est homogène en tout point²⁴. La quantité de sol disponible en chaque localisation x est égale à 1. N ménages font un choix de localisation résidentielle. N est supposé exogène, une hypothèse également adoptée par Verhoef et Nijkamp (2002, 2004, 2008) et Verhoef (2005).

Les hypothèses relatives au comportement des ménages sont proches de celles du modèle d’Alonso (1964), et la plupart des notations sont reprises du chapitre précédent. Chaque ménage i , $i \in [1, N]$ arbitre entre une surface de sol S_i , acquise pour sa résidence en une localisation x au prix unitaire $R(x)$ (ou rente foncière unitaire), et une fraction z_i d’un bien composite z , le numéraire. Les N ménages sont localisés sur les parties extérieures des segments $[-r_{\max}, r_0]$ et $[r_0, r_{\max}]$, r_0 constituant la frontière intérieure, limite du *CBD*, et $r_{\max}$ la frontière de la ville. À toute distance x du centre ($r_0 \leq x \leq r_{\max}$), leur nombre est égal à $n(x)$ (Fig. 2.1).

FIGURE 2.1 - La ville monocentrique linéaire à centre endogène



²⁴ Nous avons présenté les avantages de modélisation de la ville linéaire par rapport à la ville circulaire dans le chapitre 1. Ce choix nous permet notamment d’aboutir à des résultats analytiques complets.

M firmes indicées j , $j \in [1, M]$, emploient les N ménages qui offrent chacun une unité de travail, rémunérée à un taux de salaire exogène w constituant l'intégralité du revenu. Comme dans Alonso (1964), les propriétaires fonciers percevant la rente sont donc supposés absents du modèle. M est endogène. Les M firmes sont localisées sur la partie intérieure d'un segment $[-r_0, r_0]$, le centre des emplois ou *Central Business District (CBD)*. À toute distance x du centre ($x \in [-r_0, r_0]$), le nombre de firmes est égal à $m(x)$. Au-delà de $-r_{\max}$ et de $r_{\max}$ s'étendent les terres agricoles.

Pour mieux interpréter l'effet possible d'un instrument environnemental sur le comportement de localisation des agents, nous faisons donc le choix de lever l'hypothèse des surfaces de sol exogènes pour les ménages, ce qui constitue l'un des apports principaux par rapport à Ogawa et Fujita (1980)²⁵. En outre, pour permettre l'installation de plusieurs ménages ou firmes sur une seule unité de sol localisée en x , nous devons admettre que la ville est susceptible de développement vertical, c'est-à-dire qu'une même unité de sol peut être occupée par plusieurs agents situés à différents étages d'un même immeuble. Cette condition particulière est à l'origine des écarts de densité constatables d'une zone à l'autre.

Dans la suite de l'analyse, nous examinons uniquement ce qui se passe sur la partie droite du segment, sans perte de généralité. En effet, avec l'hypothèse que nous admettons d'un taux de salaire exogène et unique, aucun ménage résidant sur la partie droite du segment n'a intérêt à alourdir ses coûts de déplacement en allant travailler dans la partie gauche de la ville sans contrepartie financière.

Avant considération d'un dommage environnemental de pollution et mise en place de la taxe, nous envisageons un coût unitaire privé de déplacement t supporté par les ménages entre leur lieu de résidence x et leur lieu de travail situé dans le centre des emplois (*CBD*). Nous supposons le lieu de travail proche de 0. Cet artifice admis par Alonso (1964), facilite la résolution du modèle. En particulier, il permet à nouveau de

²⁵ Une telle hypothèse a déjà été levée dans d'autres travaux d'économie urbaine (Anas et Kim, 1996; Lucas et Rossi-Hansberg, 2002), mais le cadre analytique posé dans les deux cas reste assez éloigné de celui d'Ogawa et Fujita (1980).

soutenir l'hypothèse du taux de salaire exogène en ce sens qu'aucune firme, notamment parce qu'elle serait plus centrée à l'intérieur du *CBD*, n'est plus éloignée qu'une autre du lieu de résidence d'un ménage quelconque. Aucune d'entre elles n'a donc d'intérêt significatif à proposer un salaire plus élevé pour attirer ce ménage en compensant des coûts de déplacement domicile-travail supérieurs. En d'autres termes, le taux de salaire n'a plus à dépendre de la distance au centre comme dans Ogawa et Fujita (1980), puisque toutes les firmes sont supposées localisées en $x = 0$ ²⁶.

Chaque ménage résidant en x et distant de son lieu de travail en 0 supporte finalement un coût quotidien proportionnel équivalent à $2tx$ pour ses déplacements, par exemple la somme des coûts en carburant et en maintenance liés à l'usage de sa voiture. Nous supposons donc l'absence d'une composante fixe dans le coût de déplacement : l'acquisition du véhicule par le ménage est antérieure, et les coûts d'assurance et de maintenance du véhicule ne comprennent aucune partie fixe. En outre, l'absence de congestion que nous ne souhaitons pas faire intervenir comme troisième défaillance de marché garantit parallèlement la forme linéaire des coûts de déplacement (consommation de carburant et temps de déplacement sont alors proportionnels au kilométrage parcouru).

Compte tenu des hypothèses précédentes, le programme du ménage s'écrit :

²⁶ Certes, en réintroduisant l'espace comme *input* pour les firmes, nous considérons paradoxalement qu'elles occupent formellement l'espace, et qu'elles ont des localisations distinctes. Nous avons déjà évoqué ce point dans le chapitre précédent. Il résulte de ces localisations distinctes qu'un ménage effectuant un déplacement domicile-travail vers l'une d'entre elles effectuerait bien une distance légèrement différente s'il allait vers l'une de ses voisines. Pour que ces deux distances soient équivalentes, on peut raisonnablement supposer que la taille du centre des emplois est relativement négligeable par rapport à la taille totale de la ville. Nous illustrons cette condition en section 3 par l'application numérique. En tout état de cause, envisager la distance domicile-travail exacte conduirait à réduire légèrement les distances totales parcourues, puisque nous ne considérons que la partie droite de la ville linéaire. Les effets d'une hausse des coûts de déplacement par la mise en place d'un péage urbain, que nous examinons dans la section 2, joueraient donc dans le même sens, mais avec une amplitude légèrement réduite.

$$\max_x U(S_i, z_i)$$

$$\text{sous la contrainte : } w - 2tx = R(x)S_i + z_i \quad (2.1)$$

La fonction d'utilité retenue pour le ménage peut être de type CES, à biens substituables ou complémentaires. Supposer des biens substituables est cependant compliqué à cause des surfaces de sol endogènes ; en effet dans ce cas, la surface de sol demandée à l'équilibre par le ménage dépend de la distance au centre. Si ce résultat est attendu quand on relâche l'hypothèse de fixité du lot foncier résidentiel, il compromet parallèlement la résolution analytique du modèle (Verhoef et Nijkamp, 2002, 2004). À l'inverse, nous verrons que le choix d'une fonction d'utilité à biens complémentaires annihile une telle source de complexité. C'est pourquoi nous retenons une telle forme fonctionnelle :

$$U(S_i, z_i) = \min\{\delta S_i, \gamma z_i\}, \delta \geq 0, \gamma \geq 0 \quad (2.2)$$

δ et γ représentent les parts respectives de chaque bien dans la consommation du ménage. Par définition de l'équilibre, les quantités d'équilibre en bien composite et en logement sont les mêmes pour tous. Quelle que soit leur localisation, et en raison de la complémentarité des biens, les ménages atteignent tous, grâce à ces consommations identiques, le même niveau d'utilité d'équilibre u^* et ils consomment les quantités $S_i^* = u^*/\delta$ et $z_i^* = u^*/\gamma$, qui sont telles que :

$$S_i^* = \frac{\gamma}{\delta} z_i^*. \quad (2.3)$$

L'atteinte de l'équilibre résulte de la mise en place du mécanisme standard d'enchères à la Alonso introduit dans le chapitre précédent. Chaque ménage i propose une enchère E_i . La fonction d'enchère individuelle $E_i = \psi^*(x, u^*)$ d'un ménage localisé en x indique le prix le plus élevé que celui-ci est prêt à payer pour une unité de sol située à une distance x du CBD, $x \in [r_0, r_{\max}]$, différente de la localisation qu'il occupe à l'équilibre. Cette fonction d'enchères requiert une utilisation alternative de la terre générant une rente constante et exogène notée θ_a , assimilée à une rente foncière agricole (ou prix de réserve foncier). À la frontière $r_{\max}$ entre zone résidentielle et

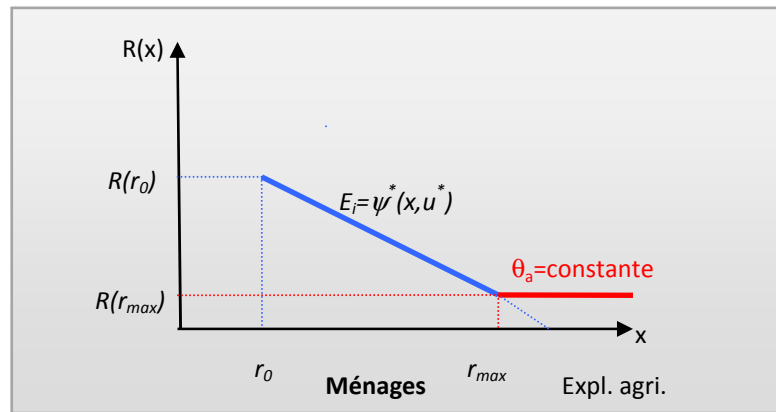
espaces agricoles, le propriétaire foncier est par définition indifférent entre céder son bien à un ménage ou un exploitant agricole. En $r_{\max}$, l'enchère foncière des ménages doit donc être juste égale à la rente agricole. En reprenant la contrainte budgétaire associée au niveau d'utilité d'équilibre u^* et les consommations optimales, la fonction d'enchère individuelle s'écrit :

$$\psi^*(x, u^*) = \frac{w - 2tx - u^*/\gamma}{u^*/\delta} \quad (2.4a)$$

$$\psi^*(r_{\max}, u^*) = \theta_a \quad (2.4b)$$

On obtient ainsi une courbe de rente foncière fondant le prix unitaire du sol $R(x) = \psi^*(x, u^*)$, décroissante avec la distance au centre, l'éloignement requérant en contrepartie des coûts de déplacement plus élevés (Fig. 2.2).

FIGURE 2.2 - Courbe de rente foncière unitaire (ménages seuls)



À tout x du centre, $x \in [r_0, r_{\max}]$, le ménage i qui a proposé l'enchère E_i s'installe. Au-delà de la frontière $r_{\max}$, ce sont les exploitants agricoles qui occupent le sol qu'ils ont acquis au prix de réserve θ_a .

La condition d'équilibre tirée de (2.4b) donne, si la condition (2.5b) est satisfaite :

$$u^* = \frac{\delta\gamma(w - 2tr_{\max})}{\delta + \gamma\theta_a} \quad (2.5a)$$

$$w - 2tr_{\max} \geq 0 \quad (2.5b)$$

Le niveau de revenu doit être suffisant pour permettre à chaque ménage, y compris celui localisé le plus loin du centre (en $r_{\max}$) de payer *a minima* ses déplacements domicile-travail.

2.1.2. L'équilibre de production des firmes

Les M firmes produisent chacune une fraction z_j du bien composite. Le niveau de production z_j est atteint : d'une part, par une combinaison entre une surface de sol S_j acquise au prix foncier unitaire $R(x)$ et une quantité L_j de travail rémunérée au taux de salaire unitaire w ; et d'autre part, par l'intensité des contacts (échanges d'information tacites) permis par une bonne accessibilité entre firmes voisines ; ces contacts sont mesurés par l'implantation en deux localisations respectives quelconques x et y . L'accessibilité est alors source d'efficacité externe sous la forme d'économies d'agglomération décroissantes avec la distance entre x et y .

L'introduction de surfaces de sol dans la fonction de production entraîne deux conséquences majeures par rapport à Verhoef et Nijkamp (2004). Premièrement, l'usage du sol conduit à considérer l'étalement de M firmes sur un centre des emplois qui n'est plus *spaceless* mais qui part de $x = 0$ et devient délimité par une frontière intérieure r_0 au-delà de laquelle s'étend l'espace résidentiel; deuxièmement, cet étalement impose d'envisager une distance explicite entre deux firmes²⁷.

Pour mesurer les économies d'agglomération, nous introduisons une fonction d'accessibilité agrégée $A(x)$ d'une firme localisée en x , comme un « paramètre » de productivité affecté positivement par les échanges d'information. Le programme de la firme s'écrit alors :

²⁷ Certes, nous avons indiqué que du point de la ville dans son ensemble, une telle distance pouvait être considérée comme négligeable, assimilant pour tous les ménages leur lieu de travail dans deux firmes distinctes à un unique point au centre de la ville. En revanche, du point de vue des firmes, une telle distance recouvre une réalité tangible sans laquelle il est plus difficile d'envisager les effets bénéfiques de la proximité.

$$\max_x \pi_j(x) = z_j - R(x)S_j - wL_j$$

$$\text{sous contrainte technologique : } z_j = A(x)f(S_j, L_j) \quad (2.6)$$

Les choix de spécification retenus découlent de ce qui suit. L'accessibilité locale prend une forme linéaire telle qu'elle entraîne la configuration monocentrique d'équilibre étudiée, comme précisé dans le chapitre 1 :

$$a(x, y) = \lambda - \rho|x - y|, \lambda \geq 0, \rho \geq 0 \quad (2.7a)$$

L'accessibilité locale dépend positivement d'un paramètre λ décrivant, sous la forme d'une constante d'accessibilité, des économies d'agglomération forfaitaires, indépendantes de la proximité géographique entre deux firmes, et négativement de la mesure de la décroissance de cet effet liée à la distance ρ (Fujita et Thisse, 2003)²⁸.

Pour chaque firme localisée en x , l'accessibilité agrégée est égale à la somme des accessibilités locales ; ce sont tous les échanges d'information tacites dont une firme localisée en x bénéficie de ses voisines ; ils constituent ici l'intégralité des économies d'agglomération. Si l'accessibilité locale est linéaire, alors l'accessibilité agrégée est donnée par :

$$A(x) = \int_{-r_0}^{r_0} [\lambda - \rho|x - y|]m(y)dy \quad (2.7b)$$

Nous conservons la spécification de la fonction de production retenue dans Ogawa et Fujita (1980). La surface de sol et la quantité de travail utilisées nous paraissent assez naturellement complémentaires comme facteurs de production : il semble difficile de substituer, même partiellement, des mètres carrés de bureau à des travailleurs pour garder inchangé le niveau de production. Une discussion plus large pourrait s'ouvrir avec Verhoef et Nijkamp (2002) où les deux intrants sont le travail et l'énergie

²⁸ Nous ne retenons pas la forme exponentielle inversée qui produit des centres des emplois multiples incompatibles avec la forme urbaine étudiée ici (Fujita et Ogawa, 1982).

consommée. Compte tenu de la nature des facteurs, nous retenons donc la forme suivante pour la fonction de production, et z_j devient :

$$f(S_j, L_j) = \min\{\alpha S_j, \beta L_j\} \quad \alpha \geq 0, \beta \geq 0 \quad (2.8a)$$

$$z_j = A(x) \min\{\alpha S_j, \beta L_j\} \quad (2.8b)$$

α et β sont les intensités respectives en facteur sol et en facteur travail. Les quantités de sol et de travail utilisées par chaque firme pour leur production sont alors liées par (2.9a), et le nombre $m(y)$ de firmes à toute distance y du centre, $y \in [0, r_0]$, est donné par (2.9b) :

$$S_j = \frac{\beta}{\alpha} L_j \quad (2.9a)$$

$$m(y) = \frac{1}{S_j} \quad (2.9b)$$

Pour rester indifférentes à leur localisation à l'intérieur du *CBD*, les firmes doivent atteindre, dans ces conditions, le même niveau de profit d'équilibre, l'ajustement se faisant alors par des valeurs différenciées de A en fonction de x : $x \neq y$ implique : $\pi_j(x) = \pi_j(y)$. L'équilibre résulte de la mise en place d'un mécanisme d'enchères entre firmes. Chaque firme j propose une enchère E_j . La fonction d'enchère individuelle $E_j = \phi^*(x, \pi_j^*)$ d'une firme localisée en x indique le prix le plus élevé qu'une firme réalisant un profit π_j^* accepte de payer à l'équilibre pour un mètre carré d'usine ou de bureau localisé en x . L'enchère de la firme s'obtient en utilisant (2.8b) puis en remplaçant S_j et L_j dans (2.6) :

$$\pi_j(x) = z_j \left(1 - \frac{R(x)}{\alpha A(x)} - \frac{w}{\beta A(x)} \right) \quad (2.10a)$$

La condition d'équilibre de long terme impose $\pi_j^*(x) = 0$. Pour $z_j \neq 0$, la relation précédente implique :

$$1 - \frac{R(x)}{\alpha A(x)} - \frac{w}{\beta A(x)} = 0 \quad (2.10b)$$

À chaque distance $x, x \in [0, r_0]$, la firme j qui a proposé l'enchère E_j occupe le sol. On obtient ainsi une courbe de rente foncière unitaire fondant le prix du sol pour un niveau de profit nul : $R(x) = \phi^*(x, 0)$. La fonction d'enchère individuelle de la firme s'écrit :

$$\phi^*(x, 0) = \alpha A(x) - w \frac{\alpha}{\beta} \quad (2.10c)$$

2.1.3. L'équilibre du modèle sans pollution

Dans ce paragraphe, nous décrivons l'équilibre de la forme urbaine monocentrique issu de la confrontation des ménages et des firmes sur trois marchés : le marché du bien composite, le marché du travail et le marché foncier.

Comme les N ménages sont identiques en termes de revenus et de préférences, et compte tenu de la complémentarité des biens retenue pour la fonction d'utilité, ils atteignent à l'équilibre un même niveau d'utilité u^* , qui impose la même combinaison d'une quantité de sol S_i^* et de bien composite z_i^* . À l'équilibre, cette demande totale $N \times z_i^*$ est égale à la production totale des firmes $M^* \times z_j^*$. Pour la suite, nous posons $z_i^* = z^*$.

L'équilibre sur le marché du travail impose :

$$M^* = \frac{N}{L_j^*} \quad (2.11)$$

À l'équilibre, les N ménages actifs sont employés par M^* firmes individuellement demandeuses d'une quantité minimale L_j^* de travail. Comme toutes les firmes utilisent la même technologie de production, et compte tenu de la condition d'équilibre de long terme et des propriétés particulières de cette technologie impliquant notamment la relation fonctionnelle (2.9a) entre S_j^* et L_j^* , les quantités utilisées de travail et de sol sont identiques pour toutes les firmes.

Trois séries de conditions sur le marché foncier sont requises à l'équilibre. La première formalise l'analyse graphique de la figure 2.3 :

$$\phi^*(x,0) \geq \psi^*(x,u^*), x \in [0, r_0] \quad (2.12a)$$

$$\psi^*(x,u^*) \geq \phi^*(x,0), x \in [r_0, r_{\max}] \quad (2.12b)$$

$$\psi^*(r_{\max}, u^*) = \theta_a \quad (2.4b)$$

À l'intérieur du *CBD*, les firmes proposent une enchère systématiquement plus élevée que les ménages (2.12a). En zone résidentielle, ce sont les ménages qui proposent l'enchère la plus élevée (2.12b). À la frontière de la ville, on rappelle que l'enchère proposée par les ménages s'égale au prix de réserve foncier (2.4b).

On rappelle également que $m(x)$ est le nombre de firmes à une distance quelconque x du centre, $n(x)$ le nombre de ménages en x . Il en découle la double condition suivante sur les lieux d'implantation des agents :

$$m(x) = \frac{1}{S_j^*}, n(x) = 0, x \in [0, r_0] \quad (2.13a)$$

$$m(x) = 0, n(x) = \frac{1}{S_i^*}, x \in [r_0, r_{\max}] \quad (2.13b)$$

Le nombre de firmes à une distance x du centre est inversement proportionnel à la surface de sol consommée, et le nombre de ménages dans le *CBD* est nul pour tout x . On a une configuration inversée en zone résidentielle. Dans l'agglomération, tout l'espace est occupé par les firmes et les ménages, alors que dans le *CBD*, l'espace est occupé par les seules firmes :

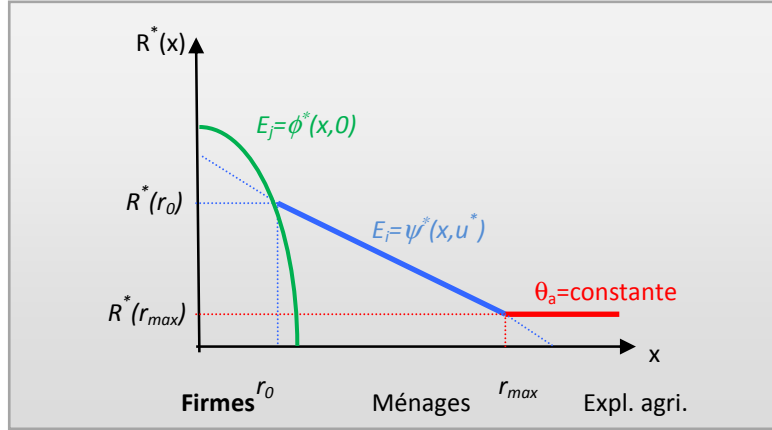
$$M^* S_j^* = 2r_0 \quad (2.14a)$$

$$N S_i^* = 2(r_{\max} - r_0) \quad (2.14b)$$

Ces trois séries de conditions traduisent que l'équilibre sur le marché foncier reste conditionné au mécanisme d'enchères individuelles élargi : à toute distance du centre, ce sont finalement les ménages *et* les firmes qui entrent en concurrence pour

l'acquisition du sol : en tout x , c'est toujours l'agent qui propose l'enchère la plus élevée qui s'implante (Fig. 2.3).

FIGURE 2.3 - Courbe de rente foncière unitaire (ménages et firmes)



La courbe de rente foncière unitaire d'équilibre est maintenant telle que $R^*(x) = \max\{E_i, E_j\}, x \in [0, r_{\max}]$. Chaque portion de courbe décrit l'enveloppe supérieure des enchères proposées. Dans le centre ($x \in [0, r_0]$), les firmes soucieuses de se regrouper pour bénéficier des économies d'agglomération proposent une enchère E_j plus élevée que les ménages. Cette enchère est maximale en $x = 0$, là où les économies d'agglomération sont les plus fortes (car la distance moyenne à la firme voisine est minimale) : nous le montrons analytiquement plus bas. Dans la zone résidentielle, ($x \in [r_0, r_{\max}]$), moins intéressées par une dispersion relative qui les isole, les firmes offrent une enchère moindre ; ce sont les ménages qui s'implantent.

Nous recherchons les valeurs d'équilibre de $S_i^*, z_i^*, n(x), r_0, r_{\max}, M^*, S_j^*, L_j^*, m(x), A^*(x), R^*(x)$, variables endogènes, en fonction de N, w, θ_a, t , variables exogènes, et des paramètres $\alpha, \beta, \delta, \gamma, \lambda, \rho$. La valeur de la frontière intérieure r_0 , limite du CBD, est tirée de (2.9a), (2.11) et (2.14a) :

$$r_0 = \frac{\beta N}{2\alpha} \quad (2.15)$$

À la différence d'Alonso (1964), la taille du centre des emplois est donc endogène. Toutefois, la valeur de r_0 ne dépend pas du coût unitaire de déplacement. Une telle propriété est spécifique à la complémentarité retenue pour les facteurs de

production, qui permet la relation fonctionnelle simple (2.9a) entre les quantités de sol et de travail utilisées. Pour la même raison, elle est également indépendante du taux de salaire w et de la rente foncière agricole θ_a . La suite de la résolution permet d'obtenir les valeurs d'équilibre relatives aux ménages : en combinant (2.11), (2.14a) et (2.14b), on obtient celle de la frontière extérieure :

$$r_{\max} = \frac{N(\beta(\delta + \gamma\theta_a) + \alpha\gamma w)}{2\alpha(\delta + \gamma(\theta_a + Nt))} \quad (2.16)$$

Les valeurs d'équilibre des surfaces de sol, nombre de ménages et quantité de bien composite sont alors :

$$S_i^* = \frac{\gamma}{\alpha} \frac{(\alpha w - \beta N t)}{(\delta + \gamma(\theta_a + N t))} \quad (2.17a)$$

$$n(x) = \frac{\alpha}{\gamma} \frac{(\delta + \gamma(\theta_a + N t))}{(\alpha w - \beta N t)} \quad (2.17b)$$

$$z^* = \frac{\delta(\alpha w - \beta N t)}{\alpha(\delta + \gamma(\theta_a + N t))} \quad (2.18)$$

si la condition suivante est respectée :

$$0 \leq t \leq \frac{\alpha w}{\beta N} \quad (2.19)$$

Plus N est élevé, plus la frontière $r_{\max}$ est éloignée, d'après (2.16). La condition (2.19) implique que l'étalement urbain provoqué par une hausse de la population doit s'accompagner de valeurs suffisamment faibles de t pour que la contrainte budgétaire du ménage reste respectée en tout point de la ville. Si, suite à une hausse de la population, la valeur de t passe au-dessus du seuil requis par la condition (2.19), alors les ressources des ménages les plus éloignés deviennent insuffisantes pour supporter des coûts de déplacement alourdis par l'étalement urbain. Le risque d'apparition de centres des emplois secondaires, à la source de distances domicile-travail moyennes plus courtes, serait alors d'autant plus fort que le taux de salaire w perçu par les ménages est faible. En d'autres termes, la condition (2.19) appuie les résultats mis en avant par

Fujita et Thisse (2003) selon lesquels seuls des coûts de déplacement suffisamment faibles sont compatibles avec la forme urbaine monocentrique.

La frontière extérieure augmente avec la population et le taux de salaire, mais diminue avec la rente foncière agricole. Les mécanismes à l'œuvre sont standard (Fujita, 1989) : une hausse de la population entraîne un éloignement de la frontière urbaine via un double mécanisme ; d'abord, à cause d'une pression sur les prix fonciers en tout lieu qui contraint les exploitants agricoles à la lisière de la ville à abandonner des lieux où le prix de réserve foncier est maintenant inférieur à l'enchère des ménages; ensuite, via un éloignement de la limite du *CBD* r_0 qui dépend aussi positivement de N , d'après (2.15), et qui repousse les ménages sur un segment plus éloigné en zone résidentielle. En effet, une population plus nombreuse entraîne, selon (2.11), soit une augmentation du nombre de firmes consommant individuellement la même quantité de travail, soit une augmentation du nombre de travailleurs employés par chaque firme (à nombre de firmes inchangé), soit enfin une augmentation simultanée du nombre de firmes et des quantités de travail individuellement consommées ; dans les trois cas, les surfaces totales de sol consommées par les firmes augmentent, soit en raison de la complémentarité des facteurs qui les fait varier dans le même sens que les quantités de travail, soit en raison du nombre de firmes plus élevé, si les quantités individuelles de travail n'augmentent pas. Ces deux effets alternatifs provoquent tous deux le recul de la limite du *CBD*.

Un taux de salaire plus élevé relâche la contrainte budgétaire, situation favorable à la fois à une plus forte utilisation de sol et à une plus grande capacité à payer pour les déplacements, deux phénomènes favorisant le recul de la limite urbaine. La hausse de la rente foncière agricole provoque à l'inverse une contraction de la ville, résultant de deux effets opposés : premièrement, en excédant l'enchère des ménages les plus éloignés du centre, ce prix de réserve plus élevé permet maintenant aux exploitants agricoles de s'implanter plus près; deuxièmement, une telle relocalisation des ménages plus près du centre en moyenne provoque une hausse des prix partout en zone résidentielle, ce qui a pour effet opposé de repousser la frontière de la ville. Ce deuxième effet est toutefois systématiquement moindre que le premier, et la valeur finale de $r_{\max}$ issue d'une hausse de θ_a comme résultat de ces deux effets contradictoires, traduit toujours une contraction de la ville.

Dans une ville linéaire, en raison de la complémentarité des biens retenue pour l'utilité, la surface de sol demandée par le ménage à l'équilibre ne dépend plus de la distance au centre (alors qu'avec une fonction à biens substituables, on aurait une surface de logement qui augmente avec cette distance). La surface d'équilibre augmente avec le salaire mais diminue avec la taille de la population et avec la rente foncière agricole. Le premier mécanisme est celui explicité ci-dessus : le relâchement de la contrainte budgétaire permet l'acquisition de plus grandes surfaces de logement, toutes choses égales par ailleurs. En revanche, une hausse de la population pousse les prix fonciers à la hausse et l'utilisation de sol à la baisse, phénomène accentué par l'étalement du *CBD* qui contraint parallèlement les ménages sur un segment plus éloigné. De même, nous avons indiqué qu'une hausse du prix de réserve foncier impliquait une contraction géographique de la ville. Le même nombre de ménages doit donc désormais se partager, dans un espace restreint, de plus petites surfaces de sol, la taille du *CBD* restant par ailleurs, dans ce dernier cas, inchangée. Enfin, en raison de la complémentarité des biens, l'évolution de la quantité d'équilibre du bien composite par rapport à N , à w et à θ_a est comparable à celle de la surface de sol. La sensibilité de ces trois variables par rapport à t sera analysée dans la section suivante.

Une telle série de résultats est liée au choix d'une fonction d'utilité à biens complémentaires. Le choix d'une fonction d'utilité à biens substituables engendrerait un modèle sensiblement moins facile à manier²⁹.

²⁹ En effet, la relation fonctionnelle simple (2.3) entre les quantités de sol et de bien composite autorisée par la complémentarité ne tient plus. Comme la substituabilité implique qu'une plus grande quantité de sol s'accompagne d'une moindre quantité de bien composite consommé, il existe à toute distance du centre une infinité de combinaisons possibles entre les deux biens permettant d'atteindre le même niveau d'utilité. Certes, la tangence classique d'une courbe d'indifférence décroissante et convexe dans un plan $\{S_i, z_i\}$ avec la droite de contrainte budgétaire (inchangée) garantit l'unicité de la combinaison $\{S_i^*, z_i^*\}$ d'équilibre (Fujita, 1989), comme présenté dans le chapitre 1. En revanche, les valeurs des deux biens consommés à l'équilibre n'admettent plus d'expression analytique simple. Un premier niveau de résolution conduit cependant à remarquer que dans le cas d'une fonction d'utilité à biens substituables, la surface de sol demandée à l'équilibre par le ménage augmenterait avec la frontière $r_{\max}$ de la ville

Le reste du modèle se résout comme suit. L'égalisation des enchères des firmes et des ménages en $x = r_0$ donne, d'après (2.4a) et (2.10c) :

$$\alpha A(r_0) - w \frac{\alpha}{\beta} = \frac{w - 2tr_0 - z^*}{S_i^*} \quad (2.20)$$

On peut résoudre $A^*(x)$ en r_0 depuis (2.7b), si la condition (2.21b) est satisfaite :

$$A(r_0) = \frac{N(2\alpha\beta - \rho\beta N)}{2\alpha L_j} \quad (2.21a)$$

$$2\alpha\beta - \rho\beta N \geq 0 \quad (2.21b)$$

En remplaçant ensuite r_0 , S_i^* et z_i^* dans (2.20) par leurs valeurs d'équilibre en (2.15), (2.17a) et (2.18), on obtient l'expression de L_j^* , si la condition (2.21b) est satisfaite :

$$L_j^* = \frac{\beta N(2\alpha\lambda - \rho\beta N)}{2[\beta(\theta_a + Nt) + \alpha w]} \quad (2.22)$$

On reporte cette valeur dans l'expression de $A^*(x)$ tirée de (2.7b), pour obtenir la valeur d'équilibre de la fonction d'accessibilité agrégée, si les conditions (2.21b) et (2.23b) sont satisfaites :

$$A^*(x) = \frac{[\beta(\theta_a + Nt) + \alpha w][4\lambda N - (\beta/\alpha)\rho N^2 - 4(\alpha/\beta)\rho x^2]}{2\beta N(2\alpha\lambda - \rho\beta N)} \quad (2.23a)$$

$$4\lambda N - (\beta/\alpha)\rho N^2 - 4(\alpha/\beta)\rho x^2 \geq 0 \quad (2.23b)$$

Cette dernière condition doit être satisfaite sur toute la plage de valeurs de x à l'intérieur du CBD. Les économies d'agglomération représentées par $A^*(x)$ forment une courbe en demi-U inversé autour du centre de la ville, forme qui détermine

(dont on n'obtient pas non plus d'expression simple), alors que la quantité de bien composite consommée diminuerait, toutes choses égales par ailleurs. Dans une telle situation où il faudrait considérer $r_{\max}$ comme exogène pour l'interprétation (car sans solution analytique simple), la valeur d'équilibre du sol consommé diminuerait intuitivement avec la taille de la population N .

également celle de l'enchère des firmes, dont la plus haute est proposée en ce point où l'externalité positive est maximale (*Fig. 2.3*). $A^*(x)$ augmente avec w et θ_a . Un taux de salaire supérieur entraîne une baisse conjointe des quantités de travail et de sol utilisées. Comme d'après (2.15), la taille du centre des emplois est indépendante de w , il en résulte qu'un plus grand nombre de firmes s'implante dans la même zone, poussant l'accessibilité entre firmes à la hausse. En limitant la quantité de sol utilisée par chaque firme, une hausse du prix de réserve agit de la même manière. L'effet d'une augmentation de population est en revanche ambigu. La sensibilité de $A^*(x)$ à t sera analysée dans la section suivante. Nous y verrons également les effets d'une augmentation des coûts de déplacement pour un choix alternatif de spécification de la fonction de production.

Nous obtenons enfin la valeur d'équilibre de S_j^* en reportant la valeur de L_j^* dans (2.9a), si la condition (2.21b) est satisfaite :

$$S_j^* = \frac{\beta^2 N (2\alpha\lambda - \rho\beta N)}{2\alpha[\beta(\theta_a + Nt) + \alpha w]} \quad (2.24)$$

2.2. La mise en place du péage urbain

Dans cette section, nous introduisons une pollution émise par les déplacements domicile-travail des ménages actifs. Cette dernière est d'ordre sanitaire (polluants atmosphériques automobiles tels que les particules fines, dioxydes d'azote...à l'exclusion des gaz à effet de serre), le dommage environnemental se concrétisant par une dégradation de la qualité de l'air. Nous nous intéressons ensuite à la correction du dommage par la mise en place d'une écotaxe.

2.2.1. L'équilibre avec pollution en situation de laisser-faire

Les N ménages polluant par leurs déplacements domicile-travail sont employés par les M firmes supposées non polluantes dans leur activité productive (dont le programme, inchangé, reste décrit par la relation (2.6)). Nous souhaitons isoler l'effet des seuls déplacements domicile-travail sur le dommage environnemental, avant

d'envisager l'effet d'une taxe sur les nouveaux choix de localisation résidentielle des ménages.

Par leurs déplacements quotidiens en voiture individuelle, les ménages produisent des émissions polluantes entre une provenance quelconque x , $x \in [r_0, r_{\max}]$, lieu de résidence, et une destination $x=0$, lieu de travail. Cette fonction de pollution est linéaire par rapport à la pollution globale sur toute l'aire géographique étudiée, de sorte que : d'une part, la fonction de pollution est croissante avec la distance domicile-travail; et d'autre part, dans une ville linéaire, le dommage marginal est constant avec la distance domicile-travail. De cette manière, la pollution est homogène sur tout le territoire urbain.

L'hypothèse d'émissions polluantes produites linéairement avec la distance parcourue, exprimée en kilomètres, est notamment adoptée par Verhoef et Nijkamp (2004)³⁰. Puisqu'en chaque lieu x réside un nombre $n(x)$ de ménages se déplaçant pour aller travailler chaque jour en $x=0$, la fonction de pollution est spécifiée ainsi :

$$E(x) = 2kn(x)x \quad \forall x \in [r_0, r_{\max}] \quad (2.25a)$$

Avec k paramètre de pollution unitaire. À chaque distance x , puisque nous supposons qu'il n'existe pas de pollution des firmes, cette pollution des ménages constitue l'intégralité des émissions. La fonction de pollution est alors définie par les émissions produites par tous les déplacements depuis une localisation quelconque x . En remplaçant $n(x)$ par sa valeur d'équilibre en (2.17b), la fonction de pollution d'équilibre s'écrit en tout x , $x \in [r_0, r_{\max}]$:

$$E^*(x) = \frac{2k\alpha}{\gamma} \frac{(\delta + \gamma(\theta_a + Nt))}{(\alpha\omega - \beta Nt)} x \quad (2.25b)$$

³⁰ Cette hypothèse un peu forte nous fait admettre deux simplifications : l'une concerne les premiers kilomètres effectués moteur froid par le véhicule quittant le domicile, que nous ne considérons pas comme plus polluants que les suivants; l'autre, plus importante, est à nouveau relative à l'absence de congestion sur l'ensemble du parcours.

La fonction de pollution en une localisation quelconque x augmente avec la population N . Nous avons précisé plus haut qu'une hausse de N impliquait la consommation de plus faibles surfaces individuelles de sol par les ménages. D'après la relation (2.13b) leur densité en x augmente donc, ainsi que le nombre de déplacements domicile-travail. Le mécanisme à l'œuvre est parfaitement comparable en cas de hausse du prix de réserve foncier θ_a , choc qui conduit également à une baisse des surfaces de sol consommées individuellement et à une augmentation de la densité de ménages en tout point. Une hausse du taux de salaire provoque en revanche l'effet inverse : le desserrement de la contrainte budgétaire permet, toutes choses égales par ailleurs, l'acquisition en tout x de plus grandes surfaces de logement ; la densité de ménages diminuant, le nombre de déplacements est également réduit, ce qui conduit à une baisse de la fonction de pollution.

L'introduction de la pollution implique le passage du coût monétaire privé supporté par le seul automobiliste (présenté dans la section 1) à un coût social plus large où on admet que le dommage environnemental est subi par la collectivité entière (la ville). La pollution totale à l'équilibre ET_1 est définie comme la somme des fonctions de pollution pour toutes les localisations x , $x \in [r_0, r_{\max}]$:

$$ET_1 = \int_{r_0}^{r_{\max}} E^*(x) dx \quad (2.26a)$$

Il s'agit de l'ensemble de la pollution émise par les déplacements domicile-travail des N ménages actifs de la ville, quelle que soit leur localisation. En remplaçant $E^*(x)$ par sa valeur en (2.25b) :

$$ET_1 = \frac{kN^2 [\beta(2\delta + \gamma(2\theta_a + Nt)) + \alpha\gamma w]}{4\alpha(\delta + \gamma(\theta_a + Nt))} \quad (2.26b)$$

Nous désignons par $c_1(x)$ la fonction de coûts de déplacement supportés par un ménage résidant en x et se déplaçant pour travailler en $x = 0$:

$$c_1(x) = 2tx \quad \forall x \in [r_0, r_{\max}] \quad (2.27a)$$

Cette dernière expression représente les coûts privés de déplacement identifiés dans la contrainte budgétaire du ménage. Le coût total de déplacement CT_1 est constitué de la somme des fonctions de coûts de déplacement subis par les N ménages de la ville à toutes les localisations x , $x \in [r_0, r_{\max}]$. Comme les fonctions de pollution et de déplacement sont toutes deux exprimées linéairement au kilomètre parcouru, le coût total peut être calculé comme la pollution totale en remplaçant simplement k par t :

$$CT_1 = \int_{r_0}^{r_{\max}} n(x)c_1(x)dx \quad (2.27b)$$

$$CT_1 = \frac{tN^2[\beta(2\delta + \gamma(2\theta_a + Nt)) + \alpha\gamma w]}{4\alpha(\delta + \gamma(\theta_a + Nt))} \quad (2.27c)$$

On définit les coûts sociaux des transports CST_1 comme la somme du coût monétaire privé et de la pollution totale:

$$CST_1 = CT_1 + ET_1 \quad (2.28a)$$

$$CST_1 = \frac{(k+t)N^2[\beta(2\delta + \gamma(2\theta_a + Nt)) + \alpha\gamma w]}{4\alpha(\delta + \gamma(\theta_a + Nt))} \quad (2.28b)$$

À l'instar d'Arnott *et al.* (1990), nous considérons que la minimisation des coûts sociaux des transports constitue l'objectif du régulateur. Les coûts sociaux des transports étant linéaires par addition de CT_1 et ET_1 , les effets d'une variation de N , w et θ_a jouent dans le même sens : une hausse du taux de salaire w entraîne une augmentation du coûts sociaux des transports, tandis qu'une hausse du prix de réserve foncier θ_a entraîne leur diminution, en raison de la contraction de la ville. Une hausse de la population N implique toujours un effet net à la hausse. Les coûts sociaux des transports augmentent par ailleurs avec une hausse du paramètre de pollution unitaire k .

2.2.2. L'équilibre avec écotaxe

Dans ce paragraphe, nous nous intéressons à la mise en place d'une politique publique par un régulateur local (par exemple une collectivité locale autorité

organisatrice de transports) désireux de minimiser les coûts sociaux des transports par la réduction de la pollution automobile. Nous nous attachons aux effets d'une taxe environnementale appliquée aux déplacements domicile-travail des ménages actifs; d'une part, sur l'atteinte d'un objectif de réduction de la pollution telle que décrite dans le paragraphe précédent; et d'autre part, sur une meilleure maîtrise de l'étalement urbain, par le rapprochement de la limite urbaine favorable à la ville compacte. Nous vérifions enfin que les effets du péage sur les économies d'agglomération dont bénéficieraient les firmes en situation de laisser-faire ne sont pas néfastes et deviennent même, aux conditions précisées, positifs.

Internaliser un dommage environnemental, c'est élargir la valeur d'un coût monétaire privé de déplacement à un coût généralisé incluant un coût environnemental additionnel. Le dommage environnemental est internalisé par la mise en place d'une taxe. Le programme de la firme non-polluante n'est pas modifié par la mise en place d'une écotaxe. Les hypothèses relatives au ménage restent inchangées, sauf la suivante : le régulateur local décide de la mise en place d'une taxe sous la forme d'un péage urbain kilométrique de montant unitaire τ , $\tau > 0$, destiné à corriger le dommage environnemental provoqué par les déplacements domicile-travail. Les ménages actifs doivent désormais s'acquitter d'un montant d'écotaxe au kilomètre qui vient s'ajouter au coût initial tel que :

$$c_2(x) = 2(t + \tau)x \quad (2.29)$$

$c_2(x)$ est assimilé au coût généralisé de déplacement en mode voiture individuelle du ménage localisé en x .

La surface de sol d'équilibre demandée par un ménage i et le nombre de ménages à une distance x du centre deviennent, pour $x \in [r_0, r_{\max}]$ et si la condition modifiée (2.19') est satisfaite :

$$S_i^* = \frac{\gamma}{\alpha} \frac{(\alpha w - \beta N(t + \tau))}{(\delta + \gamma(\theta_a + N(t + \tau)))} \quad (2.17a')$$

$$n(x) = \frac{\alpha}{\gamma} \frac{(\delta + \gamma(\theta_a + N(t + \tau)))}{(\alpha w - \beta N(t + \tau))} \quad (2.17b')$$

$$\alpha w - \beta N(t + \tau) \geq 0 \quad (2.19')$$

Résultat 1: après mise en place d'un péage urbain kilométrique dans une ville monocentrique linéaire à centre endogène où les agents choisissent librement les quantités de sol, la surface de sol demandée à l'équilibre à toute distance du centre par un ménage quelconque i est inférieure à la surface en situation de laisser-faire, et le nombre de ménages augmente partout à l'intérieur de la ville. Ce résultat est valable pour toute valeur de $(t + \tau)$, c'est-à-dire quel que soit le niveau initial des coûts de déplacement, ou quel que soit le montant du péage appliqué, tant que la condition (2.19') et la contrainte budgétaire du ménage sont respectées.

Une telle propriété est conditionnée aux spécifications retenues pour les fonctions d'utilité et de production. En raison de la complémentarité des biens supposée pour la fonction d'utilité, la surface de sol reste indépendante de x et identique pour tous les ménages. Dans l'arbitrage utilisation de sol/ accessibilité, l'introduction du péage, en minorant la part du budget disponible pour le logement, vient réduire la quantité de sol consommable à l'équilibre. La consommation de bien composite est également influencée à la baisse.

La frontière extérieure de la ville devient :

$$r_{\max} = \frac{N(\beta(\delta + \gamma\theta_a) + \alpha\gamma w)}{2\alpha(\delta + \gamma(\theta_a + N(t + \tau)))} \quad (2.16')$$

Résultat 2: la mise en place d'un péage urbain kilométrique dans une ville monocentrique linéaire à centre endogène où les agents choisissent librement les quantités de sol conduit à la densification de la ville par relocalisation d'une partie des ménages plus près du CBD. La taille de cette zone reste inchangée. Ce résultat est valable pour toute valeur de $(t + \tau)$, c'est-à-dire quel que soit le niveau initial des coûts de déplacement, ou quel que soit le montant du péage appliqué, tant que la condition (2.19') et la contrainte budgétaire du ménage sont respectées.

La baisse des surfaces de sol individuellement consommées par les ménages entraîne, en toute localisation $x \in [r_0, r_{\max}]$, une hausse de leur densité $n(x)$. Comme la population est identique et que, d'après la relation (2.15), la taille du CBD n'est pas

influencée par une variation de t , alors il en résulte un effet négatif sur la frontière $r_{\max}$ et la ville devient plus compacte qu'avant la mise en place du péage.

La fonction d'accessibilité agrégée devient :

$$A^*(x) = \frac{[\beta(\theta_a + N(t + \tau)) + \alpha w][4\lambda N - (\beta/\alpha)\rho N^2 - 4(\alpha/\beta)\rho x^2]}{2\beta N(2\alpha\lambda - \rho\beta N)} \quad (2.23a')$$

Résultat 3 : la mise en place d'un péage urbain kilométrique dans une ville monocentrique linéaire à centre endogène renforce les économies d'agglomération dont bénéficient les firmes à l'équilibre en chaque point du CBD. Ce résultat est valable pour toute valeur de $(t + \tau)$, c'est-à-dire quel que soit le niveau initial des coûts de déplacement, ou quel que soit le montant du péage appliqué, tant que les conditions (2.21b) et (2.23b) sont respectées.

Le résultat 3 est dû à la sensibilité de chaque facteur de production à t : à l'équilibre, une augmentation du coût unitaire de déplacement provoque une baisse conjointe des quantités de travail et de sol consommées. En effet, le renchérissement du sol entraîne, en accord avec le résultat 2, l'installation d'un plus grand nombre de ménages à proximité du CBD, ce qui vient augmenter le prix du sol pour l'ensemble des agents. Cette hausse incite les firmes à consommer une plus faible quantité de ce facteur pour leur production. Or, d'après (2.9b), la densité de firmes en chaque point du CBD est inversement proportionnelle à la surface individuelle consommée : elle augmente donc après mise en place du péage. En outre, la définition (2.7b) implique un effet positif de la densité des firmes sur l'accessibilité. En d'autres termes, on se retrouve avec un plus grand nombre de firmes consommant individuellement de plus petites surfaces de sol sur un espace de taille inchangée car, nous l'avons indiqué, insensible à la variation de t d'après (2.15). Or, les économies d'agglomération dépendent positivement du nombre de firmes en ce sens que chacune d'entre elles aura des échanges d'information plus fréquents avec ses plus nombreuses voisines : ils sont donc renforcés par la mise en place du péage.

Ce résultat reste conditionné à la forme Leontief retenue pour la fonction de production et au fait que les entreprises ne sont pas touchées par l'écotaxe. En particulier, la relation (2.15) de taille du CBD est directement issue de la

complémentarité entre facteurs. Le choix d'une spécification alternative pour la fonction de production complique l'obtention des résultats. Par exemple, avec une fonction à facteurs substituables, la perte de la relation fonctionnelle simple entre S_j et L_j en (2.9a) ne permet plus la résolution analytique complète du modèle. L'introduction d'un degré de substituabilité entre les facteurs impliquerait que la mise en place du péage, en provoquant une hausse du prix du sol qui incite un plus grand nombre de ménages à se rapprocher du centre, favorise la compensation de la baisse de la quantité de sol individuellement utilisée par les firmes par une quantité plus importante de travail; il en résulterait une baisse du nombre de firmes, d'après (2.11) et avec N inchangé, utilisant individuellement moins de sol. La taille du *CBD* se trouverait donc, d'après (2.14a), inférieure au cas de référence. D'un autre côté, la baisse des surfaces impliquerait une hausse de la densité en firmes dans ce centre réduit. D'après (2.7b), tout dépendrait donc de cette augmentation de la densité, qui viendrait accroître la valeur de la fonction d'accessibilité agrégée, relativement à la baisse de r_0 , borne supérieure de l'intervalle d'intégration dans l'équation. Avec des facteurs substituables, l'effet net du péage sur l'accessibilité, indéfini *a priori*, demanderait à être précisé par des simulations numériques spécifiques.

Par ailleurs, si les firmes se montraient elles aussi touchées par l'écotaxe, par exemple sous la forme d'une prise en charge partielle des frais de déplacement domicile-travail de leurs salariés, alors, en se situant à nouveau dans le cas de référence d'une fonction Leontief, la hausse du prix du sol provoquée par la taxe conduirait de la même manière à une baisse conjointe des quantités de sol et de travail consommées, et à des firmes plus nombreuses sur un *CBD* de taille toujours inchangée, d'après (2.15). Toutefois, l'augmentation des prix fonciers serait ici limitée car les ménages, moins « surtaxés » dans leurs déplacements relativement à la situation précédente, chercheraient moins systématiquement à se rapprocher du centre. Les quantités de sol utilisées individuellement par les firmes baisseraient donc là aussi, mais moins que dans le cas de référence. L'augmentation de la densité en firmes serait moindre en tout point du *CBD* et l'effet attendu sur l'accessibilité resterait positif, mais de plus faible amplitude.

2.2.3. Les effets de la mise en place du péage urbain

Par la mise en place d'un instrument environnemental sous la forme d'un péage urbain kilométrique, le régulateur procède à la minimisation des coûts sociaux des transports tel qu'exprimé en (2.28b) :

$$\min_{t+\tau} \left[CST_1 = \frac{(k + (t + \tau))N^2 [\beta(2\delta + \gamma(2\theta_a + N(t + \tau))) + \alpha\gamma w]}{4\alpha(\delta + \gamma(\theta_a + N(t + \tau)))} \right]$$

Nous recherchons la valeur du coût généralisé de déplacement soit, avec la mise en place de l'écotaxe, $(t + \tau)$, qui minimise les coûts sociaux des transports. Le coût unitaire de déplacement t est connu du régulateur (par exemple, le prix du carburant à la pompe de l'année précédant la mise en place de la taxe, multiplié par la consommation unitaire moyenne des voitures particulières), il pourra en déduire le montant de péage τ à appliquer sur un réseau de voies urbaines déterminées. À l'instar d'Arnott *et al.* (1990), nous qualifions d'optimal le montant de la taxe qui minimise les coûts sociaux des transports. L'annulation de la dérivée par rapport à $(t + \tau)$ donne la valeur optimale positive (2.30a), si les conditions (2.30b) et (2.30c) sont vérifiées :

$$(t + \tau)^0 = \frac{-\beta\gamma N(\delta + \gamma\theta_a) + \sqrt{\beta\gamma^2 N^2 (\gamma(kN - \theta_a) - \delta)(\beta(\delta + \gamma\theta_a) + \alpha\gamma w)}}{\beta\gamma^2 N^2} \quad (2.30a)$$

$$(t + \tau)^0 \in \mathbb{R}^+ \Leftrightarrow \beta\gamma^2 N^2 (\gamma(kN - \theta_a) - \delta)(\beta(\delta + \gamma\theta_a) + \alpha\gamma w) \geq 0 \quad (2.30b)$$

$$\text{Et : } \sqrt{\beta\gamma^2 N^2 (\gamma(kN - \theta_a) - \delta)(\beta(\delta + \gamma\theta_a) + \alpha\gamma w)} \geq \beta\gamma N(\delta + \gamma\theta_a) \quad (2.30c)$$

On vérifie que la valeur optimale de la taxe augmente avec le paramètre de pollution k . Pour des valeurs suffisamment grandes de N , cette valeur augmente également avec la population N et avec le taux de salaire w . Ce n'est guère surprenant dans la mesure où le dommage environnemental à corriger, sous la forme de la pollution totale définie, augmente lui-même avec une hausse de chacune de ces deux variables. Ce double résultat milite en faveur de politiques environnementales plus volontaristes quand le niveau de vie des résidents et/ ou la taille de la population augmente. L'évolution du taux de taxe optimale avec le prix de réserve foncier θ_a est délicate à montrer analytiquement : on s'attend néanmoins à un effet opposé par rapport à N et w ,

car son effet sur les dommages et coûts totaux est négatif. Le montant de péage à mettre en œuvre devrait diminuer avec une hausse de θ_a .

2.3. Application numérique

Dans cette section, nous mettons en œuvre une application numérique en fixant des valeurs pour les variables exogènes et paramètres, puis en les intégrant aux formulations des variables endogènes d'équilibre.

2.3.1. Calibrage du modèle

Nous illustrons la mesure dans laquelle un montant réaliste de péage urbain kilométrique peut être appliqué à une agglomération de quelques centaines de milliers d'habitants ($N = 250000$), sans affecter négativement le niveau des économies d'agglomération dont bénéficient des firmes voisines dans le *CBD* (Tableau 2.1).

TABLEAU 2.1 - Calibrage du modèle : valeurs retenues pour les variables exogènes et paramètres

Variable ou paramètre	Définition	Unité	Valeur retenue
N	Population des ménages actifs	Unités	250 000
θ_a	Prix de réserve foncier (rente foncière agricole)	€ par m ² et par jour	0,25
w	Salaire quotidien versé par une firme j à un ménage i	€ par jour	100
α	Intensité du facteur S_j dans la fonction de production d'une firme j	Unités	2,5
β	Intensité du facteur L_j dans la fonction de production d'une firme j	Unités	0.1
δ	Part de la consommation du bien S_i dans la fonction d'utilité d'un ménage i	Unités	1
γ	Part de la consommation du bien z_i dans la fonction d'utilité d'un ménage i	Unités	1
λ	Constante d'accessibilité	Unités	250
ρ	Paramètre d'intensité des contacts liés à la proximité	Unités	0.01
k	Paramètre de pollution unitaire	€ par 100 veh.km	3,6
t	Coût unitaire de déplacement	€ par 100 veh.km	50

Le prix de réserve foncier θ_a retenu est celui de terrains non encore urbanisables en bordure d'une agglomération de 250 000 ménages actifs (0,25 €/ m²/ mois-jours

travaillés). Les 250 000 ménages travaillent 20 jours par mois. Le salaire quotidien est fixé à 100 € par jour travaillé. Le paramètre de pollution unitaire k est tiré des préconisations du rapport Boiteux (2001) relatives au coût sanitaire de la pollution atmosphérique en milieu urbain dense (2,9 €₂₀₀₀ pour 100 véhicules.km soit 3,6 €₂₀₁₂). Nous fixons le coût unitaire de déplacement, avant taxation, à 50 €/ 100 véhicules.km, un montant cohérent avec le barème de remboursement de l'administration fiscale. Nous fixons ensuite les paramètres λ et ρ à respectivement 250 et 0,01, ainsi que $\alpha, \beta, \delta, \gamma$ à 2,5 ; 0,1 ; 1 et 1. Avec ce calibrage, la valeur optimale obtenue pour τ correspond à un niveau de taxation de 10 % du coût initial de déplacement, soit 0,05 €/ km, à rapprocher, par exemple, des 0,12 €/ km prévus en moyenne par l'écotaxe poids lourds applicable sur le réseau non-concédé français au 1^{er} octobre 2013. Ce surcoût représente environ trois litres de carburant supplémentaires aux 100 km. Pour respecter l'équilibre monocentrique, nous vérifions que ρ ne prend pas une valeur trop basse par rapport à λ (Fujita et Thisse, 2003). En annexe 2.1, nous montrons par ailleurs par des analyses de sensibilité de la taxe aux quatre derniers paramètres qu'un calibrage alternatif pour tous ces coefficients ne bouleverse pas l'échelle des valeurs obtenues pour le taux de taxe optimale. Le report de ces valeurs dans (2.30a) donne un coût généralisé de déplacement $(t + \tau) = 55$ €/ 100 véhicules.km. Nous vérifions avec ce jeu de valeurs que les quatre contraintes préalablement identifiées sont satisfaites :

$$w - 2(t + \tau)r_{\max} \geq 0 \quad (2.5b')$$

$$\alpha w - \beta N(t + \tau) \geq 0 \quad (2.19')$$

$$2\alpha\beta - \rho\beta N \geq 0 \quad (2.21b)$$

$$4\lambda N - (\beta/\alpha)\rho N^2 - 4(\alpha/\beta)\rho x^2 \geq 0 \quad (2.23b)$$

2.3.2. Les effets d'une taxe optimale

Les effets de la taxe optimale sur la pollution totale, l'étalement urbain et les économies d'agglomération sont synthétisés dans le tableau 2.2.

TABLEAU 2.2 - Effets d'une politique optimale (N=250 000)

Variable	Situation de laisser-faire	Politique optimale
$(t+\tau)(\text{€}/100 \text{ véhicules.km})$	50	55
$k(\text{€}/100 \text{ véhicules.km})$	3,6	3,6
$CST_1(\text{€}/\text{jour})$	6 971 980	6 968 640
$ET_1(\text{€}/\text{jour})$	468 267	426 713
$r_{\max}(\text{km})$	99,1	89,8
r_0	5,0	5,0
$A(0)(\text{€}/\text{jour})$	1181	1187

Dans une agglomération de 250 000 ménages actifs, une hausse optimale de 10% du coût unitaire de déplacement par la mise en place d'un péage urbain kilométrique conduit à une baisse des émissions polluantes de 8,9 %, tandis que la ville se contracte de 9,3 %³¹. La frontière peut paraître reculée : elle doit être considérée comme celle de l'aire urbaine, beaucoup plus large que l'agglomération, qui est la zone d'attraction maximale des ménages actifs. Concrètement, la mise en place du péage implique qu'une ou deux communes qui se situaient à l'équilibre à l'intérieur de l'aire urbaine, ne le sont plus à l'optimum (zone d'attraction réduite de 9,3 km) : les ménages actifs qui y vivaient se sont relocalisés dans une commune plus proche de la ville centre.

Porté par les seuls ménages dans le modèle, le surcoût des déplacements provoqué par le péage est de 38 220 € par jour (augmentation du coût total CT_1), à répartir entre 250 000 actifs, soit 3 € par ménage et par mois. Ce chiffre est une moyenne, entre le surcoût total payé par des ménages « statiques », assez lourdement taxés, et le surcoût partiel payé par des ménages « dynamiques » ayant fait le choix de se rapprocher du centre pour limiter leur budget déplacements.

L'impact du péage sur les économies d'agglomération, via la fonction d'accessibilité, est positif, la valeur maximale de $A(0)$, au centre de la ville, passant de 1181,36 à 1187,20 €/ jour. Cette augmentation reste assez faible en pourcentage (+0,49 %). Avec une formalisation proche, Verhoef et Nijkamp (2004) trouvent une amplitude comparable de 0,47 %. Toutefois, leur effet est négatif. L'impact positif d'un péage

³¹ Le modèle considéré en statique ne prend pas en compte le délai d'ajustement nécessaire aux ménages pour se relocaliser plus près du centre.

urbain appliqué aux ménages sur les économies d'agglomération des firmes constitue donc, aux conditions précisées plus haut, un résultat novateur.

2.3.3. Les effets d'une taxe non optimale

Si le régulateur n'a pas connaissance du taux de taxe optimale, il peut malgré tout mettre en place une politique environnementale avec des bénéfices en matière de réduction des émissions polluantes (*Tableau 2.3*).

TABLEAU 2.3 - Effets comparés de différents niveaux de péage ($N=250\,000$)

Variable	Situation de laisser-faire	Politique modérée	Politique optimale	Politique volontariste
$(t+\tau)(\text{€}/100 \text{ véh.km})$	50	52,50 (+5 %)	55 (+10 %)	60 (+20 %)
$k(\text{€}/100 \text{ véhicules.km})$	3,6	3,6	3,6	3,6
$CST_1(\text{€}/\text{jour})$	6 971 980	6 969 500	6 968 640	6 971 030
$ET_1(\text{€}/\text{jour})$	468 267	447 241	426 713	394 587
$r_{\max}(\text{km})$	99,1	94,4	89,8	82,7
$r_0(\text{km})$	5,0	5,0	5,0	5,0
$\dot{A}(0)(\text{€}/\text{jour})$	1181	1184	1187	1193

Ainsi, une tarification deux fois plus faible, à 5 % au lieu de 10 (« politique modérée »), conduit également à une baisse conjointe et quasi-proportionnelle des émissions polluantes (-4,5 %) et de la frontière de la ville (-4,7 %). À l'inverse, dans un scénario de taxation deux fois supérieure au niveau attendu, à 20 % au lieu de 10 (« politique volontariste »), les bénéfices en matière de réduction des émissions polluantes et de compacité continuent de jouer, mais dans des proportions inférieures à la surtaxation (-15,7 % par rapport à la situation de laisser-faire). Le coût total intégrant le surcoût des déplacements continue d'augmenter, faisant remonter les coûts sociaux des transports au-delà du minimum. L'effet du péage sur les économies d'agglomération devient néanmoins presque deux fois plus fort que dans le scénario de politique optimale (+0,95 %).

Deux applications numériques alternatives sont présentées en annexe 2.2.

Conclusion du chapitre 2

Dans ce chapitre, nous mesurons dans un cadre explicitement spatial l'impact d'une écotaxe destinée à internaliser les coûts externes de la pollution atmosphérique

provoquée par les déplacements domicile-travail des ménages actifs. Dans cette ville monocentrique, la pollution est corrigée par la mise en place d'un péage urbain de type kilométrique. Le relâchement de l'hypothèse des surfaces de sol exogènes pour les agents nous permet de confirmer un premier résultat connu d'économie urbaine : *la mise en place du péage réduit les surfaces de sol demandées par les ménages, conduisant à une ville densifiée, et des déplacements et une pollution réduits*. Par ailleurs, *l'étalement urbain peut être contré en deuxième effet par la mise en place d'une politique de réduction de la pollution*, qui se montre à l'avantage de la ville compacte. Dans une agglomération de 250 000 ménages actifs, le modèle calibré prévoit ainsi qu'une hausse optimale de 10 % du coût unitaire de déplacement par l'instauration d'un péage urbain conduit à une réduction de la pollution de 8,9 % et à une ville plus compacte de 9,3 %, par la seule action de relocalisation des ménages les plus éloignés à proximité du centre.

Côté firmes, un troisième résultat apparaît, plus inattendu : en raison d'un plus grand nombre de voisins consommant individuellement de plus petites surfaces de sol, *le péage, quel que soit le niveau de taxation retenu, renforce les économies d'agglomération dont bénéficient les firmes à l'intérieur du CBD*. Il s'agit d'un résultat novateur par rapport à Verhoef et Nijkamp (2004), où la mise en place d'un péage pour contrer deux défaillances de marché conduit à l'inverse à un affaiblissement des économies d'agglomération : -0,47 % au niveau optimal, contre +0,49 % dans notre modèle.

Nous devons néanmoins souligner la sensibilité de nos résultats aux formes retenues pour les fonctions d'utilité et de production. Ceux-ci sont en outre liés au type de péage choisi. Dans le cas du péage de zone, les coûts opérationnels élevés imposés par la surveillance d'un territoire étendu (et plus seulement des accès) compromettent la rentabilité du système. Dans le cas du péage cordon, c'est sa localisation qui apparaît cruciale (Mun *et al.*, 2003). Les ménages situés à l'intérieur du cordon restent sous-taxés par rapport à l'optimum. À l'inverse, les ménages situés juste au-delà apparaissent comparativement surtaxés. Une telle complexité dans les effets spatialement différenciés du péage cordon milite en faveur du péage urbain kilométrique, dont les meilleures performances sont confirmées, toujours dans un cadre monocentrique, par

Verhoef (2005). C'est encore la conclusion à laquelle parviennent plus récemment De Palma *et al.* (2011).

Les résultats obtenus dans une ville polycentrique se révéleraient assez différents. En effet, une hausse des coûts de déplacement interviendrait au bénéfice de certains centres et au détriment d'autres, en annulant éventuellement une partie des effets positifs attendus de la compacité du centre principal par relocalisation des ménages et des activités vers des centres secondaires (Gagné *et al.*, 2012). Mun *et al.* (2003) confirment cette baisse d'efficacité d'un péage de type cordon dans une ville polycentrique. C'est pourquoi de nombreux auteurs s'intéressant au péage urbain continuent de s'appuyer, comme nous l'avons fait, sur une forme monocentrique pour valoriser leurs résultats (Verhoef et Nijkamp, 2008; Liu *et al.*, 2012).

Les conséquences à tirer en termes de politique publique concernent d'abord l'indispensable courage politique des décideurs locaux des agglomérations de plus de 300 000 habitants qui ont la capacité, depuis juillet 2010, d'expérimenter un péage urbain sur leur territoire. L'identification d'un réseau pertinent de voies urbaines radiales régulièrement congestionnées, donc polluées par les déplacements domicile-travail, constitue une tâche envisageable pour un régulateur local ayant une expertise de la mobilité sur son territoire renforcée par l'obligation légale des Plans de Déplacements Urbains (PDU); d'autant que, dans la plupart des agglomérations françaises, les zones d'habitat et d'emploi sont relativement bien dissociées, à la fois grâce aux Plans Locaux d'Urbanisme et aux barrières naturelles (rivière...).

L'existence parallèle d'un réseau de transport collectif urbain efficace constitue une condition préalable à l'application d'un péage. Une telle condition permet en particulier d'introduire *a minima* la question de l'équité que nous avons évacué du modèle avec l'hypothèse d'unicité du revenu pour tous les ménages; en effet, si les résultats théoriques de la ville monocentrique avec deux classes de revenus consacrent une localisation des ménages aisés loin du centre (Hartwick *et al.*, 1976), leur confrontation empirique conduit en revanche à nuancer ces résultats : ainsi, Brueckner *et al.* (1999) montrent que les ménages aisés choisissent des localisations centrales s'il y existe des aménités, et si la satisfaction retirée de ces aménités augmente avec le revenu, comme c'est le cas à Paris par exemple. Il en résulte qu'à ces conditions, les ménages

modestes sont repoussés loin du centre et subissent des coûts de déplacement élevés. Assurer la fourniture d'un service de transports collectifs efficace garantit à ces ménages une alternative réaliste de déplacement s'ils se trouvent contraints d'abandonner la voiture suite à la mise en place du péage.

Si ces résultats confirment l'intérêt des instruments environnementaux dans des contextes locaux de lutte contre la pollution, y compris lorsqu'une deuxième source de distorsion est à l'œuvre, des travaux ultérieurs devront consacrer l'usage du mode collectif comme alternative à la voiture individuelle. Le cadre analytique utilisé serait à revisiter pour vérifier si une amélioration du bien-être ainsi qu'une incitation supplémentaire à la ville compacte pourraient être mis en avant par un report modal des ménages, ou si au contraire la baisse des coûts de déplacement provoquée par l'abandon de la voiture susciterait, à défaut d'une pollution supplémentaire, une reprise de l'étalement urbain par relâchement de la contrainte budgétaire.

Dans les deux chapitres suivants, nous cherchons à obtenir une validation empirique des résultats théoriques mis en avant dans ce chapitre, portant sur les effets des coûts de déplacement sur les choix de localisation des agents économiques, ménages et firmes. Nous introduisons notamment la notion d'accessibilité des ménages aux réseaux de transport collectif, urbain et non urbain.

CHAPITRE 3

PLANS DE DEPLACEMENTS URBAINS ET CAPITALISATION IMMOBILIERE : LE CAS DES APPARTEMENTS DE L'AGGLOMERATION NANTAISE

Introduction

Source de bien-être et de croissance économique, la mobilité des hommes génère en contrepartie des externalités négatives en raison des effets du transport sur l'environnement (Didier et Prud'homme, 2007). Une mobilité durable ne peut être obtenue qu'en favorisant la mobilité, condition du développement économique et de la préservation du lien social, tout en limitant les nuisances environnementales et sanitaires, l'artificialisation des sols, la congestion et les accidents occasionnés par les transports. Les enjeux de la mobilité durable touchent ainsi aux trois dimensions du développement durable : économique, sociale et environnementale (Brécard et Bulteau, 2011). Le cadre des politiques de mobilité durable est fixé à l'échelle européenne (Commission Européenne, 2009, 2011) et nationale (loi Grenelle 2 du 12 juillet 2010). C'est cependant au niveau local qu'interviennent les actions structurant le territoire et favorisant le report des modes de transport les plus polluants, essentiellement routiers, vers des modes de transport plus sobres, en particulier les transports collectifs et les modes doux (marche à pied, vélo).

Si comme nous l'avons montré dans le chapitre précédent, des instruments contraignants comme la taxe environnementale sont théoriquement susceptibles d'amener l'automobiliste à reconsidérer son choix de localisation résidentielle pour rationaliser ses déplacements, l'outil privilégié des politiques locales de mobilité durable reste la mise en œuvre de Plans de Déplacements Urbains (PDU), dont la vocation reste essentiellement incitative. De telles politiques intègrent des critères de protection de l'environnement et de la santé depuis 1996 et sont obligatoires pour les agglomérations de plus de 100 000 habitants depuis 1998. A Nantes, le PDU vise à développer la mobilité pour tous et à trouver un équilibre entre la voiture (objectif de 50% de part modale), les transports publics (18 %) et les autres modes de transport (32 %). Dans ce chapitre empirique, nous cherchons à évaluer les effets du PDU d'une autorité organisatrice de transports urbains (Nantes Métropole) sur le bien-être de ses habitants dans le cadre d'un projet plus vaste, nommé Eval-PDU. Ce projet porte sur l'évaluation des impacts environnementaux de différents scénarios de PDU et de leurs

conséquences socio-économiques dans l'agglomération nantaise. Nous nous limitons aux effets du PDU 2000-2010 sur l'accessibilité induits par les modifications de l'offre de transport collectif, ainsi qu'à leur influence sur la qualité de l'air et les nuisances sonores.

L'étude de la formation des prix sur le marché immobilier offre une manière d'appréhender les effets du PDU sur le bien-être de la société. La littérature d'économie spatiale, et plus particulièrement celle de microéconomie urbaine, tient explicitement compte de l'espace comme ressource rare et des distances dans les choix de localisation des ménages. Elle souligne ainsi que l'accessibilité est un facteur crucial de capitalisation immobilière. Alonso (1964), Papageorgiou et Casetti (1971) et Ogawa et Fujita (1980), qui analysent les déterminants de la localisation de la résidence d'un ménage par rapport au(x) centre(s) des emplois, montrent, comme nous l'avons souligné à plusieurs reprises dans les deux précédents chapitres, que ces déterminants résultent d'un arbitrage entre la centralité de sa résidence (d'autant moins chère à surface égale qu'elle est loin du centre) et les coûts de déplacement (d'autant plus élevés qu'elle est loin du centre). Le choix de localisation peut également tenir compte des sources d'aménités (Fujita, 1989), alors que les externalités environnementales (bruit, congestion, qualité de l'air) sont susceptibles de venir dégrader le bien-être de la population (Kanemoto, 1980; Brueckner, 2005; Arnott *et al.*, 2008).

Par ailleurs, selon Rosen (1974), initiateur de la méthode des prix hédoniques comme autre champ de littérature théorique, les prix immobiliers dépendent en partie de la proximité aux transports collectifs et aux sources d'aménités et de nuisances. Aussi le marché immobilier nous fournit-il, indirectement, une valeur monétaire de ces attributs à travers la différence observée entre les valeurs de deux biens en tout point identiques, à l'exception de l'une des caractéristiques extrinsèques étudiées. Une telle différence de valeur s'explique par le gain ou la perte de bien-être que les acheteurs attribuent à la proximité d'un service de transport, d'une aménité ou d'une nuisance liée à la qualité de l'air ou au niveau d'exposition sonore. Il faut toutefois rester prudents et ne pas considérer la méthode des prix hédoniques comme une vérification empirique du cadre théorique d'économie urbaine, mais plutôt en l'envisageant comme un autre angle

d'attaque d'une problématique proche. Dans les études hédoniques, l'espace en tant que ressource rare n'exerce par exemple aucun rôle : seules les distances comptent.

La méthode des prix hédoniques a donné lieu à de nombreuses applications empiriques aux valeurs immobilières. Smith et Huang (1995) mènent une méta-analyse de 23 études publiées entre 1971 et 1990 relatives à la qualité de l'air. Ils montrent que les consentements à payer des ménages sont très sensibles au contexte local. Dans une seconde méta-analyse, Nelson (2004) étudie les effets de l'exposition des logements environnants au bruit engendré par 23 aéroports des Etats-Unis et du Canada. Il conclut à une dépréciation moyenne des prix immobiliers des biens concernés de 0,58 % par décibel (dBA), avec une sensibilité au bruit plus marquée au Canada qu'aux Etats-Unis. Ces valeurs sont comparables à celles préconisées par le rapport Boiteux (2001), avec une dépréciation des biens immobiliers allant de 0,4 % pour une exposition à 55 dBA à 1,1 % pour une exposition à plus de 75 dBA. Cavailhès (2005) met en avant la valorisation immobilière associée aux gains d'accessibilité et d'aménités sur le marché locatif de 287 pôles urbains français³², en soulignant qu'une telle valorisation dépend fortement de l'accessibilité au centre des emplois et de la qualité sociale du voisinage, mais qu'elle est peu ou pas sensible aux autres aménités ou nuisances locales (délinquance, bruit, pollution, aménités rurales, etc.). Enfin, la valorisation immobilière due à l'accessibilité aux transports collectifs est mise en évidence par Beckerich (2001) à Lyon, Fritsch (2007) à Nantes, et Boucq et Papon (2008) et Nguyen-Luong et Boucq (2011) dans la région parisienne.

Pour mener notre analyse économétrique, nous utilisons les données sur les transactions immobilières intervenues dans les 24 communes de Nantes Métropole en 2002, 2006 et 2008 : données socio-économiques et données SIG (Système d'Information Géographique) sur l'accessibilité au réseau de transport collectif. Des données SIG supplémentaires ont été fournies par les autres partenaires du projet Eval-PDU sur l'exposition au bruit et aux polluants des biens immobiliers qui ont fait l'objet d'une transaction sur la période étudiée. En appliquant la méthode des prix hédoniques,

³² 3549 observations représentatives de 2,7 millions de logements, soit 11,7 % du parc des résidences principales (source : *enquête Logement INSEE, 1996*).

nous montrons le rôle respectif joué par l'accessibilité aux transports collectifs urbains, les nuisances sonores et la pollution de l'air auxquels les logements sont exposés, une fois contrôlés les effets de leurs caractéristiques intrinsèques, de leur environnement socio-économique et de leur localisation.

Le chapitre est structuré de la façon suivante. Dans la section 1, nous introduisons le modèle économétrique. La base de données est présentée dans la section 2. Nous supposons *a priori* une hétérogénéité dans la nature des transactions d'appartements et de maisons, assises sur des motivations d'achat qui leur sont propres, et nous nous limitons d'emblée dans ce chapitre au seul échantillon des appartements. La section 3 est consacrée à l'analyse de nos résultats économétriques. Dans une section 4, nous discutons des résultats de trois variantes sous la forme de scénarios alternatifs au PDU 2000-2010 de Nantes Métropole. Enfin, nous concluons.

3.1. Le modèle économétrique

3.1.1. Le cadre d'analyse

L'estimation économétrique du modèle de prix hédoniques vise à évaluer les effets marginaux de l'accessibilité, de la qualité de l'air et d'une réduction des nuisances sonores induites par le PDU de Nantes Métropole sur le prix des logements, afin d'en inférer leurs effets sur le bien-être de la population.

Il est fréquent en économétrie de ne pas pouvoir conserver une forme linéaire pour le modèle, les nombreux effets des variables explicatives sur le prix pouvant revêtir des formes plus complexes. Une forme alternative semi-logarithmique peut alors être retenue ($\log(y)$ est expliqué par x_i), ou une forme log-linéaire (y et les variables explicatives continues sont introduites sous forme logarithmique). Nous commençons donc par rechercher la forme fonctionnelle la plus adaptée par une transformation de Box-Cox, c'est-à-dire la forme qui permet d'approcher au plus près les hypothèses de distribution normale des résidus et d'homoscédasticité nécessaires à un estimateur efficace et sans biais. Nous avons soumis le modèle linéaire à une transformation de Box-Cox de type « modèle conventionnel », la plus générale : la variable dépendante y

ainsi que les variables explicatives continues x_i ont été respectivement transformées à l'aide de deux paramètres θ et λ , définis comme suit³³ :

$$y^{(\theta)} = \begin{cases} \frac{y^\theta - 1}{\theta} & \text{si } \theta \neq 0 \\ \ln(y) & \text{sinon} \end{cases} \quad (3.1a)$$

$$x_i^{(\lambda)} = \begin{cases} \frac{x_i^\lambda - 1}{\lambda} & \text{si } \lambda \neq 0 \\ \ln(x_i) & \text{sinon} \end{cases} \quad (3.1b)$$

Nous avons déterminé les valeurs de ces deux paramètres en utilisant l'estimateur du maximum de vraisemblance. La statistique de test du rapport de vraisemblance, qui consiste à comparer le maximum de vraisemblance du modèle non contraint (faisant intervenir les valeurs estimées de θ et λ) et du modèle contraint (où les valeurs de θ et λ sont forcées à zéro), est inférieure au seuil de significativité à 10 % pour un test du Khi-Deux à deux degrés de liberté, correspondant au nombre de contraintes (4,61). Nous en concluons que θ et λ ne sont pas significativement différents de zéro. Cela nous conduit à retenir une forme log-linéaire pour l'estimation, du type :

$$\ln(p) = \beta_0 + \sum_{i=1}^I \beta_i \ln(x_i) + \sum_{i=1}^{I'} \alpha_i (\ln(x_i))^2 + \sum_{j=1}^J \beta_j z_j + \sum_{i=1}^{I''} \sum_{j=1}^{J'} \alpha_{ij} \ln(x_i) z_j + \varepsilon \quad (3.2)$$

p est le prix au mètre carré en euros constants, x_i les I variables explicatives continues, introduites soit en niveau uniquement, soit en niveau et au carré ($I' < I$), z_j les J variables explicatives discrètes, $\ln(x_i)z_j$ les variables d'interaction ($I'' < I$ et $J' < J$) et ε le terme d'erreur. Les variables explicatives ont des effets propres sur le prix des logements, saisis par la valeur des coefficients β_i , α_i , et β_j , ainsi que des effets d'interaction, saisis par les coefficients α_{ij} ($i \neq j$). L'intérêt d'une variable

³³ Le modèle de Box-Cox simple associe un unique paramètre θ à la seule variable dépendante. Le modèle de Box-Cox transformé des deux côtés associe simultanément le paramètre θ à la variable dépendante et aux variables explicatives continues.

d'interaction réside dans sa capacité à prendre en compte l'effet conjoint de deux variables explicatives, l'effet de l'une dépendant des valeurs prises par l'autre. Pour déceler d'éventuelles non-linéarités dans l'effet d'une variable explicative sur la variable expliquée, certaines variables explicatives continues sont en outre introduites en niveau et au carré.

Nous n'avons pas testé le croisement de deux variables continues pour obtenir une variable d'interaction, car l'interprétation en serait délicate (par exemple, le logarithme de la distance au plus proche arrêt de bus croisé avec le logarithme de la distance au centre). Par ailleurs, nous n'avons pas non plus croisé deux variables discrètes, mais nous aurions pu le faire (par exemple, la présence d'au moins deux places de parking croisée avec une période de construction). Toutefois, le nombre de croisements possibles entre les nombreuses variables explicatives que nous avons introduites rend l'exercice complet délicat.

Comme nous, la plupart des études hédoniques récentes choisissent une forme log-linéaire pour l'estimation du modèle (Bureau et Glachant, 2010; Gaschet et Pouyane, 2011). Elle offre en outre deux avantages importants sur les autres spécifications : d'une part, le coefficient de détermination du modèle (R^2) est systématiquement plus élevé que pour les autres spécifications testées et, d'autre part, une telle forme fonctionnelle admet des expressions simples pour les élasticités du prix par rapport aux variables explicatives continues.

3.1.2. Hétérogénéité et dépendance spatiale

L'estimation par les prix hédoniques recourt fréquemment aux méthodes de l'économétrie spatiale sur données SIG (Anselin, 1988; Jayet, 2001; Le Gallo, 2002, 2004). Dans ce cadre, nous testons deux hypothèses, celle de l'hétérogénéité spatiale et celle de la dépendance spatiale. L'hétérogénéité spatiale s'explique essentiellement par des problèmes d'hétérogénéité inobservée des individus étudiés. Par exemple, une segmentation du marché immobilier peut se traduire par des caractéristiques et prix de logement qui diffèrent sensiblement selon leurs localisations (Le Gallo, 2004). La dépendance spatiale signifie que la structure de la matrice de corrélation entre des observations situées en des localisations différentes est déterminée par la position

relative de ces observations dans l'espace géographique, ou en d'autres termes que les valeurs observées à un endroit dépendent de celles prises ailleurs.

L'hétérogénéité spatiale se traduit économétriquement de deux manières (Le Gallo, 2004) : soit par l'estimation de coefficients spécifiques au sous-échantillon considéré, soit par des variances des termes d'erreur différentes selon la localisation. Dans le premier cas, on parle d'instabilité spatiale des paramètres ; dans le second, nous sommes ramenés à un classique problème d'hétéroscédasticité.

Nous avons commencé par aborder la question de l'hétérogénéité spatiale sous la forme de l'instabilité spatiale des paramètres, caractérisée par la présence de différentes constantes et/ ou différentes pentes selon le sous-échantillon considéré. On parle alors d'instabilité structurelle dans l'espace ou de régimes spatiaux, par analogie aux régimes temporels habituellement considérés pour l'application de tests de stabilité structurelle (Anselin, 1988). Dans ces conditions, il est possible de conduire un test de stabilité du modèle sous la forme du test de Chow traditionnel (Le Gallo, 2004).

On considère deux régimes spatiaux 1 et 2, caractérisés par des espaces dissociés de Nantes Métropole, par exemple le nord et le sud de la Loire. y_1 et y_2 sont les vecteurs des observations des variables dépendantes (le logarithme du prix au mètre carré des appartements échangés dans chaque régime spatial), X_1 et X_2 sont les matrices des observations des variables explicatives telles que définies plus haut, β_1 et β_2 sont les vecteurs de coefficients estimés et ε_1 et ε_2 sont les vecteurs des erreurs, respectivement associés aux sous-groupes 1 et 2 :

$$\begin{bmatrix} y_1 \\ y_2 \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} X_1 & 0 \\ 0 & X_2 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \beta_1 \\ \beta_2 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \varepsilon_1 \\ \varepsilon_2 \end{bmatrix} \quad (3.3)$$

Nous procédons au test de Chow qui consiste à tester l'homogénéité des coefficients. L'acceptation de l'hypothèse nulle nous conduit à admettre l'égalité des vecteurs de coefficients ($\beta_1 = \beta_2$), tandis que son rejet nous amène à considérer qu'au moins un des coefficients du vecteur est différent selon le régime, impliquant $\beta_1 \neq \beta_2$.

Nous désignons SCR , SCR_1 et SCR_2 comme les sommes respectives des carrés des résidus estimés du modèle initial, du premier et du deuxième régime spatial. Alors la statistique du test de Chow s'écrit :

$$F = \frac{(SCR - (SCR_1 + SCR_2)) / k}{(SCR_1 + SCR_2) / (n_1 + n_2 - 2k)} \quad (3.4)$$

n_1 et n_2 représentent le nombre d'observations respectives des régimes 1 et 2, k est le nombre total de paramètres à estimer. La statistique du test suit une loi de Fisher à k et $(n_1 + n_2 - 2k)$ degrés de liberté.

Appliqué à notre échantillon d'appartements, le test de Chow a mis en avant des différences structurelles entre appartements situés au nord et au sud de la Loire, révélant un biais d'hétérogénéité significatif. Conformément à ce que nous venons d'indiquer, une telle discrimination géographique se traduit par des coefficients qui sont propres à la localisation du bien relativement à la Loire. Nous avons cependant choisi de ne pas dupliquer le modèle économétrique en deux sous-échantillons ; nous avons préféré au contraire conserver une spécification unique et interpréter les effets différenciés de chaque variable explicative selon la localisation (par exemple en mettant en avant des difficultés d'accessibilité plus sensibles au sud de la Loire qu'au nord). Nous avons tenu compte alternativement des différences structurelles, au moins pour l'accessibilité routière, par l'incorporation d'une variable indicatrice Nord/ Sud dans le modèle complet, que nous avons croisée avec la distance au plus proche pont sur la Loire.

La deuxième hypothèse que nous avons prévu de tester concerne la dépendance spatiale. Les tests économétriques associés ont globalement rejeté l'hypothèse de dépendance spatiale. Tout d'abord, le test de Moran n'a pas révélé d'autocorrélation spatiale significative dans l'échantillon des appartements : la valeur de la statistique centrée réduite est de 0,22, à comparer au seuil de significativité à 10 % de la table de Student (1,65). Ce test est habituellement préféré au test de Geary par les économètres spatiaux, car considéré plus puissant (voir Jayet (1993, 2001) pour une présentation détaillée des tests d'autocorrélation spatiale).

Nous avons voulu en avoir le cœur net en estimant deux modèles économétriques capables de prendre en compte deux formes spécifiques d'autocorrélation spatiale (Le

Gallo, 2002) : le modèle à autocorrélation spatiale des erreurs (*Spatial Error Model, SEM*) et le modèle autorégressif spatial (*Spatial Autoregressive Model, SAR*).

Le modèle *SEM* prend la forme suivante :

$$y = X\beta + \varepsilon \quad (3.5a)$$

$$\varepsilon = \lambda W\varepsilon + u \quad (3.5b)$$

y est la variable expliquée, X est la matrice des variables exogènes, ε un terme d'erreur. β constitue le vecteur des coefficients de la régression. W est une matrice de voisinage prenant en compte l'intensité de la dépendance spatiale entre des observations voisines prises deux à deux, dont nous précisons la signification puis les formes qu'elle peut prendre ci-dessous³⁴. Dans le modèle *SEM*, la dépendance spatiale est mesurée entre les résidus de l'équation (3.5a) selon un processus autorégressif sur les erreurs par un coefficient d'autocorrélation spatiale λ , u étant un autre terme d'erreur tel que $u \sim N(0, \sigma^2 I)$.

Le modèle *SAR* prend la forme suivante :

$$y = \rho Wy + X\beta + \varepsilon \quad (3.6)$$

Dans le modèle *SAR*, W tient compte de l'intensité de la dépendance spatiale entre des observations voisines de la variable expliquée y . ρ est le paramètre spatial autorégressif indiquant l'intensité de l'interaction existant entre ces observations voisines de y .

³⁴ Nous n'avons pas intégré les décalages temporels liés à l'année de transaction dans la matrice de voisinage : les biens échangés en 2002, 2006 ou 2008 sont considérés voisins. Dans notre modèle, l'année de transaction intervient comme variable explicative. Nous avons par ailleurs testé séparément les trois sous-échantillons correspondant aux années de transaction. Seul le sous-échantillon de 2008 indique une valeur du test de Moran atteignant 2,2, qui montre une autocorrélation spatiale positive et significative au seuil de 5 %, à condition toutefois de se limiter à la seule commune de Nantes. Sur le sous-échantillon de 2008 complet, une telle dépendance spatiale n'apparaît plus significative. C'est également le cas pour les années 2002 et 2006 considérées isolément, pour lesquels la valeur du test de Moran devient très inférieure au seuil de significativité à 10 %, que l'on considère la seule commune de Nantes ou les 24 communes de Nantes Métropole.

Quelle que soit la spécification retenue, modèle à autocorrélation spatiale des erreurs (*SEM*) ou modèle autorégressif spatial (*SAR*), les tests du rapport de vraisemblance n'ont pas conclu à la présence d'une dépendance spatiale significative sous les formes alternativement étudiées. Avec le modèle *SEM*, le coefficient d'autocorrélation spatiale λ qui maximise la log-vraisemblance est de -0,4. Le test de rapport de vraisemblance s'appuyant sur la valeur estimée de λ pour comparer le modèle non-contraint et le modèle contraint prend la valeur de 0,3. Cette valeur est très inférieure au seuil de significativité à 10 % de la table du Khi-Deux à un degré de liberté, correspondant au nombre de contraintes (2,71).

Avec le modèle *SAR*, le paramètre spatial autorégressif ρ , là aussi estimé par la méthode du maximum de vraisemblance, atteint la valeur de -0,2. La statistique de test du rapport de vraisemblance s'appuyant sur la valeur estimée de ρ ne dépasse pas 0,1, toujours très inférieure au seuil de significativité³⁵.

Dans ces deux modèles, nous sommes donc contraints d'accepter l'hypothèse de nullité des paramètres successivement estimés λ et ρ , hypothèse qui conduit à reconnaître l'absence d'une influence significative de la matrice de voisinage W dans les équations (3.5b) et (3.6). Nous n'avons pas découvert de dépendance spatiale significative dans notre échantillon d'appartements.

Nous remarquons toutefois que la présence d'effets géographiques significatifs sous la forme de dépendance spatiale reste très sensible à la spécification du modèle. Ainsi, supprimer ou ajouter une variable explicative, ou simplement modifier un seuil pour une variable indicatrice existante, peut faire basculer la valeur de la statistique centrée réduite du test de Moran au-dessus du seuil de significativité à 10 % (1,65). De même, des effets géographiques peuvent se révéler significatifs à un stade donné de l'estimation *stepwise*, mais plus ensuite. Ainsi, dans la spécification intermédiaire avec l'échantillon complet à 5591 observations, le test de Moran s'est révélé significatif à 5 % (valeur de la statistique centrée réduite égale à 2,06), montrant ainsi l'autocorrélation

³⁵ Pour les détails concernant la mise en œuvre du test du rapport de dépendance, voir par exemple Jayet (1993).

spatiale recherchée. Cependant, lorsque nous avons finalisé le modèle par réduction de l'échantillon en supprimant automatiquement les *outliers* de début et de fin de distribution (afin de corriger la distribution non normale des résidus), et que l'on a à nouveau appliqué le test de Moran, alors la valeur de la statistique centrée réduite est tombée à 0,22 : il n'y a plus d'autocorrélation spatiale significative des résidus dans l'échantillon corrigé.

En outre, la transcription de la notion de voisinage dans le modèle économétrique est cruciale (Jayet, 2001, Baumont *et al.*, 2004). La forme de la matrice de voisinage W conditionne fortement les résultats obtenus en matière de dépendance spatiale. Compte tenu des données SIG dont nous disposons, et qui impliquent notamment que nous connaissons chaque distance entre deux observations prises deux à deux, nous avons fait d'office le choix de construire une matrice de distance plutôt qu'une matrice de contiguïté. Ce choix alternatif était envisageable sans restriction technique dans la mesure où nous connaissons le rattachement de chaque transaction à son code IRIS (Ilot Regroupé pour l'Information Statistique). Toutefois, nous avons considéré *a priori*, peut-être à tort, que nous risquions une déperdition d'information spatiale trop forte à considérer des observations simplement contigües ou non deux à deux, plutôt que caractérisées par une distance qui leur est propre³⁶.

Nous avons retenu une matrice de distance W , carrée et de diagonale zéro par définition (Le Gallo, 2002), et d'ordre 5455 correspondant à notre nombre d'observations après correction de la non-normalité des résidus. W est telle que le poids w_{ij} retenu pour quantifier la distance entre deux observations i et j distantes de d_{ij} est de la forme :

$$w_{ij} = e^{-\alpha d_{ij}}, \quad i, j \in \{1, \dots, 5455\} \quad (3.7)$$

³⁶ La contiguïté n'exclut pas, pour sa part, l'introduction de rangs dans le modèle, le rang 1 indiquant la présence d'une frontière unique séparant deux observations, le rang k impliquant le franchissement de k frontières pour se rendre d'une observation à l'autre (Jayet, 1993). Une telle classification permet notamment de spécifier une dépendance spatiale s'amenuisant entre deux observations quand k augmente.

d_{ij} est la distance euclidienne, exprimée en mètres, entre deux observations i et j de l'échantillon. α est un paramètre de pondération de la distance entre deux observations, que nous fixons à 1. Nous avons testé des valeurs alternatives de α allant de 0,001 à 1000 par pas multiplicatif de 10, sans obtenir de dépendance spatiale plus significative. Nous présentons les résultats associées à cette série de valeurs en annexe 3.1.

Des spécifications alternatives ont partiellement été testées pour la matrice de distance, qu'on peut trouver dans Dubin (1998) ou Jayet (2001), sans résultats plus nets quant à la présence de dépendance spatiale. Des distances seuil ont ensuite été introduites dans l'expression (3.7), toujours pour des valeurs variables de α , par pas de 250 mètres entre 250 et 3000 mètres. Au-delà de cette distance seuil, deux observations ne sont pas considérées voisines : la distance entre les deux observations est calculée en-deçà du seuil, et forcée à zéro au-delà. Une telle spécification de la matrice de distance n'a pas non plus apporté les résultats escomptés : elle n'a jamais permis de mettre en avant une dépendance spatiale significative entre les observations de l'échantillon sur lequel a porté l'estimation (les tests de Moran et du rapport de vraisemblance pour des spécifications *SEM* et *SAR* se sont à nouveau révélés non significatifs).

3.1.3. L'estimation *stepwise*

Il est indispensable d'obtenir préalablement une spécification finale de l'estimation par les moindres carrés ordinaires (MCO) avant de rechercher la présence éventuelle d'autocorrélation spatiale (Jayet, 2001). Nous avons donc incorporé tour à tour les variables explicatives qui fournissaient le meilleur modèle économétrique en procédant par bloc de variables (intrinsèques, d'accessibilité, contextuelles, environnementales) selon une procédure de *stepwise regression*. Cette procédure consiste notamment à supprimer, après chaque nouvelle incorporation de variable, la ou les variables précédemment incorporées dont le t de Student devient inférieur au seuil de significativité à 10 %. En cours de procédure, puis à l'issue de celle-ci, une comparaison entre plusieurs modèles proches nous a fait conserver à chaque fois celui dont la statistique de l'*AIC* (*Akaike Information Criterion*) était la plus basse, sous réserve que nous puissions en tirer parallèlement une interprétation économique pertinente.

Le modèle final estimé par les moindres carrés ordinaires retenu ne présentait pas, au vu des tests de Moran et de rapport de vraisemblance que nous avons présentés précédemment, d'autocorrélation spatiale significative. Nous présentons toutefois à titre indicatif les résultats alternatifs obtenus avec les modèles *SEM* et *SAR* que nous avons testés en annexe 3.2. Nous commenterons les résultats détaillés de la spécification par les moindres carrés ordinaires retenue dans la section 3.

Indépendamment de la méthode d'estimation éprouvée, nous avons dû traiter plusieurs problèmes. La première question que nous avons dû nous poser relève d'un éventuel biais de sélection. En effet, notre étude concerne uniquement des *transactions* d'appartements. Ces appartements *échangés* ne sont pas censés représenter les appartements *occupés* sur le territoire de Nantes Métropole. Les locataires, ainsi que les propriétaires et accédants à la propriété ayant acquis leur bien avant 2002 ne sont pas représentés dans notre étude (sauf dans le cas de l'acquisition d'une résidence secondaire en 2002, 2006 ou 2008) ; leur sensibilité à l'accessibilité aux transports collectifs ou aux variables de qualité environnementale peut pourtant s'avérer extrêmement différente de celle des acquéreurs considérés dans l'étude, en particulier si ces derniers réalisent un investissement locatif et qu'ils ne comptent pas occuper personnellement le logement. Nous ne sommes pas davantage autorisés à supposer que les appartements échangés se répartissent sur le territoire comme les appartements occupés, ne serait-ce que parce que le parc social est quasiment absent de notre base de données alors qu'il représente plus de 20 % de l'habitat de Nantes Métropole. Par conséquent, l'ensemble des résultats obtenus comme les préconisations en termes de politiques publiques sont à considérer au regard de ce prisme très particulier. Cependant, nous pouvons objecter qu'il s'agit là du lot commun de l'ensemble des études hédoniques conduites.

Il est fréquent dans les études hédoniques que certaines des variables explicatives présentent un biais d'endogénéité, dû au choix simultané par le ménage de différents attributs (Cavallès, 2005). Une telle simultanéité constitue un type de difficulté qui nécessite en principe le recours à des variables instrumentales. Les instruments utilisables sont par exemple les caractéristiques de localisation qui, n'étant pas choisies par le ménage, ne présentent pas de risque d'endogénéité : superficie de la commune,

nombre d'emplois...Un test de Sargan permet ensuite de vérifier la validité des instruments. Comme d'autres toutefois, confrontés à la difficulté d'identifier les instruments les plus pertinents, nous avons préféré nous en dispenser (Bureau et Glachant, 2010). Par ailleurs, les caractéristiques de l'acheteur (âge, revenu, CSP) ne devraient être intégrées qu'à la deuxième étape de la mise en œuvre de la méthode des prix hédoniques, pour la détermination des consentements à payer³⁷. C'est pourquoi nous n'incorporons dans cette première étape aucune des caractéristiques personnelles de l'acquéreur. Nous supprimons ainsi du modèle une autre source possible d'endogénéité.

Les variables explicatives sont susceptibles de présenter des corrélations partielles deux à deux qui faussent le pouvoir explicatif du modèle. Certaines variables peuvent également entraîner des problèmes de multicollinéarité, en raison de multiples corrélations partielles avec d'autres variables ; considérées individuellement, ces corrélations se montrent faibles, mais ajoutées les unes aux autres elles conduisent à une trop forte corrélation globale de la variable incriminée. Le facteur d'inflation de la variance indique alors si la multicollinéarité constatée sur une ou plusieurs variables explicatives s'avère économétriquement gênante. Cela nous a conduits à supprimer ou à modifier certaines variables, afin que la valeur de chaque coefficient saisisse bien l'effet isolé de la variable associée.

L'hypothèse de distribution normale des résidus de la régression n'est pas toujours vérifiée en raison de points atypiques, qui relèvent d'erreur de mesure, de cas particuliers appelés points influents, ou plus généralement d'une asymétrie dans la distribution, notamment dans le cas d'un grand échantillon comme le nôtre. Pour corriger ce problème, nous nous sommes basés sur la représentation graphique des résidus, qui permet d'identifier les principaux points atypiques et la forme des queues de distribution. Nous avons également examiné plusieurs autres procédures de traitement des observations atypiques exposés par Rousseeuw et Leroy (1987).

³⁷ Nous n'avons malheureusement pas eu le temps de mettre en œuvre cette deuxième étape. Rares sont cependant les études hédoniques qui la pratiquent, Baudry *et al.* (2009) en constituant une exception récente.

Toutefois, en raison de la propriété de normalité asymptotique de l'estimateur des moindres carrés, la taille importante de notre échantillon rend probablement la question de la non-normalité de la distribution des résidus secondaire.

Un autre problème fréquemment rencontré est celui de l'hétéroscédasticité, due à une variance des résidus qui n'est pas constante avec les valeurs de la variable expliquée. Les sources d'un tel problème se révèlent multiples : l'hétéroscédasticité peut provenir de variables explicatives inobservées ou d'observations moyennes de l'échantillon, qui ne permettent pas de discriminer entre des sous-groupes d'observations. Si elle tient à des observations représentant des moyennes, cela peut remettre en question la pertinence de la maille d'observation retenue. Cette situation pourrait concerner certaines de nos variables contextuelles, comme le revenu médian constaté au niveau de l'IRIS. Il apparaît toutefois délicat de se départir d'une telle difficulté dans la mesure où l'information contextuelle est rarement disponible à un échelon plus fin que l'IRIS, tout au moins en ce qui concerne les variables d'environnement socio-économique des logements. Pour corriger l'hétéroscédasticité révélée dans le modèle, nous avons mis en œuvre une correction de White.

3.2. La base de données

Nous analysons les déterminants des prix immobiliers sur le territoire de Nantes Métropole en 2002, 2006 et 2008. Nantes Métropole est une communauté urbaine regroupant 24 communes du département de Loire-Atlantique, dans la région des Pays de la Loire. Située à l'ouest de la France, elle s'étend sur plus de 523 km². Elle est traversée par un fleuve, la Loire, et deux rivières, l'Erdre et la Sèvre. Elle compte environ 590 000 habitants, la moitié résidant dans la commune-centre de Nantes. Le territoire voit plus de 2 millions de déplacements quotidiens, 57 % s'effectuant en voiture et 15 % en transports collectifs (40 % pour les seuls déplacements domicile-travail), pour une distance parcourue moyenne de 5 km et un temps de trajet moyen domicile-travail de 25 minutes. Nantes a été désignée « capitale verte de l'Europe » en 2013 grâce aux bons résultats environnementaux affichés sur des critères relatifs aux transports, à la qualité de l'air, à l'exposition sonore, à la gestion des déchets et à

l'aménagement d'espaces verts dans la ville. L'ensemble des statistiques descriptives associées aux variables explicatives utilisées est présenté dans le tableau 3.1.

TABEAU 3.1 - Statistiques descriptives pour l'échantillon des appartements

Groupe	Variable	Min.	Moyenne	Max.	Ecart type
Caractéristiques intrinsèques	Surface habitable (m ²)	6	63	250	25
	COPE='A', 'B' ou 'C'	-	0,041	-	0,20
	COPE='D'	-	0,195	-	0,40
	COPE='E'	-	0,190	-	0,39
	COPE='F'	-	0,140	-	0,35
	VEFA	-	0,264	-	0,44
	NPA='0'	-	0,058	-	0,23
	NPA='2' ou '3'	-	0,125	-	0,33
	VOIEPRIVEE	-	0,303	-	0,46
Variables de localisation et d'accessibilité	Superficie d'espaces verts dans un rayon de 300 m, (m ²)	0	14 779	140 907	24 456
	Distance au centre (m)*	44	3 274	13 446	2 075
	Distance au plus proche campus (m)	59	3 414	14 519	2 181
	Distance à la plus proche gare ou halte-ferroviaire (m)	94	2 517	10 222	1 647
	Distance au plus proche pont sur la Loire**	177	1 545	7 974	1 327
	BUS100	-	0,264	-	0,45
	TRAM300	-	0,309	-	0,46
Variables contextuelles	Année de transaction=2002	-	0,348	-	0,48
	Année de transaction=2008	-	0,298	-	0,46
	ZUS	-	0,056	-	0,23
	CONTZUS	-	0,159	-	0,37
	Superficie totale en maisons dans l'IRIS (ha)	0	6,77	17,54	4,71
	Revenu annuel médian dans l'IRIS (€)	8 170	18 710	29 016	3 449
Variables de qualité environnementale	Niveau de bruit journalier max. (dBA)	8,36	62,23	94,40	11,07
	NOXMAX	-	0,0751	-	0,25

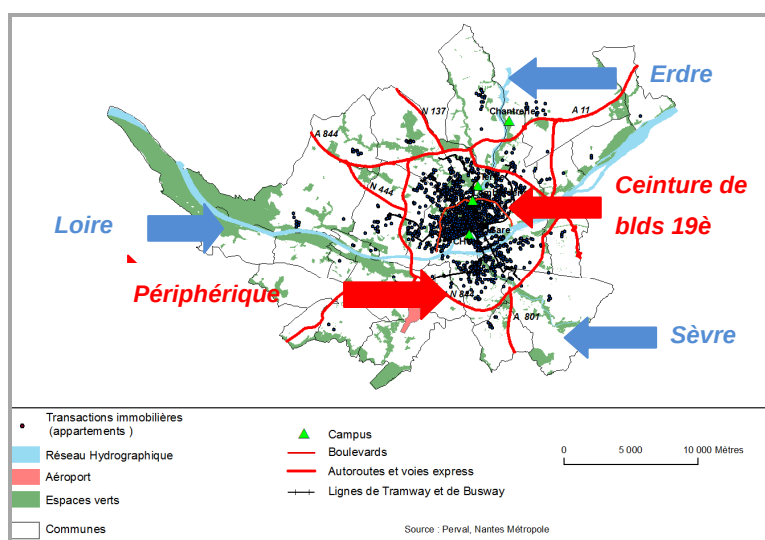
*Défini par rapport à la transaction localisée au 3 allée Flesselles, à Nantes

**Bien situé en Sud-Loire ou sur l'île de Nantes

3.2.1. La variable expliquée

Les données utilisées nous permettent d'obtenir une relation fonctionnelle entre les prix au mètre carré des appartements ayant fait l'objet d'une transaction à Nantes Métropole en 2002, 2006 et 2008 (Fig. 3.1) et leurs caractéristiques intrinsèques et extrinsèques (accessibilité, environnement urbain, qualité environnementale).

FIGURE 3.1 - Localisation des transactions d'appartements à Nantes Métropole en 2002, 2006 et 2008

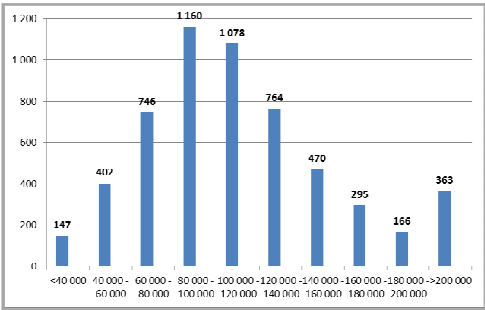


Les données exploitées proviennent de la base des notaires PERVAL, renseignant sur les 25 000 transactions d'appartements et de maisons intervenues à Nantes Métropole en 2002, 2006 et 2008, et géoréférencées dans le cadre du projet Eval-PDU. Nous nous limitons à l'étude des 5591 transactions d'appartements (après nettoyage de la base de données)³⁸. Nous disposons d'informations sur les transactions (prix, date de transaction, type de négociation, nature de la mutation, etc.), sur le vendeur et l'acquéreur (profession, statut matrimonial, année de naissance, sexe, nationalité, etc.), sur la localisation (commune du bien, section cadastrale, etc.) et sur les caractéristiques intrinsèques des logements (type de bien, nombre de pièces principales, nombre de salles de bain, nombre de parkings, surface habitable). Certaines de ces caractéristiques

³⁸ Le renseignement par les notaires de la base PERVAL n'ayant pas un caractère contraignant, certaines informations saisies ont dû être traitées, voire supprimées, avant analyse.

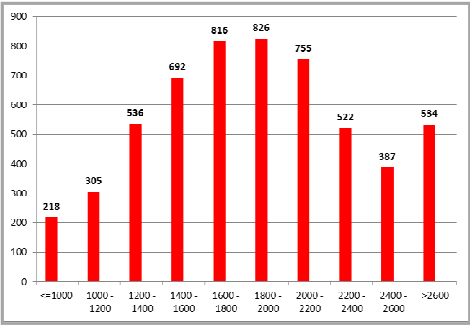
intrinsèques constituent un premier groupe de variables explicatives du modèle. Nous retenons comme variable expliquée le prix au mètre carré (en logarithme, conformément au résultat de la transformation de Box-Cox effectuée) afin d'éviter que la surface habitable seule n'explique une trop grande partie du modèle, réduisant ainsi l'influence des autres variables explicatives³⁹. Dans notre échantillon, le prix moyen du mètre carré est de 1 892 euros, pour une surface moyenne de 63 m², deux pièces et une place de parking. Les répartitions des appartements selon leur prix et leur prix au mètre carré sont présentées en figures 3.2 et 3.3.

FIGURE 3.2 - Prix des appartements échangés à Nantes Métropole (en euros déflatés, trois années de transaction)



Min	Moyenne	Max	Ecart type
6 100	116 173	830 690	57 977

FIGURE 3.3 - Prix au m² des appartements échangés à Nantes Métropole (en euros déflatés, trois années de transaction)



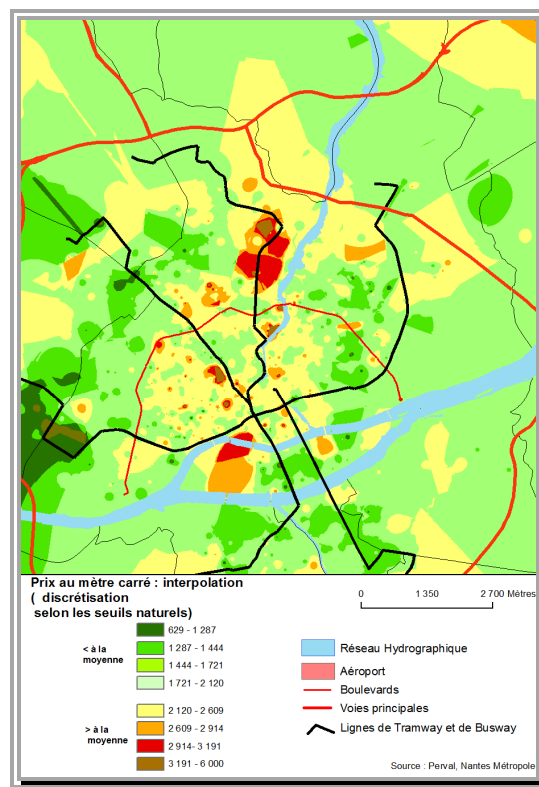
Min	Moyenne	Max	Ecart type
130	1 892	11 757	596

³⁹ Par exemple, Saulnier (2004) trouve dans son estimation que la surface explique à elle seule 82 % du montant des loyers de l'agglomération grenobloise.

La comparaison des figures 3.2 et 3.3 révèle une asymétrie à gauche sensiblement plus marquée pour le prix des appartements que pour le prix au mètre carré. En raison de la prépondérance des appartements de petite taille, la première distribution est caractérisée par une forte proportion de prix bas. L'examen de la figure 3.3, moins asymétrique, montre toutefois que les prix au mètre carré des petites surfaces sont plus élevés que ceux de la moyenne des appartements échangés.

La figure 3.4 fait apparaître la localisation des appartements selon leur prix au mètre carré.

FIGURE 3.4 - Localisation des appartements échangés selon le prix au m²



Contrairement à ce à quoi l'on pouvait s'attendre, les quartiers les plus centraux de Nantes ne sont pas forcément ceux qui affichent les prix au mètre carré les plus élevés. Sans doute est-ce dû pour partie à la présence de grands appartements de construction ancienne qui, en dépit de leurs attributs de qualité, font valoir des prix au mètre carré plus bas que de petits logements de construction récente situés plus loin du centre. Cette dernière typologie englobe par exemple une majorité de biens situés au

nord de la ville le long de la ligne 2 du tramway, qui présentent à la fois une bonne accessibilité au centre de la ville et des aménités paysagères et récréatives significatives à proximité de l'Erdre. C'est également le cas des biens situés à l'ouest et, dans une moindre mesure, à l'est de l'île de Nantes : construits depuis 2003, ils se situent à proximité immédiate de la Loire et à une distance raisonnable du centre, même pour les plus éloignés d'entre eux.

Nous avons suspecté ces « effets quartier » d'être à l'origine d'une autocorrélation spatiale négative significative entre des observations géographiquement proches mais présentant des attributs de localisation valorisés de manière hétérogène selon leur quartier d'appartenance. Une telle hypothèse n'a pas été vérifiée empiriquement pour l'échantillon des appartements. Nous la discuterons toutefois dans le chapitre suivant lorsque nous aborderons l'analyse de l'échantillon des maisons échangées sur le territoire de Nantes Métropole.

Une hétérogénéité spatiale des appartements semblait par ailleurs se dessiner selon au moins deux typologies distinctes : d'abord, entre les biens situés à l'intérieur et à l'extérieur de la ceinture de boulevards du 19^e siècle, avec des prix au mètre carré plus élevés à l'intérieur ; ensuite, entre les biens situés au nord et au sud de la Loire (prix plus élevés au nord). Aucune de ces deux ségrégations spatiales supposées n'a toutefois pu être vérifiée empiriquement. Un dernier type d'hétérogénéité peut être constaté entre les biens situés à l'ouest et à l'est de la ville, à condition toutefois de rester à l'intérieur de la ceinture de boulevards.

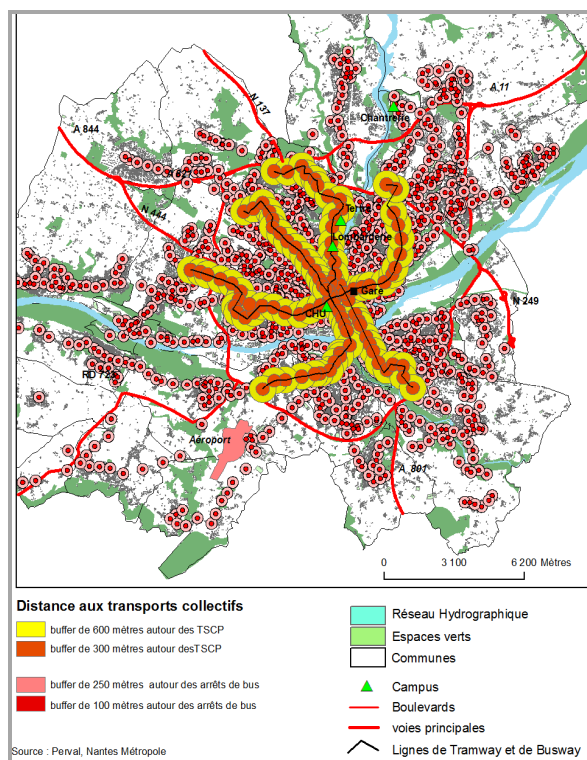
3.2.2. Les caractéristiques de localisation et d'accessibilité

Les caractéristiques d'accessibilité, générales et spécifiques, géoréférencées dans le cadre du projet Eval-PDU, comprennent la situation géographique du bien, la distance à un ensemble de points de référence (gares, campus, etc.), l'accessibilité aux transports collectifs urbains, la distance au centre ou centre-ville⁴⁰ et les distances aux espaces verts et aux rives de cours d'eau (la Loire, l'Erdre et la Sèvre). Ces cours d'eau

⁴⁰ Défini par la transaction localisée au 3, allée Flesselles, à Nantes.

constituent des barrières géographiques naturelles, notamment la Loire que doivent franchir des ménages actifs résidant au sud du fleuve, la majorité des emplois étant localisée au nord. Seules 17 % des transactions se situent au sud de la Loire et 88 % des appartements sont à l'intérieur du boulevard périphérique (situé à environ 6 km du centre-ville en moyenne, *Fig. 3.1*). L'environnement naturel est plutôt de bonne qualité, 87 % des logements étant situés à moins de 600 m d'un espace vert, d'une superficie moyenne d'un peu plus de 4 hectares. Les logements sont bien desservis en transports collectifs : 46 % sont à moins de 2 km d'une gare, 54 % disposent d'un arrêt de bus à moins de 150 m et 43 % d'un arrêt de tramway à moins de 450 m (*Fig. 3.5*).

FIGURE 3.5 - Localisation des appartements et distance aux transports collectifs



De manière sensible, nous remarquons que le maillage du territoire par le réseau du tramway apparaît très linéaire, et reste contenu dans la limite exacte tracée par le périphérique, à l'exception de la ligne 1 qui part du nord-ouest jusqu'au nord-est de l'agglomération en le débordant légèrement de chaque côté. À l'inverse, la couverture assurée par le réseau de bus couvre la quasi-totalité de la superficie située à l'intérieur du périphérique. À l'extérieur du périphérique en revanche, le maillage par le réseau de bus devient très irrégulier, les espaces les moins excentrés bénéficiant encore

généralement d'une couverture de qualité, alors que les franges de la métropole doivent le plus souvent se dispenser de toute couverture en transports collectifs urbains ; une exception notable est toutefois constituée par une partie des bords de Loire, qui présentent des densités moyennes d'emplois (à l'ouest) ou d'habitat (à l'est) plus élevées que le reste du territoire situé au-delà du périphérique.

Pour chacune des variables d'accessibilité à un point de référence, une distance euclidienne (à vol d'oiseau) a été calculée depuis l'appartement considéré.

3.2.3. Les caractéristiques socio-économiques

Les caractéristiques de l'environnement urbain (contextuelles) sont issues de données de l'INSEE, renseignées par IRIS : densité en appartements et en maisons, taux de chômage, revenu médian dans l'IRIS, parts dans la population des 60 ans et plus, de la population étrangère, des diplômés de l'enseignement supérieur, présence d'une Zone Urbaine Sensible (ZUS) dans l'IRIS ou dans l'IRIS contigu (21 % des logements concernés). Nous retenons pour chacune de ces variables la valeur correspondant à l'année de transaction à chaque fois que cela est possible, ou la valeur de l'année antérieure la plus proche de l'année de transaction dans les autres cas.

3.2.4. Les caractéristiques de qualité environnementale

Les variables de qualité environnementale, construites par nos partenaires du projet Eval-PDU, fournissent l'exposition sonore des logements au bruit routier et ferroviaire (en période diurne, nocturne et sur 24 heures) et la concentration en neuf polluants majoritairement associés au trafic routier (particules fines PM_{10} et $PM_{2,5}$, dioxydes d'azote NO_2 , oxydes d'azote NO_x , ozone, dioxyde de soufre, benzène, monoxyde de carbone et composés organiques volatils). Les concentrations en polluants ayant été calculées pour les années 2002 et 2008, les transactions de 2006 ont été rattachées aux niveaux de concentration de 2002 en chacun des polluants.

Plus de 50 % des logements subissent un bruit considéré comme gênant, de plus de 65 dBA, à un moment de la journée (bruit maximal sur 24 heures, *Fig.3.6*).

Indicateur Lden (24h)

Échelle : 1 : 40 000
0 200 400
Mètres
Périmètre agglomération : 50,1 x 118,5 km

- Cours d'eau
 - Bâtiment
 - Route
 - Vitesse limitée et/ou interdite
 - "x" : Lignes de propriété des collectivités
 - "x" : parcelles non cadastrées
 - "x" : parcelles non cadastrées

Niveaux moyens d'exposition :
 - 0-10 dB(A)
 - 10-20 dB(A)
 - 20-30 dB(A)
 - 30-40 dB(A)
 - 40-50 dB(A)
 - 50-60 dB(A)
 - 60-70 dB(A)
 - 70-80 dB(A)
 - 80-90 dB(A)
 - 90-100 dB(A)
 - 100-110 dB(A)
 - 110-120 dB(A)
 - 120-130 dB(A)
 - 130-140 dB(A)
 - 140-150 dB(A)
 - 150-160 dB(A)
 - 160-170 dB(A)
 - 170-180 dB(A)
 - 180-190 dB(A)
 - 190-200 dB(A)
 - 200-210 dB(A)
 - 210-220 dB(A)
 - 220-230 dB(A)
 - 230-240 dB(A)
 - 240-250 dB(A)
 - 250-260 dB(A)
 - 260-270 dB(A)
 - 270-280 dB(A)
 - 280-290 dB(A)
 - 290-300 dB(A)
 - 300-310 dB(A)
 - 310-320 dB(A)
 - 320-330 dB(A)
 - 330-340 dB(A)
 - 340-350 dB(A)
 - 350-360 dB(A)
 - 360-370 dB(A)
 - 370-380 dB(A)
 - 380-390 dB(A)
 - 390-400 dB(A)
 - 400-410 dB(A)
 - 410-420 dB(A)
 - 420-430 dB(A)
 - 430-440 dB(A)
 - 440-450 dB(A)
 - 450-460 dB(A)
 - 460-470 dB(A)
 - 470-480 dB(A)
 - 480-490 dB(A)
 - 490-500 dB(A)
 - 500-510 dB(A)
 - 510-520 dB(A)
 - 520-530 dB(A)
 - 530-540 dB(A)
 - 540-550 dB(A)
 - 550-560 dB(A)
 - 560-570 dB(A)
 - 570-580 dB(A)
 - 580-590 dB(A)
 - 590-600 dB(A)
 - 600-610 dB(A)
 - 610-620 dB(A)
 - 620-630 dB(A)
 - 630-640 dB(A)
 - 640-650 dB(A)
 - 650-660 dB(A)
 - 660-670 dB(A)
 - 670-680 dB(A)
 - 680-690 dB(A)
 - 690-700 dB(A)
 - 700-710 dB(A)
 - 710-720 dB(A)
 - 720-730 dB(A)
 - 730-740 dB(A)
 - 740-750 dB(A)
 - 750-760 dB(A)
 - 760-770 dB(A)
 - 770-780 dB(A)
 - 780-790 dB(A)
 - 790-800 dB(A)
 - 800-810 dB(A)
 - 810-820 dB(A)
 - 820-830 dB(A)
 - 830-840 dB(A)
 - 840-850 dB(A)
 - 850-860 dB(A)
 - 860-870 dB(A)
 - 870-880 dB(A)
 - 880-890 dB(A)
 - 890-900 dB(A)
 - 900-910 dB(A)
 - 910-920 dB(A)
 - 920-930 dB(A)
 - 930-940 dB(A)
 - 940-950 dB(A)
 - 950-960 dB(A)
 - 960-970 dB(A)
 - 970-980 dB(A)
 - 980-990 dB(A)
 - 990-1000 dB(A)
 - 1000-1010 dB(A)
 - 1010-1020 dB(A)
 - 1020-1030 dB(A)
 - 1030-1040 dB(A)
 - 1040-1050 dB(A)
 - 1050-1060 dB(A)
 - 1060-1070 dB(A)
 - 1070-1080 dB(A)
 - 1080-1090 dB(A)
 - 1090-1100 dB(A)
 - 1100-1110 dB(A)
 - 1110-1120 dB(A)
 - 1120-1130 dB(A)
 - 1130-1140 dB(A)
 - 1140-1150 dB(A)
 - 1150-1160 dB(A)
 - 1160-1170 dB(A)
 - 1170-1180 dB(A)
 - 1180-1190 dB(A)
 - 1190-1200 dB(A)
 - 1200-1210 dB(A)
 - 1210-1220 dB(A)
 - 1220-1230 dB(A)
 - 1230-1240 dB(A)
 - 1240-1250 dB(A)
 - 1250-1260 dB(A)
 - 1260-1270 dB(A)
 - 1270-1280 dB(A)
 - 1280-1290 dB(A)
 - 1290-1300 dB(A)
 - 1300-1310 dB(A)
 - 1310-1320 dB(A)
 - 1320-1330 dB(A)
 - 1330-1340 dB(A)
 - 1340-1350 dB(A)
 - 1350-1360 dB(A)
 - 1360-1370 dB(A)
 - 1370-1380 dB(A)
 - 1380-1390 dB(A)
 - 1390-1400 dB(A)
 - 1400-1410 dB(A)
 - 1410-1420 dB(A)
 - 1420-1430 dB(A)
 - 1430-1440 dB(A)
 - 1440-1450 dB(A)
 - 1450-1460 dB(A)
 - 1460-1470 dB(A)
 - 1470-1480 dB(A)
 - 1480-1490 dB(A)
 - 1490-1500 dB(A)
 - 1500-1510 dB(A)
 - 1510-1520 dB(A)
 - 1520-1530 dB(A)
 - 1530-1540 dB(A)
 - 1540-1550 dB(A)
 - 1550-1560 dB(A)
 - 1560-1570 dB(A)
 - 1570-1580 dB(A)
 - 1580-1590 dB(A)
 - 1590-1600 dB(A)
 - 1600-1610 dB(A)
 - 1610-1620 dB(A)
 - 1620-1630 dB(A)
 - 1630-1640 dB(A)
 - 1640-1650 dB(A)
 - 1650-1660 dB(A)
 - 1660-1670 dB(A)
 - 1670-1680 dB(A)
 - 1680-1690 dB(A)
 - 1690-1700 dB(A)
 - 1700-1710 dB(A)
 - 1710-1720 dB(A)
 - 1720-1730 dB(A)
 - 1730-1740 dB(A)
 - 1740-1750 dB(A)
 - 1750-1760 dB(A)
 - 1760-1770 dB(A)
 - 1770-1780 dB(A)
 - 1780-1790 dB(A)
 - 1790-1800 dB(A)
 - 1800-1810 dB(A)
 - 1810-1820 dB(A)
 - 1820-1830 dB(A)
 - 1830-1840 dB(A)
 - 1840-1850 dB(A)
 - 1850-1860 dB(A)
 - 1860-1870 dB(A)
 - 1870-1880 dB(A)
 - 1880-1890 dB(A)
 - 1890-1900 dB(A)
 - 1900-1910 dB(A)
 - 1910-1920 dB(A)
 - 1920-1930 dB(A)
 - 1930-1940 dB(A)
 - 1940-1950 dB(A)
 - 1950-1960 dB(A)
 - 1960-1970 dB(A)
 - 1970-1980 dB(A)
 - 1980-1990 dB(A)
 - 1990-2000 dB(A)
 - 2000-2010 dB(A)
 - 2010-2020 dB(A)
 - 2020-2030 dB(A)
 - 2030-2040 dB(A)
 - 2040-2050 dB(A)
 - 2050-2060 dB(A)
 - 2060-2070 dB(A)
 - 2070-2080 dB(A)
 - 2080-2090 dB(A)
 - 2090-2100 dB(A)
 - 2100-2110 dB(A)
 - 2110-2120 dB(A)
 - 2120-2130 dB(A)
 - 2130-2140 dB(A)
 - 2140-2150 dB(A)
 - 2150-2160 dB(A)
 - 2160-2170 dB(A)
 - 2170-2180 dB(A)
 - 2180-2190 dB(A)
 - 2190-2200 dB(A)
 - 2200-2210 dB(A)
 - 2210-2220 dB(A)
 - 2220-2230 dB(A)
 - 2230-2240 dB(A)
 - 2240-2250 dB(A)
 -

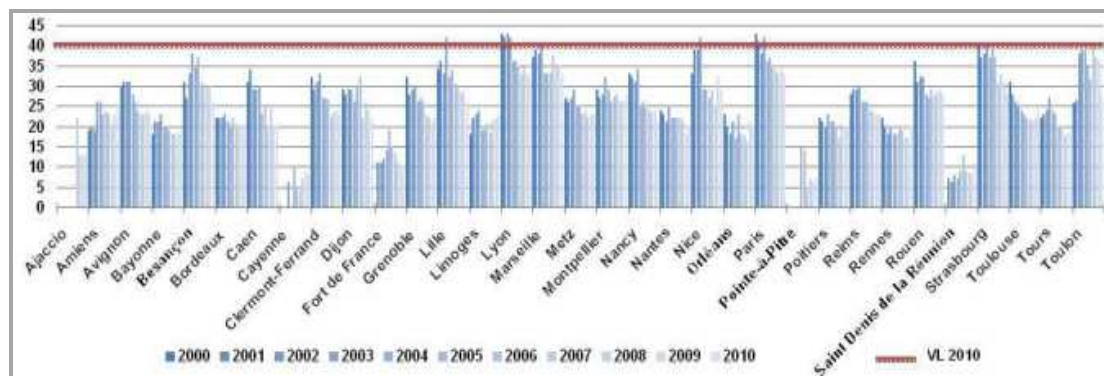
De manière assez évidente, les manifestations de bruit moyen les plus gênantes se situent à proximité immédiate des grands axes routiers et des réseaux ferrés. Aucune ségrégation sonore entre l'intérieur et l'extérieur du périphérique ne peut véritablement être relevée sur la base de cette cartographie de bruit fournie par Nantes Métropole intégrant également le bruit aérien⁴¹. En revanche, les franges de la métropole font le plus souvent valoir des niveaux de bruit moyen plus bas que dans le reste du territoire. Sur cette base descriptive, il n'est pas aisé de relever d'éventuels liens avec l'hétérogénéité spatiale des niveaux de prix au mètre carré de la figure 3.4.

En revanche, aucun des logements étudiés n'est exposé à des concentrations annuelles moyennes de NO₂ supérieures à 40 microgrammes par mètre cube (µg.m⁻³). Ceci n'est pas étonnant dans la mesure où, comme le montre la figure 3.7a, Nantes Métropole dépasse rarement l'objectif de qualité (au sens de seuil de qualité) et la valeur limite en moyenne annuelle pour le dioxyde d'azote (40 µg.m⁻³).

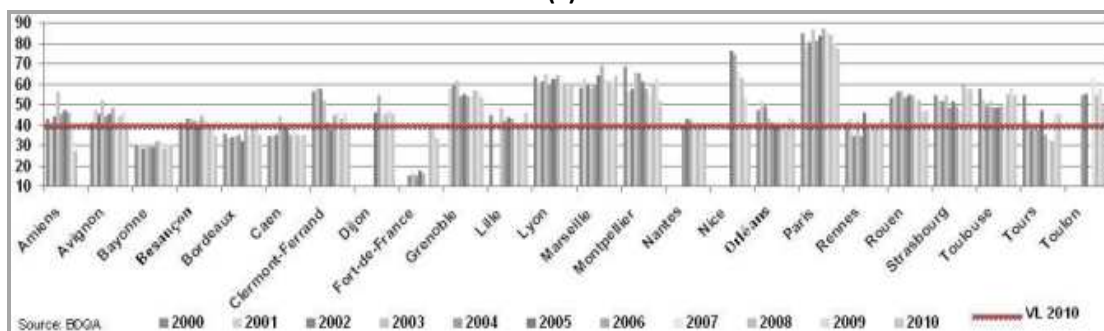
125

La figure 3.7b, représente l'évolution de la concentration spécifique en dioxyde d'azote (NO₂) sur 10 ans pour 24 agglomérations françaises.

FIGURE 3.7 - Evolution des concentrations annuelles de NO₂ sur des sites urbains de fond (a) et sur des sites trafic (b) dans les agglomérations françaises de 2000 à 2010⁴²



(a)



(b)

Source : MEDDTL (2011)

La Communauté Urbaine de Nantes présente de bons résultats par rapport à plusieurs agglomérations de taille comparable (Rouen, Strasbourg, Toulouse notamment). Au plan national en 2010, les NO₂ sont émis à 52 % par le secteur routier.

⁴² Stations de fond urbain (sur site urbain de fond) : stations de suivi du niveau d'exposition de la majorité de la population aux phénomènes de pollution dits de « fond » dans les centres urbains et à leur périphérie. Stations de proximité trafic (sur site trafic) : stations de mesure des concentrations dans les zones représentatives des niveaux les plus élevés auxquels la population située en proximité d'une infrastructure routière est susceptible d'être exposée.

3.3. Les résultats du modèle de référence

3.3.1. Résultats d'ensemble

Les résultats de l'estimation par les moindres carrés ordinaires, après traitement des *outliers*, et correction de White, sont présentés dans le tableau 3.2.

TABLEAU 3.2 - Résultats de l'estimation pour le logarithme du prix au m² des appartements

Variable explicative	Définition	Coefficient	Ecart type	T-stat	P value
<i>Caractéristiques intrinsèques</i>					
Constante		7,995***	0,217	36,844	0,000
LNSURF	log(surface habitable en m ²)	-0,649***	0,076	-8,573	0,000
LNSURF2	(log(surface)) ²	0,071***	0,010	7,442	0,000
COPE_ABC	construction avant 1947 [#] (réf. après 1992)	-0,175***	0,016	-11,092	0,000
COPE_D	construction 1948-1969 [#] (réf. après 1992)	-0,250***	0,008	-31,792	0,000
COPE_E	construction 1970-1980 [#] (réf. après 1992)	-0,217***	0,008	-27,956	0,000
COPE_F	construction 1981-1991 [#] (réf. après 1992)	-0,122***	0,008	-15,374	0,000
VEFA	Vente en état futur d'achèvement [#]	0,197***	0,007	28,659	0,000
NPA0	0 parkings (réf. 1) [#]	-0,084***	0,013	-6,613	0,000
NPA_23	2 parkings ou plus (ref. 1) [#]	0,054***	0,007	7,789	0,000
<i>Variables de localisation et d'accessibilité</i>					
VOIEPRIVEE	Localisation sur voie privée [#]	-0,043***	0,005	-8,863	0,000
LNVERTS300	Log(superficie espaces verts à moins de 300m en m ²)	0,002***	0,000	3,160	0,002
LNCENTRE	Log(distance au centre en m)	-0,102***	0,007	-14,146	0,000
LNCAMPUS	Log(distance au campus le plus proche en m)	-0,024***	0,004	-5,494	0,000
LNPONTSLOIRE_SUD	Log(distance des biens situés en Sud-Loire au plus proche pont sur la Loire en m)	-0,003***	0,001	-2,898	0,005
LNGHF	Log(distance à la gare la plus proche en m)	0,030***	0,005	6,543	0,000
BUS100	Présence d'un arrêt de bus à moins de 100 m [#]	0,221***	0,062	3,557	0,000
BUS100LNCENTRE	BUS100 x LNCENTRE	-0,027***	0,008	-3,495	0,000
TRAM300	Présence d'un arrêt de tramway à moins de 300 m [#]	-0,133**	0,065	-2,049	0,026
TRAM300LNCENTRE	TRAM300 x LNCENTRE	0,018**	0,008	2,230	0,016
<i>Variables contextuelles</i>					
A02	Année de transaction 2002 (réf. 2006)	-0,307***	0,005	-59,813	0,000
A08	Année de transaction 2008 (réf. 2006)	-0,072***	0,005	-13,522	0,000
ZUS	Localisation dans une ZUS [#]	-0,069***	0,013	-5,412	0,000
CONTZUS	Localisation dans un IRIS contigu à une ZUS [#]	-0,049***	0,006	-7,758	0,000
LNMAISHA	Log(densité maisons dans l'IRIS)	0,013***	0,001	8,837	0,000
LNREVENU	Log(Revenu médian dans l'IRIS)	0,203***	0,15	13,342	0,000
<i>Variables de qualité environnementale</i>					
BRUITMAX	Bruit maximal en 24 heures (dbA)	-0,001***	0,000	-6,860	0,000
NOX90MAX	Concentration de NOx maximale inférieure à 90 µg.m-3 [#]	0,065***	0,010	6,662	0,000

[#] 1 si oui, 0 si non

*** Significatif à 1 %, ** Significatif à 5 %, * Significatif à 10 %

Variable expliquée : logarithme du prix au m²

Nombre d'observations : 5 455

R² = 0,7202 ; R² ajusté = 0,7188

Les variables non significatives ne sont pas incluses dans les régressions, mais nous les discutons au fil des résultats. Le modèle explique 72 % de la variance du prix au mètre carré des appartements échangés sur le territoire de Nantes Métropole ($R^2 = 0,72$). Le pouvoir explicatif global du modèle apparaît satisfaisant par rapport aux études hédoniques comparables, qui affichent un coefficient de détermination variant de 61 à 69 % (Kim *et al.*, 2003; Boxall *et al.*, 2005; Bureau et Glachant, 2010; Gaschet et Pouyanne, 2011)⁴³. Les variables explicatives ne souffrent pas de corrélations abusives, ni linéaires deux à deux, ni de multicollinéarité. Sur l'échantillon complet des 5591 observations, les tests standard de Jarque-Bera et de Shapiro-Wilk sur le modèle initial ont révélé que les résidus de la régression ne suivaient pas une loi normale. Nous avons donc procédé à une correction de type *inner fence*⁴⁴. Le test de Breusch-Pagan a par ailleurs révélé une forte hétéroscédasticité du modèle, la variance des erreurs augmentant ici avec le prix au mètre carré. Nous avons également paré cette hétéroscédasticité grâce à une correction de White. Les résultats économétriques détaillés sont présentés en annexe 3.3.

En revanche, l'absence de dépendance spatiale significative peut paraître surprenante. Dans plusieurs études comparables mobilisant la méthode des prix hédoniques, elle est en effet fréquemment révélée, par exemple pour les appartements de la ville de Rennes échangés entre 1994 et 2001 (Baudry *et al.*, 2009). Dans la littérature internationale, les maisons de Séoul font par exemple ressortir une forte dépendance spatiale entre observations voisines (Kim *et al.*, 2003), de même que les maisons rurales de la province d'Alberta au Canada (Boxall *et al.*, 2005).

⁴³ Les études qui atteignent un coefficient de détermination supérieur à 80 % sont celles dont la variable expliquée est le prix de vente et non le prix au mètre carré (Saulnier, 2004; Baudry *et al.*, 2009).

⁴⁴ Une telle procédure (Rousseeuw et Leroy, 1987) nous amène à rejeter environ 3 % des observations dont les résidus se situent hors d'un intervalle dont les bornes inférieures et supérieures sont centrées sur les premier et troisième quartiles de la distribution. Ce procédé nous permet de conserver 5455 observations finales et améliore considérablement la valeur du test de Jarque-Bera, sans que les résidus parviennent néanmoins à se ramener à une distribution normale au seuil de significativité de 10 %.

Toutefois, plusieurs études hédoniques utilisant des données SIG relatives à des agglomérations ou aires urbaines de taille comparable à celle de Nantes parviennent comme nous à des valeurs de la statistique centrée réduite du test de Moran proche de zéro⁴⁵, révélatrices d'une autocorrélation spatiale non-significative dans l'échantillon étudié : Lecat (2004), pour l'aire urbaine de Lyon; Gaschet et Pouyanne (2011), pour l'aire urbaine de Bordeaux. Bono *et al.* (2007) révèlent la présence d'une autocorrélation spatiale faible entre observations voisines à Marseille, mais les auteurs n'en tiennent plus compte ensuite dans leur estimation économétrique.

D'autres travaux enfin n'évoquent pas le risque de dépendance spatiale et s'en tiennent d'emblée à des méthodes d'estimation par les moindres carrés ordinaires, centrées sur le seul choix des variables explicatives pertinentes : c'est la position adoptée par les auteurs de l'étude hédonique sur les quartiers verts et les quartiers tranquilles à Paris pour 115 000 appartements échangés entre 1990 et 2005 (Bureau et Glachant, 2010), ou encore par Saulnier (2004) pour l'étude d'un échantillon beaucoup plus réduit de 310 appartements à Grenoble, malgré des risques de biais avérés dans la détermination de l'estimateur (Cavailhès, 2005).

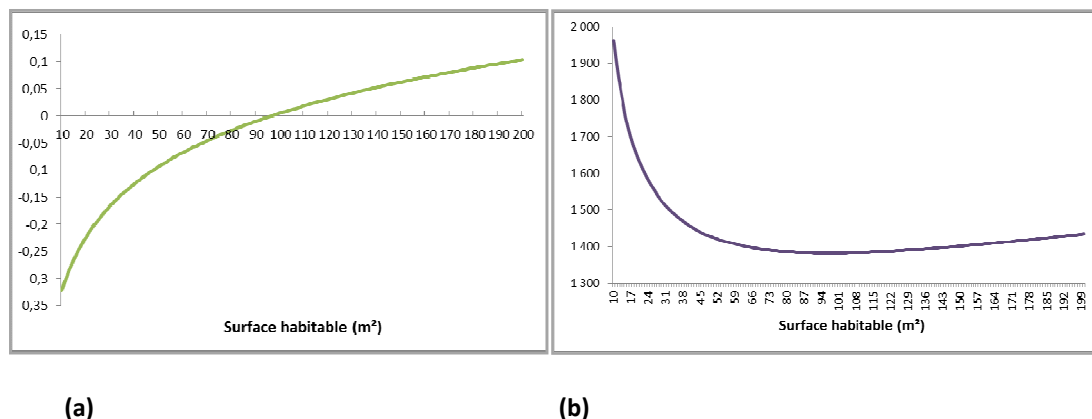
3.3.2. Les effets des caractéristiques intrinsèques des logements

Parmi les caractéristiques intrinsèques, la surface habitable joue un rôle majeur. Elle tend à augmenter le prix de vente total, et le prix du mètre carré marginal peut en être une fonction décroissante. Pour déceler une influence éventuellement non linéaire de la surface habitable sur le prix au mètre carré, nous avons introduit au côté de la surface, la surface au carré (en logarithme). Les élasticités du prix au mètre carré par rapport à la surface habitable sont négatives et croissantes pour les petites et moyennes surfaces (égales à -0,2 pour un appartement de 25 m², à -0,1 pour 50 m²). Elles deviennent positives au-delà de 95 m², l'élasticité tendant vers 0,1, révélant en quelque sorte une « prime aux grands appartements » (*Fig. 3.8*). Les effets marginaux des

⁴⁵ Nous rappelons que pour notre échantillon des appartements, cette valeur s'établit à 0,22.

variables explicatives sur le prix au mètre carré sont calculés au point moyen de l'échantillon⁴⁶. Nous les présentons de manière détaillée en annexe 3.4.

FIGURE 3.8 - Elasticité du prix au m² (a) et prix au m² en euros des appartements (b), par rapport à leur surface habitable en m²



Les immeubles construits après 1992 sont plus valorisés, au mètre carré, que les immeubles plus anciens, la période de 1948 à 1980 présentant la décote la plus élevée. Ainsi, par rapport au prix de l'appartement de référence, la dépréciation est de 11,5 % à 22,1 % pour un appartement construit avant 1992. La perception par l'acheteur d'un logement éventuellement dégradé, souffrant par ailleurs d'une moins bonne isolation thermique et phonique que des appartements plus récents, peut expliquer le résultat dépréciateur de la période de construction.⁴⁷

Les appartements neufs bénéficient également d'une valorisation importante, de +21,8 % au point moyen, par rapport aux autres appartements. Le nombre de places de parking influence significativement le prix au mètre carré. L'absence de parking crée une moins-value par rapport à un appartement disposant d'une place (-8 % au point moyen). À l'inverse, la présence de deux places ou plus exerce un effet à la hausse sur

⁴⁶ Le point moyen de notre échantillon est caractérisé par l'appartement de référence. Vendu 1 409 € le m² en 2006, cet appartement de référence a été construit après 1992, mais n'est pas neuf. Situé à 2 721 m du centre, au nord de la Loire, il n'est pas localisé dans une voie privée, ni dans une ZUS ou dans un IRIS contigu. Il ne dispose ni d'arrêt de bus à moins de 100 mètres, ni d'arrêt de tramway à moins de 300 mètres. Il se situe au-dessus du seuil de concentration de NO_x de 90 µg.m-3 et subit un bruit maximal de 62 dBA.

⁴⁷ Nous ne disposons malheureusement pas d'information sur l'état des biens lors de la transaction.

le prix au mètre carré (+5,6 % au point moyen). Les acheteurs semblent ainsi manifester la crainte de difficultés de stationnement sur la voie publique près du domicile.

Ces résultats sont conformes à ceux des études portant sur des agglomérations françaises (Saulnier, 2004; Cavailhès, 2005; Fritsch, 2007; Bureau et Glachant, 2010; Choumert et Travers, 2010). Toutes ces études dévoilent le rôle prépondérant de la surface habitable. La plupart montrent également que la date de construction est un déterminant de la valeur du logement. La présence d'au moins une place de parking est également valorisée pour les appartements marseillais (Bono *et al.*, 2007). Le nombre de pièces, non significatif dans notre étude et celle de Fritsch (2007), apparaît également sans influence dans les agglomérations grenobloise (Saulnier, 2004) et rennaise (Baudry *et al.*, 2009), alors qu'il semble influencer significativement le prix des logements à Paris (Bureau et Glachant, 2010). D'autres caractéristiques intrinsèques, dont nous n'avons pas pu tenir compte, sont également susceptibles de valoriser les biens immobiliers, comme l'équipement sanitaire et l'état du bien (Cavailhès, 2005) ou la présence d'un ascenseur ou d'un balcon (Baudry *et al.*, 2009).

3.3.3. Les effets des variables de localisation et d'accessibilité

La localisation sur voie privée et la superficie d'espaces verts dans un rayon de 300 mètres peuvent être considérées comme des aménités. La localisation sur une voie privée, qui concerne 30 % de notre échantillon, constitue pourtant un facteur de dépréciation du bien. En opposition au calme supposé de ces artères où la circulation des non-résidents est interdite, d'autres raisons peuvent au contraire constituer un motif de dévalorisation : par exemple, des charges de copropriété supposées plus élevées ou des difficultés d'accès dans certains passages étroits. La superficie d'espaces verts dans un rayon de 300 mètres autour du bien se présente comme un facteur significatif d'appréciation. Ce résultat confirme les conclusions de Bureau et Glachant (2010) qui montrent qu'à Paris, la hausse moyenne de prix due à l'aménagement de quartiers verts atteint 3 % par rapport au reste de la ville. On trouve des résultats comparables à Angers, où la distance mais aussi la densité en espaces verts constituent des sources de capitalisation immobilière (Choumert et Travers, 2010). Toutefois, le coefficient obtenu dans notre estimation reste faible (0,002), traduisant peut-être une bonne couverture

générale en espaces verts des appartements de l'agglomération nantaise; ainsi, de plus grandes surfaces d'espaces verts autour de l'appartement seraient recherchées par l'acquéreur, mais pas au point de valoriser très fortement le logement (+0,06 % au point moyen pour 100 m² supplémentaires).

Certaines variables d'accessibilité n'ont pu être retenues dans le modèle, comme la distance à l'aéroport, dont le coefficient est très sensible à la spécification testée, la distance aux plus proches commerces, relativement faible pour de nombreux appartements de notre échantillon (440 mètres en moyenne), et la distance à la rive (Loire, Erdre ou Sèvre), non significative.

Parmi les variables d'accessibilité retenues, la proximité au centre-ville de Nantes exerce, sans surprise, un rôle positif, le modèle révélant une élasticité de -0,1 du prix au mètre carré par rapport à la distance au centre⁴⁸. La méthode d'estimation employée ne nous a pas permis de déceler d'effet non linéaire de la distance au centre sur le prix au mètre carré des appartements. Une telle relation de décroissance linéaire est en adéquation avec une partie de la littérature théorique (Fujita et Thisse, 2003) et se retrouve également dans les études empiriques de Saulnier (2004) sur Grenoble, Cavailhès (2005) sur les 287 pôles urbains étudiés, Fritsch (2007) sur Nantes, Baudry *et al.* (2009) sur Rennes, Bureau et Glachant (2010) sur Paris et Gaschet et Pouyanne (2011) sur le centre-ville de Bordeaux.

La proximité d'un campus tend également à augmenter faiblement le prix au mètre carré, avec une élasticité de -0,002 de ce prix par rapport à la distance.⁴⁹ Ce résultat

⁴⁸ La distance au centre présente une multicolinéarité un peu élevée (facteur d'inflation de la variance égal à 4,79), avec la distance à la plus proche gare ou halte-ferroviaire (0,47) et avec la distance au plus proche campus (0,36). La multicolinéarité aurait pu être sensiblement réduite en supprimant la gare centrale de Nantes de la liste des gares et halte-ferroviaires, au nombre de 12 sur l'agglomération nantaise; toutefois, ce choix économétriquement meilleur aurait contrarié notre objectif d'analyse du rôle de l'accessibilité aux transports collectifs sous toutes leurs formes.

⁴⁹ Afin d'en limiter la corrélation partielle avec la distance au centre, nous ne tenons pas compte dans les campus, contrairement à ce que nous avons fait pour la gare centrale de Nantes, du campus central de médecine-pharmacie. La valeur du coefficient de corrélation partielle dépassait toutefois ici 0,6.

contraste en partie avec celui de Baudry *et al.* (2009) qui trouvent un effet non linéaire de la distance au campus sur le prix au mètre carré, un faible éloignement diminuant le prix des logements jusqu'à un certain seuil au-delà duquel le prix augmente avec la distance.

La Loire joue un rôle de barrière géographique pour les habitants du sud, mais dans des proportions limitées, alors que l'Erdre et la Sèvre, non. La création d'une variable d'interaction croisant le logarithme de la distance au plus proche pont avec la situation de l'appartement au sud de la Loire se présentait comme un moyen détourné de contrôler, au moins partiellement, l'hétérogénéité de l'échantillon relativement à la position du bien par rapport à la Loire, révélée par le test de Chow. Pour les appartements situés au sud de la Loire, 1 % de distance supplémentaire au plus proche pont sur la Loire se traduit finalement par une moins-value limitée de 0,003 %.

En raison d'une trop forte corrélation avec la distance au centre, les variables continues « distance au plus proche arrêt de bus » et « distance au plus proche arrêt de tramway » ne peuvent être conservées en l'état. Nous avons donc construit deux variables binaires précisant la présence ou non d'un arrêt dans un rayon variable autour de l'appartement. Compte tenu de la desserte plutôt dense du territoire en transports collectifs urbains, l'analyse des effets de l'accessibilité à ces modes de transport oblige à retenir des rayons suffisamment faibles autour du bien pour être discriminants : la présence d'un arrêt de bus à moins de 100 mètres et la présence d'un arrêt de tramway à moins de 300 mètres ressortent ainsi comme la conjonction de seuils fournissant les meilleurs résultats économétriques, en termes de coefficient de détermination et de statistique de l'AIC.

L'accessibilité au réseau de transport collectif non urbain (Trains Express Régionaux, TER) desservant l'agglomération présente des caractéristiques bien différentes. Seules 12 % des transactions se situent à moins d'un kilomètre d'une gare ou halte-ferroviaire. La proximité à la plus proche gare ne joue cependant pas le rôle d'accessibilité attendu, le prix au mètre carré croissant avec la distance, avec une élasticité de 0,03. Les résultats sont comparables si l'on retire la gare centrale de Nantes pour ne conserver que les 11 halte-ferroviaires. L'intégration alternative d'une variable indicatrice par pas de distances de 250 mètres n'inverse pas les résultats : une gare ne

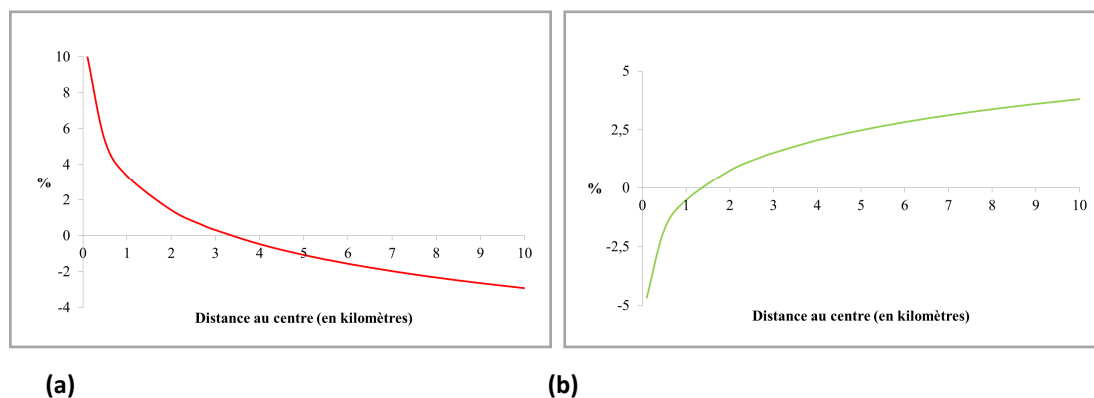
joue jamais son rôle d'accessibilité entre 250 à 1500 mètres à vol d'oiseau (soit environ 20 minutes de marche), ni au-delà. L'effet de nuisance l'emporte donc sur l'effet d'accessibilité, sans doute en raison de la bonne accessibilité aux transports collectifs urbains, qui rendent un service comparable à l'intérieur du périphérique et, de manière liée, en raison du faible rôle tenu par le réseau ferré suburbain dans la mobilité locale en règle générale.

Nous avons ensuite cherché à révéler des comportements spatialement différenciés de capitalisation de la proximité au réseau de transport collectif urbain. Pour cela, nous avons construit deux variables d'interaction : l'une croisant la présence d'un arrêt de bus dans un rayon de 100 mètres avec la distance au centre, l'autre étant définie de la même manière pour le tramway, mais avec le rayon de 300 mètres retenu pour la variable simple. L'effet sur les prix de la présence d'un arrêt de bus dans le voisinage se calcule ainsi comme la somme d'un effet propre, forfaitaire, saisi par la variable BUS100, qui joue à la hausse, et d'un effet d'interaction avec la distance au centre qui joue lui à la baisse comme l'indique le signe négatif du coefficient BUS100LNCENTRE du tableau 3.2.

L'effet net qui en résulte diminue alors en fonction de l'éloignement au centre, passant de valeurs positives à négatives (*Fig. 3.9a*). Aussi le prix au mètre carré augmente-t-il de 3,4 % en cas de desserte par le bus à 1 kilomètre du centre, alors qu'il diminue de 3% à 10 kilomètres, par rapport à un appartement moyen sans bus, ni tramway, situé à la même distance du centre. Ce passage d'un effet positif à un effet négatif tient peut-être au fait que les avantages retirés de l'accessibilité à un réseau de transport collectif routier encore structuré de manière très radiale, diminuent avec l'éloignement au centre-ville : il est possible en effet que la fréquence des déplacements à destination du centre-ville décroisse avec l'éloignement à ce dernier, et surtout il est probable que la compétitivité relative du bus sur ces trajets vis-à-vis de la voiture (et des transports collectifs en site propre, TCSP) diminue avec cet éloignement, et donc la demande d'utilisation. Cela est d'autant plus vraisemblable que le taux de possession d'au moins une voiture particulière augmente très probablement lui aussi avec la distance au centre, les acquéreurs les plus centraux étant à l'inverse dans un certain nombre de cas dépourvus de véhicule, ce qui les rend plus sensibles à la proximité d'un

arrêt de bus⁵⁰. L'utilité retirée des facilités d'accès au réseau de bus, de positive deviendrait finalement faible ou nulle avec l'éloignement au centre. À l'inverse, la possible gêne que peut générer la proximité d'un arrêt de bus, utilisée notamment par un public scolaire ne varierait pas selon la distance au centre, et l'emporterait finalement sur les avantages en termes d'accessibilité loin du centre.

FIGURE 3.9 - Variations du prix m² dues à la proximité d'un arrêt de bus à moins de 100 m (a) ou de tram à moins de 300 m (b), par rapport à un appartement moyen sans bus ni tram à proximité



En revanche, les trois lignes de tramway et le busway, mis en place pour faciliter les déplacements radiaux à destination du centre-ville en transports collectifs, exercent un effet opposé sur les prix de l'immobilier, qui est cette fois-ci croissant avec l'éloignement au centre (*Fig. 3.9b*). Celui-ci comprend à nouveau un effet forfaitaire, qui présente cette fois-ci un signe négatif : la présence d'un arrêt de tramway ou busway à moins de 300 mètres diminue le prix au mètre carré. Une trop grande proximité à un arrêt exerce donc un effet de nuisance, peut-être dû au bruit supposé par l'acquéreur, et un effet variable, d'accessibilité au centre, saisi par la variable d'interaction, croissant avec l'éloignement (jusqu'à un certain seuil)⁵¹. Ainsi sont valorisés les gains de temps apportés par les transports collectifs en site propre vis-à-vis des transports collectifs routiers (bus), gains qui augmentent avec les distances parcourues en raison de

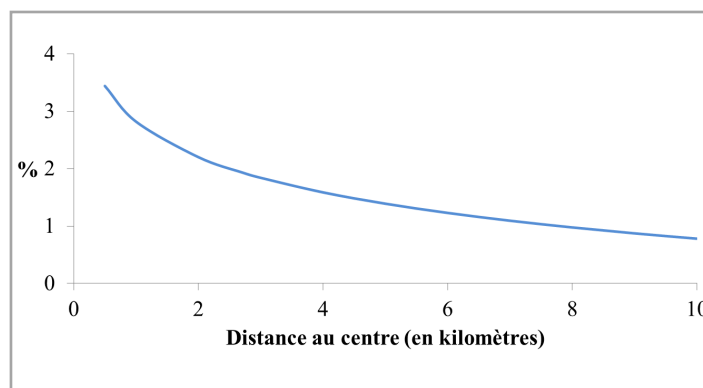
⁵⁰ Nous ne disposons malheureusement pas des données sur la possession de véhicule(s) par les acquéreurs.

⁵¹ Lorsque nous retenons un seuil de 450 mètres, l'effet de nuisance reste prépondérant sur l'effet d'accessibilité. À l'inverse, avec un seuil de 600 mètres, la proximité d'un arrêt de tramway exerce un effet positif.

l'absence de congestion sur ce réseau des TCSP. Par rapport à un appartement moyen, sans bus ni tramway, situé à la même distance du centre, le prix diminue de 0,5 % en cas de desserte par le tramway à 1 kilomètre du centre, alors qu'il augmente de 3,7 % à 10 kilomètres. On rejoint là les conclusions de Fritsch (2007) sur le rôle du tramway à Nantes. La capitalisation de la proximité au tramway plutôt qu'au bus en-dehors des localisations très centrales pourrait aussi s'expliquer par le caractère « écologique » du tramway en tant que mode de déplacement par rapport au bus, ce dernier étant souvent considéré comme fortement émetteur de polluants atmosphériques et de CO₂.

Finalement, en ce qui concerne l'offre globale de transport collectif, l'effet dépréciateur du tramway à proximité du centre-ville est compensé par l'effet positif de la proximité d'un bus, et vice versa à distance du centre. À 1 kilomètre, par exemple, l'appartement moyen bénéficie d'une valorisation de 2,8 % grâce à la présence de ces deux modes de transport. Cependant, une telle capitalisation s'atténue lorsque l'on s'éloigne du centre, le bénéfice n'étant plus que de 0,7 % à 10 kilomètres du centre (Fig. 3.10).

FIGURE 3.10 - Variation du prix au m² due à la proximité d'un arrêt de bus à moins de 100 m et de tram à moins de 300 m, par rapport à un appartement moyen sans bus ni tram à proximité



La comparaison de nos résultats avec ceux des autres travaux empiriques portant sur la capitalisation de l'accessibilité aux transports collectifs en France est délicate, tant leurs conclusions se montrent contrastées. Une telle diversité n'est pas étonnante. Elle avait déjà été soulignée par Bowes et Ihlanfeldt (2001) pour les études portant sur les Etats-Unis. Les auteurs l'expliquent par le fait que la proximité à une gare est susceptible de faire augmenter les prix via des gains d'accessibilité et la présence de commerces de proximité dont bénéficient les riverains. À l'inverse, les gares sont à la

source de bruit, de pollution, voire de désagréments paysagers. Les effets de l'accessibilité aux transports collectifs, urbains ou non urbains, apparaissent donc variables selon l'étude et le contexte. Ainsi, si la proximité d'une gare SNCF augmente le prix de l'immobilier à Paris (Bureau et Glachant, 2010), la proximité d'une station de métro le diminue. Cela confirme les résultats de Nguyen-Luong et Boucq (2011) qui mettent en évidence une décote de 5 %, à Paris, des appartements situés à moins de 200 mètres de la ligne 3 de tramway. Un dernier effet d'accessibilité, dont nous n'avons pu tenir compte dans l'analyse, est celui lié aux anticipations d'ouverture d'une ligne de bus ou de tramway à proximité de l'appartement acheté. Cet effet d'anticipation est susceptible de jouer un rôle important. En effet, McDonald et Osuji (1995) montrent qu'à Chicago, trois années avant l'ouverture du service, les biens situés à moins de 800 mètres d'une future station d'une nouvelle ligne ferroviaire urbaine ont connu une hausse de prix de 17 %. Cette situation s'est également vérifiée à Séoul avant l'ouverture de la cinquième ligne de métro (Bae *et al.*, 2003).

3.3.4. Les effets des variables contextuelles

L'année de la transaction capte les effets des fluctuations du marché immobilier sur le prix en 2002, 2006 et 2008. L'année 2006, présentant le prix moyen au mètre carré le plus élevé, est utilisée comme référence. En 2002 et 2008, les prix se montrent effectivement inférieurs à ceux de 2006, révélant une dépréciation de 26,4 % en 2002 et de 6,9 % en 2008 par rapport à l'appartement de référence. Ces tendances correspondent à celles observées au niveau national.

La localisation de l'appartement dans une ZUS ou dans un IRIS contigu à une ZUS, constitue un motif de dépréciation du bien. Un tel résultat peut être interprété de deux manières : soit comme accréditant l'intérêt des programmes de renouvellement urbain pour améliorer l'image de ces quartiers et celle de leur voisinage ; soit, au vu des efforts conséquents fournis dans le cadre de la politique de la ville depuis plusieurs décennies, comme une source de doute sur l'efficacité de cette dernière en matière de requalification urbaine. La densité en maisons dans l'IRIS est intégrée comme *proxy* d'une vue dégagée. Elle entraîne une appréciation significative du bien, avec une élasticité de 0,01. Le revenu médian dans l'IRIS, toutes précautions prises concernant

l'interprétation de ce résultat (voir ci-dessous), exerce également une influence positive, une hausse de 1 % de ce revenu augmentant le prix au mètre carré de 0,20 %.

Ces résultats confirment ceux de Bureau et Glachant (2010), qui mettent en évidence le même effet d'appréciation du revenu médian dans le quartier ainsi que l'effet dépréciateur de la proximité ou de l'appartenance à une ZUS. Ils révèlent en outre que la part des jeunes et de la population étrangère dans le quartier font baisser les prix. Cavailhès (2005) confirme que la qualité sociale du voisinage constitue un attribut extrinsèque du logement à fort impact sur les loyers des 287 pôles urbains étudiés. Certaines variables contextuelles testées ne sont pas significatives dans notre modèle : la fréquence des familles de trois enfants et plus, des 60 ans et plus, de la population étrangère et des diplômés du supérieur dans l'IRIS.

Comme nous l'avons souligné dans la section 1, certaines variables contextuelles sont toutefois susceptibles de présenter des biais d'endogénéité. C'est par exemple le cas du revenu médian de l'IRIS. En effet, selon la théorie des prix hédoniques, l'équilibre du marché foncier induit que les individus ayant le taux marginal de substitution (TMS) « biens autres *versus* logement » le plus fort acquièrent les logements les plus chers. Si le revenu constitue un élément de différenciation de ce TMS et si, en outre, les biens de plus haute qualité sont géographiquement regroupés, alors les ménages à plus hauts revenus achèteront un appartement dans les quartiers où les prix sont plus élevés. Toutefois, ces deux observations se montrent simultanément expliquées par l'équilibre sur le marché foncier. Finalement, ce n'est pas parce qu'un quartier présente un faible revenu médian que les ménages à fort revenu ne s'y installent pas, c'est parce que les logements s'y révèlent à la base de moindre qualité (Maslianskaia-Pautrel et Baudry, 2012).

Pour faire face à une telle difficulté, nous nous réapproprions la méthode de Bono *et al.* (2007) qui consiste à comparer deux modèles concurrents, l'un avec la variable incriminée et l'autre sans, afin de constater les effets de l'omission de la variable suspectée sur les coefficients des variables explicatives restantes. Nous présentons en annexe 3.5 un modèle identique au modèle de référence, à l'exception de la variable suspectée, le logarithme du revenu médian dans l'IRIS (LNREVENU), que nous retirons. Cette nouvelle spécification présente un coefficient de détermination ajusté à

peine dégradé par rapport au modèle de référence, qui descend de 0,72 à 0,71. En revanche, la valeur de la statistique de l'AIC remonte de -5036,11 à -4880,70, trahissant une qualité économétrique d'ensemble en baisse sensible. Le pouvoir explicatif global du modèle évolue assez peu lorsqu'on enlève le logarithme du revenu médian dans l'IRIS. Presque toutes les autres variables qui se sont révélées significatives avant retrait de LNREVENU le restent, au même seuil. La seule exception concerne la variable croisée de la distance au plus proche pont sur la Loire avec la localisation du bien en sud-Loire (LNPONTSLOIRE_SUD) qui, en perdant sa significativité, devrait nous faire renoncer à révéler une hétérogénéité spatiale entre les appartements situés au nord et au sud de la Loire. Les variables les plus significatives dans le modèle de référence sont celles dont les coefficients sont les moins affectés dans la spécification alternative : cela concerne en particulier les caractéristiques intrinsèques du logement, ainsi que les années de transaction.

En revanche, les autres variables voient leurs coefficients le plus souvent renforcés. Ce cas de figure concerne notamment les variables de localisation et d'accessibilité, ainsi que les variables de qualité environnementale et les autres variables contextuelles. Par exemple, l'élasticité du prix au mètre carré à la distance au centre passe de -0,102 % dans le modèle de référence à -0,118 % ici. Le coefficient de NOX90MAX monte de 0,065 à 0,086. Pour quelques autres variables toutefois, la suppression du revenu médian dans le modèle n'entraîne qu'une faible variation de coefficient, comme pour la localisation dans une voie privée (-0,048 au lieu de -0,043), voire aucune variation, comme pour la superficie d'espaces verts dans un rayon de 300 mètres (élasticité stable à +0,002 %). Les conclusions d'ensemble sur les variables explicatives significatives qui peuvent être tirées de l'un ou l'autre des modèles ne diffèrent donc pas fondamentalement.

3.3.5. Les effets des variables de qualité environnementale

Les nuisances sonores sont mesurées par le niveau de bruit maximal engendré par les routes et les voies ferrées sur une période de 24 heures, sans discriminer entre le jour et la nuit. L'exposition sonore diminue significativement le prix au mètre carré, bien que le coefficient, de -0,001, se montre relativement faible. Ce résultat est en adéquation

avec celui d'Andersson *et al.* (2010), qui révèlent que le bruit routier et ferroviaire entraîne une dépréciation immobilière. De même, les biens situés dans des quartiers tranquilles de Paris, supposés moins exposés, sont valorisés de 1,5 % en moyenne (Bureau et Glachant, 2010). Cependant, le niveau de bruit ne constitue pas toujours une variable significative, comme à Grenoble (Saulnier, 2004) et dans la plupart des pôles urbains étudiés par Cavailhès (2005). Pour notre appartement de référence, exposé à un bruit de 62 dBA, l'indice de dépréciation due au bruit (*Noise Depreciation Index*) indique une baisse de prix de seulement de 0,3 % par décibel supplémentaire, inférieure à la fourchette d'estimations du rapport Boiteux (2001).

La corrélation entre les concentrations des différents polluants dans l'air ne permet pas de les prendre tous en compte dans le modèle économétrique. De plus, leur niveau moyen n'explique pas de façon significative le prix au mètre carré. Aussi avons-nous retenu la concentration annuelle maximale de ces polluants⁵² et sélectionné finalement un unique polluant, les NO_x, provenant à Nantes pour 73 % du trafic routier (contre 52 % au plan national). Nous montrons que seuls des effets de seuil jouent un rôle dans la valeur des logements. C'est pourquoi nous avons créé une variable binaire précisant si l'appartement se situe en-dessous ou au-dessus du seuil retenu. Dans une étude empirique appliquée à 115 000 logements vendus en 1999 en Californie du Sud (Etats-Unis), Anselin et Le Gallo (2006) montrent également que l'entrée de classes de concentration (d'un autre polluant) produit de meilleurs résultats que la variable continue. Ainsi, les biens bénéficiant d'une concentration maximale en NO_x inférieure au seuil de 90 µg.m-3 voient leur prix augmenter significativement. Un appartement bénéficiant d'une telle qualité de l'air se voit valorisé, toutes choses égales par ailleurs, de 6,7 % par rapport à l'appartement de référence dont la concentration de NO_x se situe au-dessus du seuil. Les autres seuils testés pour la construction de la variable indicatrice de concentration maximale en NO_x, par pas de 5 µg.m-3 entre 80 et 200 µg.m-3, ont

⁵² Pour chaque polluant, nous avons retenu le percentile 98. Les valeurs de concentrations maximales ont été simulées dans le cadre du projet Eval-PDU pour les années 2002 et 2008 à partir des données de trafic routier. Nous avons affecté aux transactions d'appartements de l'année 2006 les valeurs simulées pour l'année 2002.

tous fourni de moins bons résultats économétriques (corrélations partielles ou statistique de l'AIC plus élevées).

Dans les études hédoniques, les variables de qualité environnementale jouent souvent des rôles ambigus. Concernant la qualité de l'air aux Etats-Unis, Hanna (2007) trouve, dans six Etats de la Nouvelle-Angleterre, l'influence néfaste sur les prix immobiliers d'une somme pondérée d'émissions industrielles toxiques. Decker *et al.* (2005) mettent en évidence l'impact négatif, dans le Nebraska, d'une forte concentration de polluants réglementés. Cependant, les mêmes polluants se révèlent, pour l'Etat du Massachusetts, non significatifs (Bui et Mayer, 2003). Concernant des polluants isolés, les résultats sont encore moins tranchés. Ainsi, Kim *et al.* (2003) montrent que si la concentration de SO₂ provoque bien une moins-value immobilière pour les maisons de Séoul, ce n'est pas le cas des NO_x. Un tel résultat diffère donc de notre étude. Saulnier (2004) ne montre pas non plus de lien significatif, dans l'agglomération grenobloise, entre loyers et concentration de NO₂. Une telle absence de lien significatif est généralisée par Cavailhès (2005), qui révèle une influence réduite, voire nulle, entre pollution et loyers dans les 287 pôles urbains étudiés. Dans une revue de littérature analysant l'influence de la qualité de l'air sur le prix des logements, Maslianskaia-Pautrel (2009) relève finalement que l'impact négatif de la pollution atmosphérique sur le prix des logements se montre d'autant plus fort que cette pollution s'avère perceptible par la population, soit en raison d'une odeur forte ou d'une fumée, soit parce que la population en est informée.

3.4. Les résultats des scénarios

3.4.1. L'approche par les scénarios

Pour mieux isoler les effets spécifiques des politiques de déplacements sur les valeurs immobilières, le programme Eval-PDU comportait également une tâche dédiée à l'élaboration de scénarios alternatifs à la situation de référence. Le détail des scénarios et tests prévus par le programme est présenté dans le tableau 3.3. Ainsi, une offre alternative en termes de transports collectifs urbains ou non urbains, ou d'infrastructure routière, produit des effets différenciés par rapport à la situation de référence sur

l'accessibilité (proximité à un arrêt de tramway ou à une halte-ferroviaire), le bruit ou la qualité de l'air. Grâce à un nouveau calcul, pour chaque scénario, des distances aux nouveaux points de référence pour les variables d'accessibilité, ainsi que des nouvelles valeurs simulées de bruit et de pollution, nous avons obtenu des données scénarisées pour l'échantillon des appartements.

Nous avons alors retenu deux approches concurrentes pour évaluer l'importance des effets des scénarios. La première technique s'appuie sur le calcul de valeurs fictives de transaction pour l'ensemble des observations composant l'échantillon, à partir des nouvelles valeurs moyennes. La seconde repose sur le calcul des effets marginaux au point moyen de chaque variable relative à l'accessibilité et aux nuisances du réseau de transports de l'échantillon (accessibilité au réseau de TCSP, niveau maximal d'exposition sonore, franchissement du seuil de NO_x de $90 \mu\text{g.m}^{-3}$). La première technique se montre probablement la plus exacte, car elle implique le calcul de la moyenne des effets des données scénarisées à partir de l'échantillon complet ; la seconde méthode employée considère simplement le point moyen d'une situation de référence, point qui n'est plus forcément moyen dans le contexte de chaque nouveau scénario. Nous la présentons tout de même en annexe 3.6 car elle permet de conserver l'appartement de référence comme point de comparaison commun aux différentes variantes, incluant la situation de référence.

TABLEAU 3.3 - Description des différents scénarios stratégiques et tests élaborés dans le cadre du projet Eval-PDU

Définition	Appellation	Code
Situation de référence en 2002	2002	R2002
Situation de référence en 2008	Référence_2008	R2008
Suppression de l'offre Busway et retour à la situation de 2002 en termes d'infrastructure pour ce seul axe	Sans_Busway	S1
Scénario d'aménagement minimal en transports collectifs urbains (pas de Busway, pas de prolongation de tramway) et offre routière antérieure sur les axes concernés, sinon le réseau routier est celui de 2008, sauf l'ajout des nouveaux ponts sur la Loire	PDU_min+ponts	S2
Scénario d'aménagement maximal en transports collectifs urbains et non-urbains (Busway diamétral jusqu'au Cardo, liaison tramway ligne 1 et 2, tram-train jusqu'à la Chapelle-sur-Erdre et Carquefou), réduction de capacité sur la voirie correspondante (+ test 7 inclus)	PDU_max	S3
Baisse de la demande auto par suppression de 25 % des déplacements auto, qui traduisent un taux de remplissage des véhicules en hausse de 33 %	Auto_-25%	T1
Augmentation de la demande globale de déplacement de 20 % (hausse de la population ou de la mobilité de 20 %)	Déplacements_+20%	T2
Ajout de 3 P+R (parkings-relais) sur l'axe Busway	P+R	T3
Multiplication par deux des prix du carburant	Prix_carburant_+100%	T4
Doublement des pénalités de stationnement et extension des zones de stationnement payant	Parking_+cher	T5
Hausse de 30 à 50 % de la fréquence des transports collectifs (temps d'attente divisés par deux)	TC_+fréquents	T6
Division par deux des tarifs de transports collectifs	TC_-chers	T7
Limitation de la vitesse routière (de 50 à 30 km/h et de 90 à 70 km/h)	Vitesse_limitée	T8
Emissions réduites de 25 % (introduction de 25 % de ZEV ou -25 % d'émissions pour tous les véhicules)	Emissions_-25%	T9

	Situations de référence
	Scénarios stratégiques
	Tests

3.4.2. Les effets des scénarios

Nous comparons trois scénarios alternatifs à la situation de référence. Les deux premiers (S1 et S2) apparaissent moins favorables que la situation de référence de 2008 relativement à l'incitation au report modal vers les transports collectifs. Le dernier scénario (S3) va au contraire plus loin que le PDU étudié en termes d'infrastructures de transport collectif urbain et non urbain, favorisant en principe une meilleure accessibilité aux transports collectifs avec, comme effet induit attendu, une amélioration de la qualité de l'air par report modal des usagers de la voiture vers le bus et le tramway, et peut-être aussi une moindre exposition sonore moyenne des logements.

Le scénario S1 (« sans busway ») induit la suppression de l'offre busway et le retour à la situation de 2002 en termes d'infrastructure pour ce seul axe (quatre voies dédiées à la circulation automobile au lieu de deux, vitesse limitée à 70 km/h au lieu de

30). Les variables d'accessibilité modifiées sont la distance au plus proche arrêt de tramway ou de busway, dont la moyenne augmente, compte tenu de l'offre moindre en matière de transport collectif en site propre. Dans ce scénario, le nombre de transactions concernées par la présence d'un arrêt de tramway ou busway dans un rayon de 300 mètres tombe de 30,9 à 28,6 %, en raison de la suppression du busway. Les effets sur la variable « bruit » ont été considérés comme négligeables, très peu de transactions étant concernées par une proximité immédiate à l'axe du busway : les valeurs de bruit n'ont donc pas été recalculées dans le cadre du projet Eval-PDU pour ce scénario. Concernant la qualité de l'air, la valeur moyenne de la concentration maximale de NO_x augmente de 131,6 à 143,4 $\mu\text{g.m}^{-3}$. Il faut toutefois rester prudents dans l'interprétation des résultats pour deux raisons : d'abord, parce que le mode de calcul retenu pour la situation de référence et pour les trois scénarios diffère. Dans le premier cas, les concentrations sont calculées au point exact de transaction ; en revanche pour les scénarios, elles l'ont été au niveau de la maille, et chaque transaction a ensuite été rattachée à la valeur de la maille où elle se situe. Des écarts entre la valeur simulée et la valeur « rattachée » sont donc possibles. Ensuite, la situation de référence apparaît elle-même contrastée. Ainsi en 2002, la valeur moyenne de la concentration maximale en NO_x était de 137,3 $\mu\text{g.m}^{-3}$, alors qu'elle ne dépassait pas 118,6 en 2008. L'augmentation de cette moyenne induite par le scénario « sans busway » se montre donc modérée par rapport à la situation de référence 2002 ; elle s'avère en revanche beaucoup plus nette par rapport à la situation de 2008.

Le scénario S2 (« PDU_min+ponts », ou laisser-faire) comprend un schéma d'aménagement en transport collectif minimal (pas de busway, pas de prolongation de tramway) et une offre routière antérieure sur les axes concernés. Le reste du réseau routier est celui de 2008, sauf l'ajout de deux nouveaux ponts sur la Loire. Comme précédemment, un tel scénario exerce une influence négative sur l'accessibilité, amplifiée par rapport au cas précédent par l'offre moindre en tramway. Ici, seules 27,7 % des transactions disposent d'un arrêt de tramway dans un rayon de 300 mètres. De manière surprenante, les valeurs de bruit diminuent alors que l'offre d'infrastructures routières augmente : la moyenne tombe à 57 dBA, contre 62,23 dans la situation de référence. Une infrastructure de tramway/ busway se révélerait donc plus bruyante qu'une infrastructure routière, les valeurs de calcul s'obtenant à la fois à partir du bruit

ferroviaire et routier. Là encore, nous devons mettre en garde le lecteur contre toute interprétation abusive : en effet, environ 800 observations trop éloignées de la source sonore ont été forcées à la valeur minimale de l'échantillon, contre seulement 400 pour la situation de référence (sur les 5591 observations). La moyenne scénarisée de l'échantillon est donc susceptible d'être biaisée à la baisse, et les conclusions sont là aussi à tirer avec circonspection. Enfin, les concentrations maximales en NO_x ne sont pas supérieures ici à celles du scénario précédent (143,4 µg.m-3); toutefois elles restent plus élevées que celles de la situation de référence.

À l'inverse du cas précédent, le dernier scénario S3 (« PDU_max ») induit un aménagement en transport collectif en site propre maximal⁵³. Dans ce scénario, l'accessibilité aux transports collectifs urbains en site propre s'améliore nettement : 37,2 % des appartements bénéficient d'un arrêt de busway ou de tramway dans un rayon de 300 mètres. Avec la présence du tram-train, la distance moyenne à la plus proche gare ou halte-ferroviaire se trouve par ailleurs modifiée à la baisse par rapport à la situation de référence : elle descend de 2517 à 1908 mètres en moyenne. L'exposition sonore des appartements s'améliore légèrement (61,87 dBA au lieu de 62,23 en moyenne) ; les niveaux de bruit restent cependant plus élevés que ceux du scénario de laisser-faire S2. La raison est peut-être à chercher du côté d'une amélioration de l'exposition sonore de quelques quartiers centraux de Nantes, où l'offre accrue de transport collectif urbain atténuerait les valeurs maximales de bruit. Toutefois, une telle situation serait plus que compensée par une augmentation du bruit dans de nombreux quartiers périphériques, exposés au phénomène de *rat running* d'automobilistes désireux de maîtriser leur budget-temps en usant d'itinéraires alternatifs. Finalement, l'effet net consisterait en une augmentation des valeurs maximales de bruit sur le territoire complet. Enfin, peut-être pour les mêmes raisons, les valeurs de qualité de l'air de ce scénario restent légèrement

⁵³ Ce scénario inclut le prolongement du busway jusqu'au Cardo pour un axe sud-nord diamétral, une liaison des terminus des lignes 1 et 2 de tramway, la mise en service d'un tram-train jusqu'à la Chapelle-sur-Erdre et Carquefou (au nord et au nord-est de l'agglomération), ainsi que la réduction de capacité (automobile) sur la voirie correspondante.

moins favorables que dans la situation de référence (138 $\mu\text{g.m}^{-3}$ contre 131,6), même si elles se révèlent meilleures que dans les deux autres scénarios.

3.4.3. Calculs sur l'ensemble de l'échantillon

Afin d'apprécier l'impact des variations d'accessibilité au réseau de transport collectif induites localement par le PDU 2000-2010, et celui des évolutions intervenues en termes d'exposition au bruit des transports terrestres et à la pollution atmosphérique par les NO_x , nous calculons des valeurs de référence à l'aide du modèle économétrique présenté pour l'ensemble des biens constituant l'échantillon étudié, en 2002 et en 2008.

Les effets sur les niveaux des prix potentiellement imputables aux modifications de la structuration socio-spatiale de l'agglomération en cours de période sont neutralisés en retenant les niveaux observés en 2008 pour les variables de densité et de revenu médian par unité de consommation. Sont neutralisés également les effets de cycle immobilier saisis dans le modèle en déviation par rapport à l'année 2006. Les calculs opérés pour 2008 prennent en compte, par rapport à ceux réalisés pour 2002, les modifications de l'offre de transport collectif routier, celles de l'offre de transport collectif en site propre, celles de la distribution des niveaux de bruit maximum des transports terrestres (route et rail), ainsi que celle des niveaux de concentration maximale en NO_x .

Il apparaît que les évolutions simultanées des modalités de ces quatre variables ont peu affecté le marché de l'immobilier. Elles ont entraîné un accroissement de 0,53 % du prix au mètre carré en moyenne par appartement et globalement, sur l'ensemble de l'échantillon, une augmentation de 0,54 % de la somme des valeurs immobilières. La contribution de l'évolution des niveaux de pollution s'est révélée légèrement positive (+0,60 %), celle des niveaux d'exposition sonore faiblement négative (-0,08 %), tandis que celles de l'accessibilité au réseau de bus et au réseau de transport collectif en site propre apparaissent très faibles et de signes opposés (respectivement -0,02 % et +0,02 %).

On calcule de la même manière des prix fictifs des biens en retenant les valeurs des niveaux de concentration maximale en NO_x et des niveaux maximum d'exposition sonore au bruit des transports, issues des simulations réalisées pour les trois scénarios

alternatifs et pour l'année 2008, les niveaux des indicateurs contextuels (revenu par unité de consommation et densité relevés à l'échelon des IRIS) et ceux des indicateurs d'accessibilité au réseau de bus correspondant aux valeurs observées en 2008. Sous réserve que le mode de calcul des niveaux de concentrations de NO_x diffère ici de celui utilisé précédemment, ce qui conduit probablement à sous-estimer la fréquence des points enregistrant une diminution des niveaux de concentrations maximales de ce polluant en-dessous du seuil de $90 \mu\text{g.m}^{-3}$, il est possible d'évaluer les effets des trois scénarios alternatifs.

Dans le scénario S1 (« sans busway ») l'augmentation des prix au mètre carré se serait avérée plus faible que dans la situation de référence. Celle-ci aurait été en moyenne de 0,24 %. Une telle différence tient à un effet plus limité de l'amélioration de la qualité de l'air (+ 0,31 %), à une stabilité des effets d'ensemble de l'exposition au bruit et de l'accessibilité au réseau de transport collectif en site propre (+0,02 %), du fait du nombre très limité des appartements de notre échantillon localisé à moins de 300 mètres de la ligne du busway.

Dans le scénario S2 (« PDU min + ponts ») l'augmentation des prix au mètre carré se serait montrée plus forte que dans la situation de référence, de l'ordre de 0,97 % en moyenne. Une telle différence s'explique par des contributions positives de la réalisation de nouveaux franchissements de Loire (+0,14 %), et surtout de la réduction des niveaux maximum d'exposition sonore d'une part relativement importante des appartements de l'échantillon étudié (+0,55 %), qui font plus que compenser une moindre contribution haussière de la variation des niveaux maximum de pollution atmosphérique (+0,32 %), et l'absence d'effets imputables au réseau de transport collectif en site propre (TCSP) puisque celui-ci est maintenu dans sa configuration de 2002.

Dans le scénario S3 (« PDU max ») enfin, les prix au mètre carré auraient faiblement diminué, de -0,22 % en moyenne. Si l'on retrouve à nouveau les effets positifs de l'amélioration de la qualité de l'air (+0,34 %), si la progression du réseau de transport collectif en site propre exerce également un effet à la hausse, quoique modeste (+0,07 %), si celui des variations des niveaux d'exposition sonore est faiblement positif (+0,02 %), l'extension du semis de gares et haltes-ferroviaires exerce quant à lui un

effet négatif plus puissant que ces derniers (-0,77 %). C'est donc *in fine* sous le scénario S2 « PDU min + ponts » que les effets de capitalisation immobilière liés à la réduction des externalités environnementales négatives des transports se seraient montré les plus importants.

Conclusion du chapitre 3

L'étude du marché immobilier nantais entre 2002 et 2008 nous a permis de mettre en évidence la capitalisation par les ménages des effets potentiels des PDU sur le territoire de Nantes Métropole en termes d'accessibilité au centre-ville, de qualité de l'air et de nuisances sonores.

Certes, les prix des transactions dépendent avant tout des caractéristiques intrinsèques des appartements et de leur environnement socio-économique et géographique. Cependant, l'accessibilité au centre, grâce aux transports collectifs urbains, exerce également une influence non négligeable, quoique contrastée selon la localisation du logement : la proximité d'un arrêt de bus est valorisée à moins de 3 kilomètres du centre-ville, alors qu'il n'est pas perçu comme un mode de transport indispensable au-delà ; la proximité d'un arrêt de tramway (ou busway) est valorisée par les acquéreurs éloignés de plus d'un kilomètre du centre, mais les nuisances qu'elle génère semblent l'emporter sur ses avantages aux yeux des acheteurs proches du centre. Si ces estimations ne tiennent pas compte de la qualité des dessertes en bus, elles fournissent néanmoins des indications sur la politique de déplacements à mettre en œuvre pour favoriser l'accessibilité au centre-ville : privilégier le renforcement des lignes de bus au sein d'un certain périmètre autour du centre et encourager le développement des lignes de tramway ou de busway au-delà, sous réserve de pouvoir y trouver une clientèle suffisante.

En outre, la concentration des polluants dans l'air est bien perçue comme source de nuisance par les ménages, mais seulement au-delà d'un certain niveau. Pour les NO_x, une plus grande concentration ne déprécie les logements qu'au-delà du seuil, relativement élevé, de 90 µg.m⁻³. Enfin, les nuisances sonores liées aux transports routiers et ferroviaires sont également perçues comme telles et se retrouvent dans un prix au mètre carré des appartements qui diminue toutes choses égales par ailleurs avec

le niveau de bruit, mais dans des proportions relativement limitées. Ces résultats d'ensemble plaident pour une poursuite des politiques encourageant une plus large utilisation des modes de transport les moins polluants au détriment de la voiture.

Les résultats issus des scénarios alternatifs à la mise en œuvre du PDU 2000-2010 se révèlent dans l'ensemble plus surprenants. Ainsi, aux réserves méthodologiques énoncées, la capitalisation immobilière résidentielle apparaîtrait globalement plus nette dans les scénarios où l'incitation au report modal vers les transports collectifs est la plus limitée, les gains d'accessibilité routière l'emportant parfois sur les nuisances ressenties à proximité d'un arrêt de transport collectif, urbain ou non urbain.

Les enseignements de notre modèle hédonique doivent cependant être relativisés, car il est difficile d'y prendre en compte tous les éléments constitutifs du prix de l'immobilier. De plus, un tel modèle n'a pas vocation à tenir compte des divers objectifs et contraintes que doivent concilier les politiques mises en œuvre dans le cadre des PDU ; c'est le cas par exemple du niveau des subventions mobilisables auprès d'autres financeurs de projets d'infrastructure de transport (Etat, région...), ainsi que du contexte politique local (majorités politiques différentes d'une commune à l'autre). Ce modèle ne peut suffire à rendre compte que partiellement des effets du PDU sur le bien-être des ménages.

En outre, nous n'avons pour l'instant exploité qu'une partie de la base Perval : celle des transactions d'appartements. Les maisons échangées en 2002, 2006 et 2008, que nous avons choisi de considérer comme un échantillon distinct, font-elles valoir le même type d'effet des PDU sur les valeurs immobilières ? Si les maisons sont plus dispersées sur le territoire de Nantes Métropole que les appartements, et si en outre la structure des ménages y résidant est différente (plus grand nombre de familles avec enfants), alors il est probable que les effets d'accessibilité induits par le PDU seront sensiblement différents de ceux mis en avant pour les appartements. De plus, l'hypothèse de la forte influence des gains d'accessibilité routière devrait être testée pour la situation de référence et pas seulement via des scénarios. Ces données SIG nous manquaient pour la base des appartements. Enfin, si une telle influence est confirmée, alors nous pourrions vérifier empiriquement l'impact d'une variation des coûts de déplacement en voiture individuelle sur les choix de localisation des acquéreurs de

maisons. Nous nous proposons d'approfondir ces trois points dans le quatrième et dernier chapitre qui s'annonce.

CHAPITRE 4

**ACCESSIBILITE ET PRIX DES MAISONS A NANTES :
LA FORME URBAINE MONOCENTRIQUE REMISE EN
CAUSE ?**

Introduction

Dans le chapitre précédent, nous nous sommes attachés à montrer dans quelle mesure les effets d'un Plan de Déplacements Urbains (PDU) pouvaient influencer les valeurs immobilières d'un premier type de bien : les appartements. Dans ce quatrième et dernier chapitre de la thèse, nous souhaitons aller plus loin : au-delà de la confirmation ou non de l'influence des variables environnementales et de l'accessibilité aux transports collectifs sur les prix de l'immobilier résidentiel, nous cherchons à mettre en avant des effets d'accessibilité spécifiques aux transactions de maisons. Les acquéreurs de maisons sont-ils aussi sensibles à la proximité des transports collectifs ? Nous faisons ici l'hypothèse qu'en raison de localisations plus excentrées ou de familles plus nombreuses en moyenne, l'accessibilité au réseau routier relativement à l'accessibilité aux transports collectifs devrait se trouver plus valorisée que dans le cas des transactions d'appartements. Par rapport aux trois premiers chapitres, nous introduisons ainsi de manière plus explicite une logique d'arbitrage par le ménage entre deux modes de déplacement concurrents : la voiture et les transports collectifs.

La sensibilité du prix des logements à ces formes diversifiées d'accessibilité, et par extension de la population locale (avec toutes les précautions indispensables en matière de biais de sélection précédemment soulignées), pourrait ensuite être exploitée dans la conduite de politiques locales. En d'autres termes, nous cherchons dans ce dernier chapitre à nous rapprocher des conditions empiriques de la mise en place d'un péage urbain comme instrument environnemental destiné à corriger le dommage de pollution, dont nous avons mis en évidence les effets théoriques dans le chapitre 2. Toutefois, par rapport au modèle de péage, nous envisageons également dans ce chapitre empirique l'alternative d'un report modal pour les ménages contraints par la mise en place du péage. Nous nous situons dans une logique où le régulateur local emprunterait une voie nettement plus contraignante qu'aujourd'hui. Ainsi, la forme plutôt incitative que prennent les actuels Plans de Déplacements Urbains (PDU) centrés sur la progression de la part des transports collectifs et le développement des circulations douces (marche à

pied et vélo) évoluerait vers la promotion plus volontariste d'un nouveau contexte de mobilité locale dans lequel les modes alternatifs, et notamment les transports collectifs, gagneraient en compétitivité face à la voiture aux yeux d'un plus grand nombre de ménages (coût temporel et monétaire).

Nous avons évoqué à plusieurs reprises le cadre théorique d'économie urbaine qui institue, dans sa forme initiale, une relation fonctionnelle décroissante entre distance au centre et prix du logement (Alonso, 1964). Cette relation monocentrique simple est toutefois remise en cause par la littérature théorique d'économie urbaine depuis au moins quatre décennies. La ville se révélerait en réalité polycentrique, c'est-à-dire que s'exercerait l'attraction, en plus du centre des emplois principal (le *Central Business District* ou *CBD*), d'un à plusieurs centres des emplois secondaires ou *subcenters* sur les valeurs immobilières résidentielles. Dans la littérature théorique originelle, ces centres secondaires se montrent exogènes (Henderson, 1974; Papageorgiou et Casetti, 1971). À partir du début des années 1980, ils deviennent endogènes dans la modélisation : leur formation résulte du choix de localisation des firmes dans un cadre de concurrence imparfaite où tous les agents entrent en concurrence pour le sol. La recherche d'économies d'agglomération par les firmes couplée à la préférence pour la variété des consommateurs aboutit à la formation des centres urbains, en accord avec les théories présentés dans les deux premiers chapitres (Ogawa et Fujita, 1980 ; Fujita et Ogawa, 1982 ; Anas et Kim, 1996).

La méthode des prix hédoniques décrite dans le chapitre 3 a donné lieu à de nombreuses applications aux valeurs immobilières. Elle a en particulier permis la mise en évidence de la sensibilité des prix aux variables d'accessibilité, notamment l'accessibilité aux emplois dans le cadre des déplacements domicile-travail. Ainsi, la dépendance aux centres des emplois secondaires a été vérifiée empiriquement dans de nombreuses villes américaines : à Los Angeles (Giuliano et Small, 1991; Giuliano *et al.*, 2012), à Chicago (McMillen et McDonald, 1998; McMillen et Lester, 2003) et dans trois villes canadiennes : Toronto, Montréal et Vancouver (Shearmur *et al.*, 2007). Toutefois, cette relation fonctionnelle décroissante entre la distance à un *subcenter* et le prix du logement n'est pas vérifiée partout, y compris dans des villes « horizontales » ou « étalées » à l'anglo-saxonne : ainsi, à Melbourne (Australie), l'émergence de centres

secondaires à côté du *CBD* historique n'est pas vérifiée (Watkins, 2009). En Europe, les résultats relatifs à l'apparition de centres secondaires significatifs sont contrastés : à Barcelone, la proximité des supposés centres secondaires entre eux rend les conclusions délicates (Muniz *et al.*, 2008). C'est également le cas pour plusieurs villes de Belgique, où les auteurs mettent en avant une faible polycentricité (Riguelle *et al.*, 2007).

Nous cherchons à vérifier l'absence de ce type de relation fonctionnelle à Nantes (attractivité de plusieurs centres des emplois) afin de confirmer empiriquement les conditions d'application d'une politique locale de réduction de la pollution, de type péage urbain, permettant parallèlement une plus grande maîtrise de l'étalement urbain. Pour mener notre analyse économétrique, nous utilisons les données des transactions immobilières de maisons intervenues dans les 24 communes de Nantes Métropole en 2002, 2006 et 2008, des données socio-économiques et relatives à l'accessibilité au réseau de transport collectif, ainsi que les données fournies par les autres partenaires du projet Eval-PDU sur l'exposition au bruit et aux polluants des biens immobiliers ayant fait l'objet d'une transaction sur la période étudiée. Nous montrons le rôle respectif joué par l'accessibilité aux transports collectifs urbains, par les nuisances sonores et la pollution de l'air auxquels les logements sont exposés, une fois contrôlés les effets de leurs caractéristiques intrinsèques, de leur environnement socio-économique et de leur localisation.

Par rapport à la base des transactions d'appartements utilisée dans le chapitre précédent, nous avons en outre construit plusieurs variables d'accessibilité routière qui nous paraissent d'intérêt dans leur rôle de pourvoyeurs de gains d'accessibilité au(x) centre(s) des emplois pour les ménages⁵⁴. Pour appréhender la sensibilité des choix de localisation à une variation des coûts de déplacement, nous avons par ailleurs incorporé une variable contextuelle complémentaire : le prix du gazole (*données INSEE*), que nous considérons comme une *proxy* du coût unitaire de déplacement. Cette nouvelle variable doit nous permettre de mesurer la sensibilité du prix des maisons à une

⁵⁴ Nous remercions tout particulièrement Bernard Fritsch pour le temps consacré à la construction de ces variables SIG supplémentaires.

modification volontaire de la composante variable des coûts de déplacement, par exemple par la mise en place d'une politique environnementale de type péage urbain.

Le chapitre est structuré de la façon suivante. Dans la section 1, nous présentons le modèle économétrique utilisé pour l'estimation du prix au mètre carré des maisons échangées sur le territoire de Nantes Métropole. La base de données complétée des données d'accessibilité routière, des centres des emplois secondaires et du prix du carburant est présentée dans la section 2. La section 3 est consacrée à l'analyse de nos résultats économétriques, en ciblant particulièrement notre commentaire sur les gains d'accessibilité. Enfin, nous concluons.

4.1. Le modèle

4.1.1. Le cadre d'analyse

L'estimation économétrique du modèle de prix hédoniques vise à évaluer les effets marginaux de l'accessibilité, de la qualité de l'air et des nuisances sonores induites par le PDU de Nantes Métropole sur le prix des logements, et ce afin d'en inférer leurs effets sur le bien-être de la population. Nous y ajoutons plusieurs variables construites en-dehors du projet Eval-PDU pour mesurer, de manière plus générale, les effets des gains d'accessibilité sur le prix des maisons échangées.

Pour estimer ces effets, nous retenons directement la forme fonctionnelle du modèle utilisé dans le précédent chapitre :

$$\ln(p) = \beta_0 + \sum_{i=1}^{I'} \beta_i \ln(x_i) + \sum_{i=1}^{I'} \alpha_i (\ln(x_i))^2 + \sum_{j=1}^J \beta_j z_j + \sum_{i=1}^{I''} \sum_{j=1}^{J'} \alpha_{ij} \ln(x_i) z_j + \varepsilon \quad (4.1)$$

p est à nouveau le prix au mètre carré en euros constants, x_i les I variables explicatives continues, introduites soit en niveau uniquement, soit en niveau et au carré ($I' < I$), z_j les J variables explicatives discrètes, $\ln(x_i) z_j$ les variables d'interaction ($I'' < I$ et $J' < J$) et ε le terme d'erreur. Les variables explicatives ont des effets propres sur le prix des logements, saisis par la valeur des coefficients β_i , α_i , et β_j , ainsi que des effets d'interaction, saisis par les coefficients α_{ij} ($i \neq j$). Pour déceler

d'éventuelles non-linéarités dans l'effet d'une variable explicative sur la variable expliquée, certaines variables explicatives continues sont en outre introduites en niveau et au carré.

À l'instar de ce qui se passe pour les appartements, nous verrons que la surface habitable fait apparaître une non linéarité révélée par l'introduction de la variable en niveau et au carré. En raison de colinéarités trop élevées, les variables d'accessibilité routière construites pour l'échantillon des maisons ont été transformées en variables indicatrices. Nous avons par ailleurs trouvé pertinent de croiser la variable « prix du gazole » avec la distance au centre pour tenir compte d'effets spatialement différenciés d'un choc sur les coûts de déplacement. Nous discuterons des résultats obtenus grâce à l'introduction de ces variables dans la section 3.

4.1.2. L'estimation SEM

Nous avons procédé avec cette seconde base de données à l'identique du chapitre précédent. Comme nous disposions de données SIG, la méthode a consisté à estimer un modèle complet par les moindres carrés ordinaires avant de rechercher des effets géographiques sous la forme de dépendance spatiale. Afin de déceler une éventuelle autocorrélation spatiale des résidus, nous avons conduit des tests de Moran à partir du modèle MCO validé, construit sur la base d'une *stepwise regression*. De nombreuses spécifications alternatives de qualité économétrique comparable (statistiques de l'AIC proches), sur lesquelles nous reviendrons, ont été testées : les statistiques centrées réduites du test de Moran y ont révélé le plus souvent des valeurs inférieures au seuil de significativité à 10 % de la table de Student (1,65).

Pour cette recherche d'autocorrélation spatiale, nous avons créé, à l'identique des appartements, une matrice de distance W carrée et de diagonale zéro d'ordre 2848, indicée w_{ij} , correspondant au nombre d'observations de notre échantillon après traitement des *outliers* (correction de la distribution non normale des résidus), en pondérant la relation entre deux observations i et j par la fonction suivante :

$$w_{ij} = e^{-\alpha d_{ij}}, i, j \in \{1, \dots, 2848\} \quad (4.2)$$

Où d_{ij} est toujours la distance euclidienne, exprimée en mètres, entre deux observations i et j de l'échantillon, α un paramètre de pondération de la distance entre deux observations. Nous conservons la valeur de α fixée à l'unité.

Nous avons également conduit des estimations par le maximum de vraisemblance, même dans les cas de faible autocorrélation spatiale suspectée (statistique centrée réduite du test de Moran comprise entre 1 et 1,65), puis conduit les tests de rapport de vraisemblance appropriés. Quelle que soit la spécification par les moindres carrés ordinaires retenus, le modèle autorégressif spatial (SAR) tel que présenté dans le chapitre 3 n'a jamais fourni de résultats significatifs quant à la présence de dépendance spatiale entre observations voisines : dans notre base de données, le prix d'une maison n'est jamais expliqué par le prix des maisons autour, du moins avec la forme fonctionnelle retenue.

En revanche, nous avons prolongé plusieurs spécifications comparables par les moindres carrés ordinaires par une estimation du modèle à autocorrélation spatiale des erreurs (SEM). Appliqué au modèle MCO final, le modèle SEM a révélé une autocorrélation spatiale significative dans le terme d'erreur, le test du rapport de dépendance ayant dépassé la valeur du seuil de significativité à 10 % de la table du Khi-Deux à un degré de liberté, correspondant au nombre de contraintes (2,71). Pour obtenir ces résultats, il n'a pas été nécessaire d'introduire de distances seuil dans la matrice de distance, alors que pour la base des appartements, aucune autocorrélation spatiale significative n'a pu être révélée, même en recourant à ces distances seuil⁵⁵.

La présence d'autocorrélation spatiale dans le terme d'erreur peut révéler une spécification incomplète du modèle : la dépendance spatiale se situe alors dans une ou plusieurs variables pertinentes omises (Le Gallo, 2002). Dans notre cas, la valeur du coefficient de détermination ajusté, qui ne dépasse pas 53 % contre 72 % pour les appartements, semble plaider en faveur d'une telle hypothèse.

⁵⁵ Nous rappelons au lecteur que l'introduction de seuils permet de considérer une distance explicite entre deux observations si la distance qui les sépare se situe en-deçà du seuil fixé ; si elle se situe au-delà du seuil, la distance est en revanche forcée à zéro : on considère l'absence de dépendance spatiale *a priori*.

4.2. La base de données

Les statistiques descriptives associées aux variables explicatives retenues pour le modèle économétrique explicatif du prix au mètre carré des maisons échangées sont présentées dans le tableau 4.1. Nous nous limitons, après nettoyage de la base de données, à l'étude de 2970 transactions de maisons.

TABEAU 4.1 - Statistiques descriptives pour l'échantillon des maisons

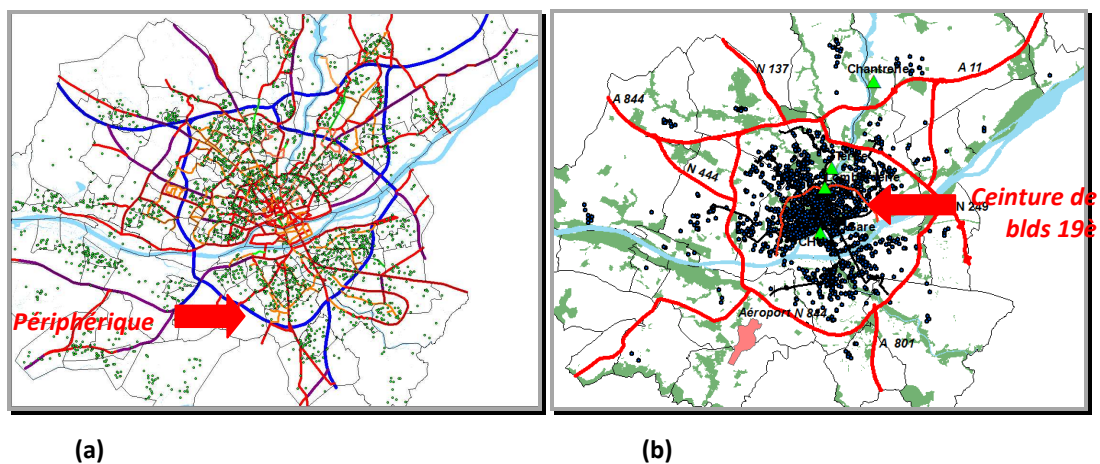
Groupe	Variable	Min.	Moyenne	Max.	Ecart type
Caractéristiques intrinsèques	Surface habitable (m²)	32	113	650	42
	Surface de terrain (m²)	39	658	88 570	1890
	COPE='A', 'B' ou 'C'	-	0,190	-	0,392
	COPE='D'	-	0,200	-	0,400
	COPE='E'	-	0,209	-	0,406
	COPE='F'	-	0,219	-	0,413
	Nombre de niveaux	0	1,799	4	0,619
	SDB='2 ou plus'	-	0,337	-	0,473
	NPA='0'	-	0,034	-	0,181
Variables de localisation et d'accessibilité	Distance au centre (m)*	349	6 553	19 921	3 458
	Dist. plus proche centre secondaire (m)	1 545	9 158	29 806	6 255
	PERIPH1000	-	0,090	-	0,286
	ECHANGEUR1000	-	0,090	-	0,286
	TRAM_INTRABD350	-	0,026	-	0,159
	GHF1000	-	0,111	-	0,315
	Dist. aux plus proches commerces (m)	8	759	5 232	608
	Distance à l'aéroport (m)	832	9 608	23 667	3 878
Variables contextuelles	Année de transaction=2002	-	0,344	-	0,475
	Année de transaction=2008	-	0,296	-	0,456
	GO_MENS3%	-	0,105	-	0,307
	ZUS	-	0,035	-	0,185
	CONTZUS	-	0,079	-	0,271
	CUCS	-	0,027	-	0,161
	TX65SUP	0	0,147	0,343	0,054
	TXSTABLES	0	0,649	0,956	0,114
Variable de qualité environnementale	Bruit moyen sur 24 heures (dBA)	1,26	48,14	76,45	11,79

*Par rapport à l'appartement localisé au 3 allée Flesselles, à Nantes

4.2.1. Les caractéristiques communes aux échantillons des appartements et des maisons

Les données utilisées nous permettent de mettre en relation le prix au mètre carré des maisons ayant fait l'objet d'une transaction à Nantes Métropole en 2002, 2006 et 2008 avec leurs caractéristiques intrinsèques et extrinsèques (accessibilité, environnement urbain, qualité environnementale). Nous ne revenons pas sur la présentation du territoire de la Communauté Urbaine de Nantes : constitué de 24 communes, il est strictement le même que pour la base des transactions d'appartements. En revanche, la répartition spatiale des observations sur ce territoire apparaît fortement dépendante de l'échantillon considéré (*Fig. 4.1a et 4.1b*).

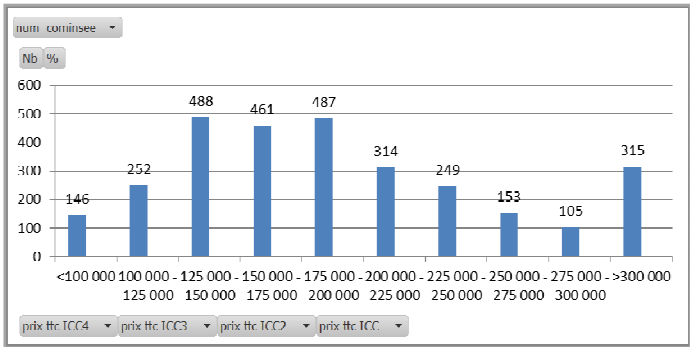
FIGURE 4.1 - Localisations respectives sur le territoire de Nantes Métropole des maisons (a) et des appartements (b) échangés en 2002, 2006 et 2008



Les maisons échangées apparaissent beaucoup plus dispersées sur le territoire de Nantes Métropole que les appartements vendus en 2002, 2006 et 2008. Ainsi, 50 % des maisons sont localisées au-delà du périphérique, quand ce n'est le cas que de 12 % des appartements. Concernant le sous-échantillon des maisons échangées à l'intérieur du périphérique, environ 10 % sont localisées à l'intérieur de la ceinture de boulevards du 19^e siècle et par extension, l'Ile de Nantes (33 % pour les appartements), et un peu plus de 40 % sont situées entre la ceinture de boulevards et le périphérique (56 % pour les appartements). Il en ressort que la distance moyenne au centre s'établit à 6,5 kilomètres pour les maisons échangées, alors qu'elle n'est que de 2,7 km pour les appartements.

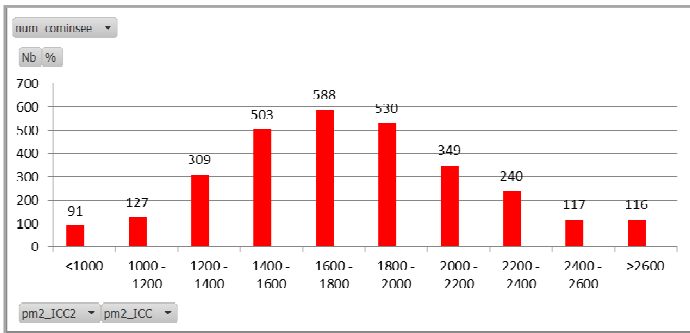
Nous retenons également comme variable expliquée le logarithme du prix au mètre carré. Les caractéristiques intrinsèques et de l'environnement urbain sont celles testées pour les appartements. Dans notre échantillon, le prix moyen du mètre carré pour les maisons échangées est de 1786 euros (1892 pour les appartements), pour une surface habitable moyenne de 113 m² (63 pour les appartements), cinq pièces et une place de parking, construites sur un terrain d'une surface moyenne de 658 m².

FIGURE 4.2 - Prix des maisons échangées à Nantes Métropole (en euros déflatés, trois années de transaction)



Min	Moyenne	Max	Ecart-type
11 621	199 935	925 087	91 675

FIGURE 4.3 - Prix au m² des maisons échangées à Nantes Métropole (en euros déflatés, trois années de transaction)



Min	Moyenne	Max	Ecart-type
166	1 786	8 457	465

À l'instar de ceux des appartements, les prix des maisons échangées sont tirés vers le bas par de nombreuses petites surfaces, qui font valoir une asymétrie à gauche sur la figure 4.2, toutefois moins marquée que celle constatée dans le précédent chapitre pour les appartements. Les prix au mètre carré des maisons sont plus équilibrés, en ce sens que les plus petites superficies se négocient, toutes choses égales par ailleurs, à des prix au mètre carré supérieurs à ceux des plus grandes surfaces.

Les variables de qualité environnementale, construites par nos partenaires du projet Eval-PDU, sont celles déjà testées pour les appartements : d'une part, les niveaux de bruit moyen et maximaux, routiers ou ferroviaires, sur une période diurne, nocturne ou sur 24 heures ; et d'autre part, les concentrations moyennes et maximales de neuf polluants majoritairement associés au trafic routier, les mêmes que ceux calculés pour les appartements. Toutefois, à l'inverse de ces derniers pour lesquels nous disposions de l'information pour deux des trois années de transactions (2002 et 2008), nous n'avions à notre disposition pour la base des maisons que les concentrations pour l'année 2002. Les transactions de 2006 et 2008 ont donc été rattachées aux niveaux de concentration de 2002.

Les caractéristiques d'accessibilité, générales et spécifiques, géoréférencées dans le cadre du projet Eval-PDU, comprennent également la situation géographique du bien, la distance à un ensemble de points de référence (gares, campus, etc.), l'accessibilité aux transports collectifs urbains, la distance au centre ou centre-ville et les distances aux espaces verts et aux rives de cours d'eau (la Loire, l'Erdre et la Sèvre). 39 % des transactions se situent au sud de la Loire (17 % pour les appartements). L'environnement naturel est plutôt de bonne qualité, 85 % des logements étant situés à moins de 600 m d'un espace vert (87 % des appartements). Les maisons échangées restent globalement bien desservies en transports collectifs, mais se montrent en retrait des appartements sur ce point : 34 % des maisons se situent à moins de 2 km d'une gare (46 % pour les appartements), 38 % disposent d'un arrêt de bus à moins de 150 m (54 % pour les appartements). La différence la plus sensible intervient relativement à la proximité au tramway : seulement 15 % des maisons échangées ont un arrêt de tramway à moins de 450 m, quand c'est le cas de 43 % des appartements.

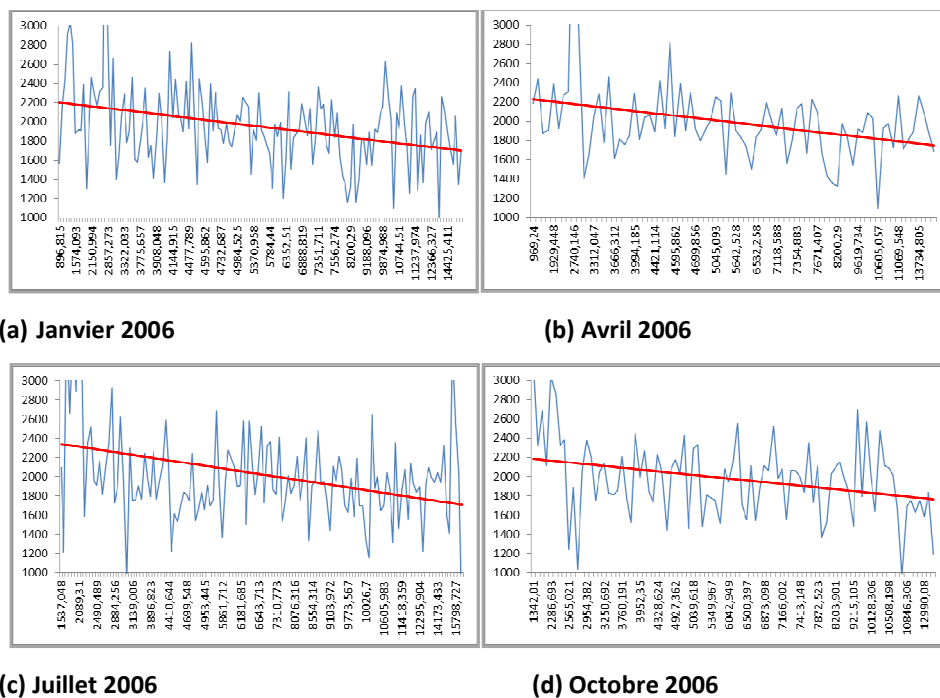
4.2.2. Les variables d'accessibilité construites pour l'échantillon des maisons

Afin de prolonger le modèle hédonique du chapitre précédent et d'en tirer de nouveaux enseignements quant à de possibles gains d'accessibilité spécifiques aux maisons, nous avons construit des variables d'accessibilité supplémentaires. Nous avons en effet l'intuition que la répartition des maisons, plus dispersées sur le territoire

que les appartements, rendrait la question de l'accessibilité à un certain nombre de services plus cruciale. Les maisons étant globalement moins bien desservies par les transports collectifs d'une part, et leur localisation étant fréquemment moins centrale d'autre part, la proximité aux transports collectifs et aux axes routiers structurant semblait susceptible de contribuer à une capitalisation immobilière plus nette que dans le cas des appartements.

Afin de tester la conformité de nos données aux conclusions premières de la littérature de microéconomie urbaine (Alonso, 1964; Fujita, 1989), nous commençons par vérifier, à partir des statistiques descriptives et pour les observations échangées sur une unique année de référence (2006), la relation fonctionnelle décroissante théorique entre la distance au centre et le prix au mètre carré (*Fig. 4.4*).

FIGURE 4.4 - Relation entre la distance au centre en mètres (en abscisses) et le prix au m² des maisons en euros constants (en ordonnées)



Afin de contrôler l'influence trop fortement haussière ou baissière du marché de l'immobilier résidentiel, nous retenons 2006, année de retournement des prix, pour appréhender une telle relation⁵⁶. Toujours pour limiter l'influence des variations de prix

⁵⁶ Nous avons toutefois pris la précaution de vérifier que les années 2002 et 2008 présentaient un profil comparable.

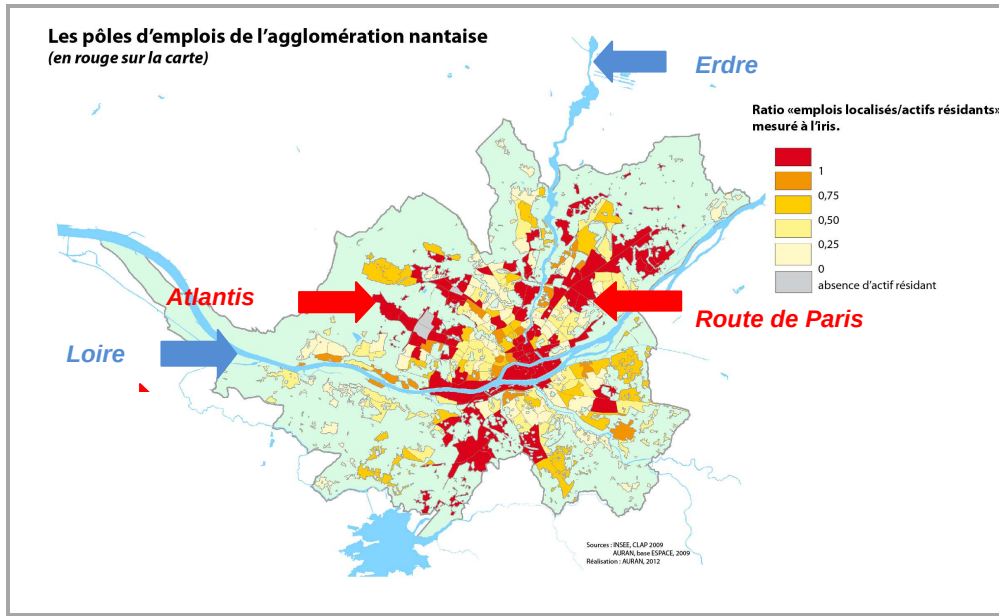
du marché immobilier, nous nous concentrons sur quatre mois de transaction et non sur l'année entière : janvier, avril, juillet et octobre 2006, comportant respectivement 151, 80, 137 et 91 observations.

À ces conditions, une relation tendancielle décroissante entre la distance au centre et le prix au mètre carré émerge de notre base de données, et la théorie économique apparaît correctement décrite par les transactions de maisons sur le territoire de Nantes Métropole. Nous ne présumons pas pour l'instant de la linéarité ou de la convexité de cette relation fonctionnelle décroissante. Il est de toute façon délicat d'aller plus loin dans l'analyse descriptive : en effet, nous ne contrôlons pas les autres facteurs susceptibles d'exercer une influence sur le prix. En particulier, il est possible que les caractéristiques intrinsèques des maisons, le contexte socio-économique ou la qualité environnementale autour des biens diffèrent selon la distance au centre, venant alors amplifier ou au contraire infléchir la relation décroissante. En ce qui concerne les variables d'accessibilité, les maisons situées au-delà du périphérique (à une distance supérieure à 6500 mètres du centre en moyenne) peuvent par exemple être confrontées à des problèmes d'accessibilité aux transports collectifs plus sensibles que les biens localisés intra-périphérique. Cette accessibilité hétérogène est susceptible de se transcrire cumulativement avec la distance au centre dans le niveau du prix au mètre carré, compromettant ainsi la saisie de l'effet isolé de cette variable.

Pour passer de l'analyse descriptive à l'étude empirique, il nous a semblé pertinent de tester, à présent économétriquement, une seconde relation fonctionnelle de distance au centre : la distance au plus proche centre des emplois secondaires. L'idée est toujours de relier la pratique à la théorie en tentant de décrire au plus près la forme urbaine qui s'exerce dans le contexte local, afin de la confronter aux conditions théoriques d'application d'un péage urbain.

Deux centres secondaires ont ainsi été pressentis : les zones d'activité d'Atlantis à l'Ouest de Nantes Métropole (Saint-Herblain) et de la Route de Paris à l'Est (Carquefou et Sainte-Luce-sur-Loire). Ces deux centres des emplois secondaires sont caractérisés par des ratios actifs/ emplois supérieurs à 1 (*Fig. 4.5*).

FIGURE 4.5 - Localisation des deux centres des emplois secondaires : à l'ouest, Atlantis ; à l'est, la Route de Paris



Source : AURAN, 2012

Ces deux *subcenters* se situent tous deux au nord de la Loire, tout comme le centre des emplois principal (assimilé ici au centre-ville de Nantes), induisant une accessibilité éventuellement problématique des 1146 maisons de notre échantillon situées au sud. Les deux centres secondaires sont par ailleurs tous deux situés au-delà du périphérique, bien qu'à proximité immédiate.

Le repérage des centres des emplois secondaires pose des problèmes spécifiques que nous n'avons pas traités ici. En effet, pour les identifier en toute rigueur, il aurait fallu par exemple procéder à l'identique de Gaschet et Pouyanne (2011) pour la détermination des centres des emplois bordelais. Les auteurs se sont attachés à mettre en œuvre la méthode de repérage exogène des centres des emplois proposée par Giuliano et Small (1991). Avec cette technique, un espace est repéré comme centre s'il est constitué d'une ou plusieurs entités contigües présentant une densité d'emplois supérieure à l'ensemble des unités voisines et à un seuil, et totalisant un nombre minimum d'emplois. Gaschet et Pouyanne relèvent par cette technique, dans la Communauté Urbaine de Bordeaux, cinq centres des emplois distincts, comptabilisant entre 5200 et 19000 emplois. Pour notre part, nous avons agi de manière totalement empirique en

considérant, en plus du centre des emplois principal, les deux centres des emplois secondaires d'Atlantis et de la Route de Paris.

Une zone pourtant étendue de la figure 4.5 n'a pas été retenue au sud-ouest de la ville car elle concerne l'emprise de l'actuel aéroport de Bouguenais, qui se caractérise par un nombre d'habitants nul, indépendamment du nombre d'emplois proposé. Pour des raisons comparables, nous n'avons pas non plus retenu les bords de Loire à l'ouest de l'agglomération, ces espaces souvent couverts de friches industrielles ou portuaires n'accueillant que peu d'habitations. En outre, la configuration particulière des bords de Loire à l'ouest de Nantes, avec des accès nombreux et compliqués aux emplois, fait que cet espace ne saurait être considéré comme un centre des emplois unique et spatialement homogène. Au nord de la ville, le long de l'Erdre, l'université fait augmenter le ratio actifs/ emplois. C'est un employeur unique ; pour cette raison, nous n'identifions pas non plus les bords de l'Erdre comme un centre d'emplois secondaire. Enfin, le Nord-Ouest, le Sud et le Sud-Est de la ville sont caractérisés par la présence de pôles commerciaux dont l'importance comme la diversité des emplois proposés n'atteignent pas ceux des zones d'activité d'Atlantis et de la Route de Paris.

Nous avons ainsi calculé la distance au plus proche centre des emplois secondaire depuis chaque observation de notre échantillon en mobilisant trois techniques distinctes : distance minimale au plus proche accès du centre, distance moyenne à l'ensemble des accès de la zone et distance au centre de la zone. Les distances calculées sont euclidiennes pour les maisons situées en nord Loire ; en revanche, compte tenu du faible nombre de franchissements possibles de la Loire pour les biens situés au sud, ces distances ont été « brisées » pour ce sous-échantillon, par addition de distances euclidiennes : de la transaction vers le plus proche pont en Sud-Loire, puis du pont vers chacun des centres secondaires.

Concernant l'accès aux axes routiers structurants, nous avons retenu les portes du périphérique nantais, au nombre de 23, en distinguant entre les portes qui donnent un accès supplémentaire à un axe routier sortant majeur de type quatre voies (8 portes) et les autres (15 portes). Sur ces axes routiers sortant, nous avons par ailleurs identifié tous les échangeurs comme points de proximité potentiellement intéressants pour les maisons situées hors périphérique (20 échangeurs). Afin de continuer à considérer les

accessibilités hétérogènes attendues entre ces deux groupes de biens, nous avons apporté une distinction entre les portes et échangeurs situés au nord de la Loire et ceux situés au sud.

4.3. Les résultats du modèle *SEM*

4.3.1. Résultats d'ensemble

Nous présentons dans cette section le modèle à erreurs spatiales (*SEM*) final aux côtés de la spécification par les moindres carrés ordinaires (MCO). Nous y ajoutons à titre indicatif le modèle spatial autorégressif (*SAR*) bien que, à nouveau, le test du rapport de dépendance ait échoué à mettre en avant une dépendance spatiale significative avec cette spécification. Les variables non significatives ne sont pas incluses dans les régressions ; toutefois nous en isolons quelques-unes susceptibles d'infléchir l'interprétation économique pour les présenter en annexe 4.1.

Contrairement à la base des appartements, nous parvenons pour l'échantillon des maisons échangées à élaborer un modèle estimé par les moindres carrés ordinaires pour lequel le test de Moran présente une valeur de -1,37, pas très éloignée du seuil de significativité à 10 % (-1,65). La valeur négative de la statistique centrée réduite du test de Moran indique qu'il y a suspicion d'autocorrélation spatiale négative dans le modèle (Jayet, 2001). Nous avons donc prolongé la spécification MCO en estimant le modèle à erreurs spatiales (*SEM*) correspondant : nous présentons ce modèle dans la deuxième colonne du tableau 4.2. Le test du rapport de vraisemblance rejette ici l'hypothèse de nullité du coefficient d'autocorrélation spatiale λ défini comme dans le précédent chapitre : la statistique de test du rapport de vraisemblance (3,1) se révèle cette fois supérieure au seuil de significativité à 10 % pour un test du Khi-Deux à un degré de liberté (2,71). Le seuil de significativité à 5 % (3,84) n'est toutefois pas atteint. Le coefficient d'autocorrélation spatiale prend ici la valeur de -0,5. En revanche, le modèle autorégressif spatial (*SAR*) échoue une nouvelle fois à mettre en évidence une dépendance spatiale significative entre observations voisines de la variable expliquée, le test du rapport de vraisemblance restant très proche de zéro. Nous le présentons tout de même dans la troisième colonne du tableau 4.2.

TABLEAU 4.2 - Résultats de l'estimation pour le logarithme du prix au m² des maisons

Variable explicative	Définition	MCO	SEM	SAR ^{##}
Caractéristiques intrinsèques				
Constante		10,7486***	10,7351***	12,9871***
LNSURF	log(surface habitable en m ²)	-0,7090***	-0,7034***	-0,7076***
LNSURF2	log(surface habitable en m ²) au carré	0,0416**	0,0411**	0,0415**
LNST	log(surface de terrain en m ²)	0,1268***	0,1270***	0,1268***
NPA0	0 parkings (réf. 1 ou plus) [#]	-0,0738***	-0,0729***	-0,0732***
COPE_ABC	construction avant 1947 [#] (réf. après 1992)	-0,1027***	-0,1020***	-0,1024***
COPE_D	construction 1948-1969 [#] (réf. après 1992)	-0,1457***	-0,1459***	-0,1457***
COPE_E	construction 1970-1980 [#] (réf. après 1992)	-0,1116***	-0,1120***	-0,1116***
COPE_F	construction 1981-1991 [#] (réf. après 1992)	-0,0829***	-0,0830***	-0,0830***
NIVEAU	Nombre de niveaux dans la maison	0,0142**	0,0143**	0,0142**
SDB2	2 salles de bains ou plus [#] (ref. 0 ou 1)	0,0487***	0,0486***	0,0490***
Variables de localisation et d'accessibilité				
LNCENTRE_PRIN	log(distance au centre principal en m)	-0,1723***	-0,1721***	-0,1721***
LNCENTRE_SEC	log(distance au centre secondaire le plus proche en m)	-0,0391***	-0,0392***	-0,0392***
PERIPH	Présence d'une porte de périphérique à moins de 1000 m [#]	-0,0421***	-0,0423***	-0,0422***
ECHANGEUR	Présence d'un échangeur à moins de 1000 m [#]	-0,0298***	-0,0299***	-0,0299***
TRAM_INTRABD	Présence d'un arrêt de tram à moins de 350 m (biens intra-boulevards uniquement) [#]	0,0451**	0,0450**	0,0460**
GHF	Présence d'une halte-ferroviaire à moins de 1000 m [#]	-0,0161*	-0,0159*	-0,0160*
LNCOMM	log(distance au plus proche pôle commercial en mètres)	-0,0225***	-0,0222***	-0,0224***
LNAERO	log(distance à l'aéroport en mètres)	0,0671***	0,0665***	0,0668***
Variables contextuelles				
A02	Année de transaction 2002 [#] (réf. 2006)	-0,2824***	-0,2816***	-0,2821***
A08	Année de transaction 2008 [#] (réf. 2006)	-0,0633***	-0,0632***	-0,0628***
GO_MENS	Hausse mensuelle du prix du gazole supérieure ou égale à 3 % [#]	0,2824*	0,2901**	0,2874**
GO_LNCENTRE	Hausse mensuelle du prix du gazole supérieure ou égale à 3 %*log(distance au centre principal)	-0,0354*	-0,0359**	-0,0356**
ZUS	Localisation dans une ZUS [#]	-0,0810***	-0,0811***	-0,0811***
CONTZUS	Localisation dans un IRIS contigu à une ZUS [#]	-0,0575***	-0,0574***	-0,0575***
CUCS	Localisation dans un CUCS [#]	-0,0559***	-0,0572***	-0,0571***
TXSTABLES	Part des occupants de 5 ans et plus dans l'IRIS	-0,0009***	-0,0008***	-0,0009***
Variable de qualité environnementale				
BRUITMOYEN	Bruit moyen sur 24 heures (dBA)	-0,001***	-0,001***	-0,001***

[#] 1 si oui, 0 si non ^{##} Fourni à titre indicatif (test du rapport de vraisemblance non significatif)

*** Significatif à 1 %, ** Significatif à 5 %, * Significatif à 10 %

Variable expliquée : logarithme du prix au m²

Nombre d'observations : 2 851 ; R² = 0,5336 ; R² ajusté = 0,5291

L'analyse des résultats d'ensemble puis détaillés du modèle du prix des maisons échangées à Nantes Métropole en 2002, 2006 et 2008 laisse entrevoir plusieurs différences fondamentales par rapport au modèle des appartements.

Nous remarquons tout d'abord la valeur négative du coefficient d'autocorrélation spatiale (-0,5), qui apparaît surprenante : on pouvait en effet s'attendre à une dépendance spatiale positive entre les termes d'erreur d'observations voisines. Toutefois, la forme de la dépendance spatiale découle de la manière dont les observations sont disposées dans l'espace (Jayet, 1993). Appliquée au cas nantais, une telle affirmation conduit à faire l'hypothèse de l'existence d'espaces bâtis contigus fortement hétérogènes. De telles ruptures spatiales sont susceptibles de se traduire par des « effets frontière » à l'origine de l'autocorrélation spatiale négative constatée, qui se reflète dans le terme d'erreur en raison de variables omises, comme par exemple la carte scolaire. En raison des frontières qu'elles induisent entre les observations, la localisation du bien par rapport au périphérique, sa situation au sud ou au nord de la Loire peuvent également constituer une source d'autocorrélation spatiale négative du terme d'erreur⁵⁷.

Le reste de notre analyse d'ensemble du modèle économétrique apparaît plus standard. Appliqué aux maisons échangées sur le territoire de Nantes Métropole, le modèle économétrique n'explique plus que 53 % de la variance du prix au mètre carré, contre près de 72 % pour les appartements. Cela montre que les facteurs explicatifs du prix des maisons sont de nature différente, et qu'ils s'avèrent plus délicats à identifier. Les variables d'accessibilité qui ont été construites spécifiquement pour les maisons apparaissent significatives, sans toutefois conduire à une hausse sensible du coefficient de détermination (R^2). Nous en détaillerons les résultats plus loin.

Nous précisons à nouveau que le choix du prix au mètre carré plutôt que du prix total entraîne mécaniquement une baisse du coefficient de détermination, la surface expliquant à elle seule une grande partie du prix total et pouvant masquer ou atténuer les effets des autres variables (Saulnier, 2004, Baudry *et al.* 2009). Cette précision

⁵⁷ En raison de trop fortes corrélations respectivement avec la distance au centre et avec la distance à l'aéroport, nous ne sommes pas en capacité de conserver ces deux variables dans le modèle final, tout au moins sous leur forme simple (non croisée avec d'autres variables).

apportée, le pouvoir explicatif global du modèle apparaît cette fois plutôt en retrait de la littérature hédonique sur la formation du prix des maisons : Kim *et al.* (2003) : 61 à 64 %, Boxall *et al.* (2005) : 67 %, Gaschet et Pouyanne (2011) : 69 %. Toutefois, d'autres modèles hédoniques explicatifs du prix au mètre carré des maisons ne passent pas le seuil des 50 % : c'est le cas de Hanna (2007), dont le pouvoir explicatif du modèle n'excède pas 46 %. De nombreuses études hédoniques américaines utilisant le prix total et non le prix au mètre carré obtiennent en revanche, comme attendu, des ajustements de meilleure qualité : Hess et Almeida (2007) pour les maisons de New York : 71 %, McMillen (2008) à Chicago : 75 %, Can (1992) à Colombus : 76 %.

Comme nous l'avons souligné dans le chapitre précédent, il est fréquent dans les études hédoniques que certaines variables explicatives, notamment contextuelles, présentent un biais d'endogénéité. Confrontés à la difficulté d'identifier les instruments les plus pertinents, nous n'avons pas été en capacité de tester les variables instrumentales préconisées par Cavailhès (2005) pour traiter ce genre de biais. Toutefois, nous décidons ici d'emblée, contrairement au chapitre 3, de ne pas intégrer la variable suspectée d'endogénéité, le revenu médian dans l'IRIS. Par ailleurs, les caractéristiques de l'acheteur (âge, revenu, CSP) ne devraient être incorporées que lors de la deuxième étape de la mise en œuvre de la méthode des prix hédoniques, pour la détermination des consentements à payer. C'est pourquoi nous n'intégrons aucune de ces caractéristiques personnelles de l'acquéreur dans cette première étape. Nous supprimons ainsi du modèle une autre source possible d'endogénéité.

Les variables explicatives ne souffrent pas de corrélations abusives, ni linéaires deux à deux, ni de multicolinéarité. Les corrélations deux à deux entre variables explicatives ont été systématiquement relevées, les variables trop corrélées entre elles n'ont pas été conservées⁵⁸. Un exemple de variables trop corrélées est fourni par le couple constitué par la proximité à un arrêt de tramway et la distance au centre, les maisons étant plus étalées sur le territoire de Nantes Métropole que les appartements. Nous avons également contrôlé la multicolinéarité des variables aux corrélations

⁵⁸ Nous avons fait une exception pour le nombre de salles de bains, variable qui n'était pas significative pour les appartements, positivement corrélé à 54 % avec le logarithme de la surface habitable.

partielles faibles, mais qui apparaissent corrélées avec de nombreuses autres variables. Dans cette catégorie entre la distance au centre, pour laquelle la statistique du facteur d'inflation de la variance indique une valeur raisonnable de 2,65 pour le modèle final.

Le test de Jarque-Bera révèle une distribution non normale des résidus. Une procédure *d'inner fence* conduit à supprimer 3 % des observations aux extrémités basse et haute de l'échantillon, soit environ 120 valeurs sur les 2970. Si cela ne suffit pas à régler en totalité la question de la distribution des résidus (le seuil de significativité à 10 % de la table du Khi-deux reste dépassé), une telle procédure ramène tout de même la valeur du test de Jarque-Bera de 39221 à 20,3.

Enfin, l'hétéroscédasticité de l'échantillon est révélée par un test de Breusch-Pagan, dont la valeur atteint 114,7. Nous effectuons une correction de White standard qui n'agit pas sur la valeur des coefficients, mais en affecte éventuellement la significativité. La spécification finale tient compte de cette sensibilité.

Dans les paragraphes suivants, nous présentons les variables significatives du modèle que nous classons par groupes : caractéristiques intrinsèques, variables de localisation et d'accessibilité, variables contextuelles, variables de qualité environnementale. Les effets marginaux de chaque variable explicative sur le prix au mètre carré au point moyen de l'échantillon sont présentés en annexe 4.2⁵⁹.

⁵⁹ La maison de référence au point moyen de l'échantillon dispose d'une surface habitable de 107 m² sur une surface de terrain de 448 m². Elle a été construite après 1992, possède au moins une place de parking et une salle de bain au plus. Située à 5,6 km du centre et à 7,2 km d'un accès au plus proche centre des emplois secondaire, elle ne bénéficie ni d'une porte de périphérie, ni d'un échangeur, ni d'une gare ou halte-ferroviaire dans un rayon de 1000 m. Elle n'est pas localisée intra-boulevards et ne dispose pas d'un arrêt de tramway dans un rayon de 350 m. Située à 590 m du plus proche pôle commercial et à 8,8 km de l'aéroport, elle a été l'objet d'une transaction en 2006, à une date où le prix du gazole six mois avant la vente n'excédait pas 3 % en hausse mensuelle. Elle n'est pas située en ZUS, ni en contiguïté de ZUS, ni en CUCS.

4.3.2. Les effets des caractéristiques intrinsèques

La surface habitable exerce un effet négatif et non linéaire sur le prix au mètre carré, résultat que nous avons également mis en avant pour les appartements. Variable spécifique à l'échantillon des maisons, une plus grande surface de terrain est, comme on pouvait s'y attendre et toutes choses égales par ailleurs, favorable à une hausse du prix au mètre carré. Une non linéarité dans la relation fonctionnelle entre ces deux variables est également décelable et significative, mais elle dégrade sensiblement la qualité économétrique du modèle : la valeur de la statistique de l'*AIC* monte alors de -2554 à -2513, tandis que la variable croisée entre prix du gazole et distance au centre perd parallèlement sa significativité (annexe 4.1). Nous décidons donc de ne pas retenir cette relation non linéaire, et concluons qu'à surface habitable équivalente, un terrain plus grand augmente de manière linéaire le prix au mètre carré des maisons. Au point moyen de l'échantillon, cette hausse est de l'ordre de 3,35 € pour 10 m² supplémentaires (+0,28 %).

À l'instar des appartements, l'absence de place de parking (référence : au moins une place) est également pénalisante pour les maisons, dans des proportions légèrement moindres (-7 % au point moyen, contre -8 % pour l'appartement de référence, moins éloigné du centre). En revanche, la présence de deux places ou parking ou plus, par comparaison aux maisons disposant d'une unique place, ne présente pas ici de caractère significatif. Alors que la situation plus excentrée en moyenne des maisons pourrait justifier plus facilement la possession de deux véhicules par les ménages acquéreurs⁶⁰, ce deuxième véhicule est probablement jugé moins difficile à stationner sur la voie publique que dans le cas des appartements. Une telle interprétation se justifie que ce soit en termes d'affectation favorable de l'espace (plus de places libres en voirie loin du centre) ou de coût allégé du stationnement (moins de stationnement payant, sauf peut-être dans le centre des communes périphériques de Nantes Métropole).

La période de construction influence tout aussi négativement et significativement le prix au mètre carré des maisons, et nous remarquons, comme pour les appartements,

⁶⁰ Nous ne disposons malheureusement pas d'une telle donnée.

une prime aux «biens de caractère» construits avant 1948 relativement à la période suivant immédiatement, et par rapport à la période de référence (construction depuis 1992). Les effets marginaux sont cependant plus faibles que ceux mis en avant pour les appartements : de -8 % à 13,6 % au point moyen selon la période considérée, au lieu de -11,5 à -22,1 %. En revanche, la vente en état futur d'achèvement ne constitue pas une source de valorisation pour les maisons, les dispositifs fiscaux favorables à l'investissement locatif concernant majoritairement l'habitat collectif.

Le nombre de niveaux et la présence de deux salles de bains ou plus constituent deux facteurs significatifs d'appréciation du bien. Pour la seconde variable, il est probable que le nombre d'occupants d'une maison plus élevé en moyenne rende la commodité offerte par la présence de plusieurs salles de bains appréciable. Remarquons que la corrélation entre le nombre de niveaux et de salles de bains est plus raisonnable qu'attendu (0,26), ce qui permet de les conserver toutes deux dans le modèle final.

Les résultats obtenus par d'autres études hédoniques sont globalement comparables. Le rôle de l'équipement sanitaire est mis en évidence par Cavailhès (2005) pour 287 pôles urbains et Gaschet et Pouyanne (2011) pour l'aire urbaine de Bordeaux. En revanche, toujours dans l'aire urbaine de Bordeaux, une maison de plain-pied est valorisée, toutes choses égales par ailleurs, par rapport à une maison à deux niveaux. On trouve également ce résultat dans certaines études américaines (Kim *et al.*, 2003 ; Hess et Almeida, 2007). L'absence de place de parking ou d'un garage est également pénalisante à Marseille (Bono *et al.*, 2007) et à Rennes (Baudry *et al.*, 2009) ; cependant, l'échantillon étudié dans ces deux dernières études concerne des appartements et non des maisons.

4.3.3. Les effets des variables de localisation et d'accessibilité

4.3.3.1. Variables de localisation et d'accessibilité à certains points de référence

Dans les études hédoniques, la prise en compte des variables de localisation et d'accessibilité présente un intérêt évident, dans le sens où cette méthode permet de calculer la contribution en euros d'une localisation privilégiée ou d'un gain d'accessibilité à la valeur du logement. Les résultats en matière de localisation et

d'accessibilité obtenus pour les maisons échangées à Nantes Métropole en 2002, 2006 et 2008 diffèrent d'ailleurs de ceux mis en avant pour les appartements. De nombreuses variables significatives pour les appartements ne le sont plus dans ce nouvel échantillon, alors que le territoire d'étude ne varie pas. Ces variables sont les suivantes : localisation du bien dans une voie privée, proximité et nombre des espaces verts, proximité d'un campus (trop corrélée avec plusieurs variables contextuelles), présence d'un arrêt de tramway (trop corrélée avec la distance au centre pour l'échantillon complet), présence d'un arrêt de bus.

L'absence de significativité de la localisation d'une maison dans une voie privée constitue une surprise : en effet, seulement 14,4 % des maisons bénéficient de ce type de localisation, alors que ce chiffre se montait de 30,3 % pour les appartements. Une telle caractéristique constitue un motif de dévalorisation pour les appartements ; la variable est non significative pour les maisons, alors qu'il s'agit d'une caractéristique plus rare. On pouvait s'attendre à ce qu'une voie limitée au trafic des résidents puisse constituer un espace relativement sécurisé pour les enfants d'un acquéreur potentiel de maison. Peut-être la présence d'un jardin comme espace entièrement sécurisé et privatif constitue-t-elle un avantage plus décisif ? Par ailleurs, la localisation dans une voie privée concerne essentiellement des maisons construites en lotissement, moins valorisées toutes choses égales par ailleurs que d'autres biens.

Contrairement aux appartements, les espaces verts ne constituent pas pour une maison une aménité en eux-mêmes : localisée deux fois plus loin du centre en moyenne qu'un appartement (à 6,6 kilomètres au lieu de 3,3), l'environnement immédiat d'une maison, moins dense, est sans doute jugé plus « naturel », ou en tous cas moins artificiel, sans que cet espace soit nécessairement classé en espace vert. Par ailleurs, la présence quasi-systématique d'un jardin rend probablement là encore la commodité d'un espace vert à proximité moins essentielle, notamment pour les familles avec enfants en bas âge.

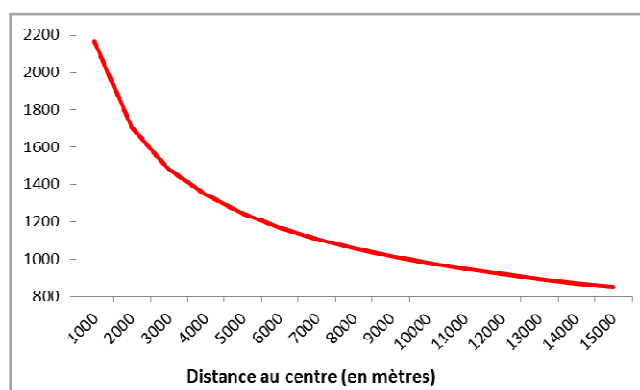
La proximité d'un pôle commercial est valorisée par les acquéreurs de maisons, tandis que celle de l'aéroport constitue un facteur de dépréciation. Dans le premier cas, la possibilité d'aller à pied vers les commerces de proximité reste un atout, pour des biens en moyenne plus éloignés du centre que les appartements, pour lesquels cette

variable n'était pas significative. Peut-être est-ce également lié à la présence de services publics dans ces pôles de proximité, dont certains à vocation familiale comme les écoles et les modes de garde ? À l'inverse, l'aéroport constitue assez logiquement une source de nuisance, surtout s'il compromet l'usage normal du jardin : ce n'était pas le cas pour les appartements échangés, dont en outre un très petit nombre seulement se situait soit à proximité de l'aéroport, soit dans le couloir aérien.

4.3.3.2. Accessibilité au centre ou aux centres des emplois ?

Comme nous l'avons constaté pour les appartements, et en accord avec la littérature théorique sur la formation de la rente foncière unitaire (Alonso, 1964; Fujita, 1989), nous remarquons que le prix au mètre carré des maisons diminue avec la distance au centre (*Fig. 4.6*).

FIGURE 4.6 - Prix au m² en euros estimé en fonction de la distance au centre



Le prix au mètre carré a été estimé au point moyen de l'échantillon des maisons, à l'exception de la distance au centre que l'on fait varier de 1 à 15 kilomètres⁶¹. La convexité dans la relation décroissante peut s'expliquer par une attraction de plus en plus forte du centre des emplois principal à mesure que l'on s'en rapproche. Elle peut également l'être par une atténuation de la relation décroissante quand on s'éloigne du

⁶¹ En toute rigueur, il aurait fallu procéder alternativement à l'estimation sur l'échantillon complet des maisons, par agrégation, puis calcul de la moyenne des prédictions du modèle obtenues pour chaque maison à toute distance du centre. Cette technique plus lourde restera à mettre en œuvre pour confirmer nos résultats.

centre principal en raison du relais pris par l'attraction du centre des emplois secondaire le plus proche.

Deux centres des emplois secondaires ont ainsi été identifiés sur le territoire des 24 communes de Nantes Métropole, l'un à l'ouest de l'agglomération (Atlantis), l'autre à l'est (Route de Paris). En complément de la distance au centre (que nous assimilons ici au centre des emplois principal), nous montrons grâce au modèle économétrique que la distance au plus proche centre des emplois secondaire exerce elle aussi une influence significative et négative sur le prix au mètre carré des maisons. Nous retenons la distance moyenne à l'ensemble des accès de chacune des zones, les deux autres constructions présentées précédemment n'entraînant pas de résultat significatif.

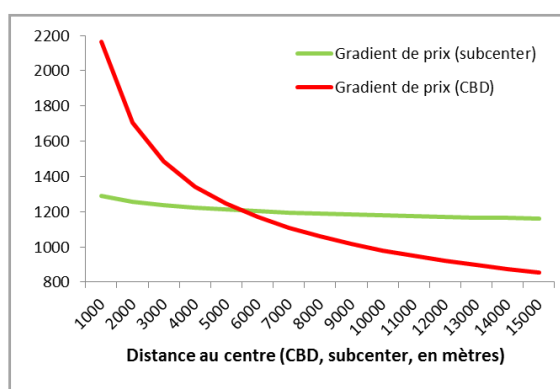
Par ailleurs, aucune différenciation nette entre les maisons situées au nord ou au sud de la Loire ne ressort, pas plus qu'une distinction fondée sur la localisation des biens à l'intérieur ou à l'extérieur du périphérique. Pour la situation des biens par rapport au périphérique, une corrélation positive trop élevée avec la distance au centre compromet l'incorporation de cette variable ; concernant la situation par rapport à la Loire en revanche, l'absence de différenciation entre les maisons situées au nord et celles situées au sud constitue une surprise dans le sens où elle semble réfuter les difficultés d'accès supposées depuis le sud, ces accès imposant le franchissement de la Loire en des points limités régulièrement saturés. Faut-il en conclure que ces franchissements ne constituent finalement pas une difficulté routière majeure au regard des autres axes ? Ou alors que les acquéreurs de maisons situées au sud de la Loire sont insuffisamment informés de ces difficultés⁶² ?

Dans tous les cas, cette proximité valorisée au plus proche centre des emplois secondaire remet en cause, au moins pour l'échantillon des maisons, l'hypothèse de monocentricité émise pour le modèle théorique du chapitre 2, c'est-à-dire l'existence d'un centre des emplois unique vers lequel converge l'ensemble des ménages actifs pour travailler. Une telle hypothèse pourrait ne pas tenir à Nantes. Le calcul des effets marginaux respectifs de l'éloignement au centre des emplois principal et au plus proche

⁶² Environ 15 % des acquéreurs ne sont pas originaires du département de Loire-Atlantique.

centre des emplois secondaire tempère toutefois le caractère polycentrique de l'agglomération nantaise : si les deux variables sont significatives au seuil de 1 % dans le modèle, un éloignement de 100 mètres du centre des emplois principal contribue à une baisse du prix au mètre carré de 0,60 %, contre environ douze fois moins pour un éloignement de la même distance au plus proche centre des emplois secondaire (-0,05 %) (Fig. 4.7).

FIGURE 4.7 - Comparaison des gradients de prix immobiliers résultant de l'éloignement respectif du centre des emplois principal (CBD) et du plus proche centre des emplois secondaire (subcenter)



Si l'on désire tout de même admettre la réalité tri-centrique de Nantes, ce contre-résultat serait susceptible de compliquer la mise en place d'un péage urbain kilométrique radiant, convergeant vers un centre qui ne se révélerait finalement pas unique, dans le contexte géographique local. Nous devons à présent tester la sensibilité des acquéreurs de maisons à l'accessibilité routière d'une part, et à l'accessibilité aux transports collectifs, d'autre part. L'idée reste de tester empiriquement les conditions d'un report massif vers les modes les moins polluants, en cas de renforcement par les autorités locales organisatrices de transport des politiques contraignant la voiture.

4.3.3.3. Accessibilité ou nuisance routière ?

Concernant les variables d'accessibilité construites spécifiquement pour les maisons, nous n'avons pas réussi à mettre en avant les gains d'accessibilité routière attendus par le périphérique nantais et par les grands axes radiaux structurants convergeant vers le centre de l'agglomération. Nous incorporons deux variables d'accessibilité supplémentaires : d'une part, la distance à la plus proche porte du périphérique ou à la porte principale telle que définie précédemment; et d'autre part, la distance au plus proche échangeur.

En raison de corrélations systématiquement trop élevées avec la distance au centre, nous n'avons pu incorporer aucune de ces variables sous une forme continue. Pour chacune d'entre elles, nous avons donc créé une variable indicatrice en testant différents seuils de distance⁶³. Il s'est avéré que quel que soit le seuil considéré, il nous a été impossible de mettre en avant un coefficient positif et significatif pour l'une ou l'autre des deux variables. En fait d'accessibilité, il apparaît en réalité que la proximité à la plus proche porte de périphérique ou échangeur constitue systématiquement une nuisance⁶⁴ : les variables PERIPH et ECHANG sont toutes deux affectées d'un coefficient négatif et significatif. Suivant cette logique, et confrontés à plusieurs modèles proches, nous avons préféré retenir des seuils courts pour les portes de périphérique comme pour les échangeurs, de 1000 mètres autour du bien. Dans ces espaces, les désagréments paysagers causés par les bâtiments industriels et commerciaux fréquemment rencontrés autour des nœuds routiers sont susceptibles de constituer une nuisance⁶⁵.

Tel que spécifié, il n'est pas non plus possible de distinguer pour les maisons, comme nous avons réussi à le faire avec les ponts sur la Loire pour les appartements, entre les biens situés au nord ou au sud de la Loire, l'accessibilité n'étant pas non plus révélée, par exemple, pour les maisons situées en Sud Loire. Toutefois, ce résultat apparaît en ligne avec celui de la sous-section précédente relative à l'accessibilité indifférenciée au plus proche centre des emplois secondaire. De la même manière, l'absence de capitalisation de la proximité à un échangeur concerne tout autant les biens situés à l'intérieur qu'à l'extérieur du périphérique⁶⁶ (annexe 4.1). Il paraît peut-être abusif d'en conclure que les problèmes d'entrée en ville pour les habitants de l'extérieur

⁶³ Les seuils testés vont de 750 à 7500 mètres, par pas de 250 mètres jusqu'à 2000 mètres, puis de 500 mètres au-delà.

⁶⁴ Ou à tout le moins qu'elle capte un autre effet que nous n'avons pas su identifier.

⁶⁵ En revanche, les effets d'un trafic routier important sur le bruit ou la pollution sont normalement contrôlés par l'incorporation de deux variables tenant spécifiquement compte de ces sources de nuisance.

⁶⁶ La création d'une variable croisée conditionnelle se limitant aux seuls biens situés hors périphérique n'inverse pas les résultats.

ou de sortie d'agglomération pour les résidents de l'intérieur ne semblent pas fondamentalement différents. En d'autres termes, l'accessibilité serait appréhendable de manière indistincte qu'elle soit dirigée vers le centre ou vers l'extérieur de la ville. Une telle affirmation demanderait à être appuyée par des tests supplémentaires.

4.3.3.4. La faible contribution de l'accessibilité aux transports collectifs à la capitalisation immobilière

L'accessibilité aux transports collectifs, urbains ou non urbains, ne constitue pas, d'une manière générale, une source de plus-value pour les maisons. Nous ne pouvons malheureusement pas exploiter la variable « distance au plus proche arrêt de tramway » aussi aisément que pour les appartements ; en effet, la répartition spatiale beaucoup plus étalée des maisons sur le territoire de Nantes Métropole rend cette variable très corrélée avec la distance au centre⁶⁷. La distance au plus proche arrêt de tramway n'a donc pas pu être conservée sous une forme discrète simple (non croisée).

Dans ces conditions, il apparaît délicat de montrer l'influence de la proximité à un arrêt de tramway. Pour cela, nous devons nous limiter à l'étude du sous-échantillon de maisons comprises à l'intérieur des boulevards du 19^e siècle (287 observations), soit les quartiers les plus centraux de Nantes⁶⁸. Le seuil de 350 mètres (environ 5 minutes à pied) fait alors valoir un gain d'accessibilité significatif pour les 77 transactions concernées. Les résultats se révèlent plus nuancés concernant les maisons situées entre les boulevards du 19^e et le périphérique (1227 transactions) : pour des seuils courts (les seuls à ne pas être abusivement corrélés avec la distance au centre), il devient impossible de montrer un gain d'accessibilité : soit la variable n'est pas significative, soit elle révèle au contraire un effet de nuisance. Peut-être est-ce la contrepartie de difficultés de circulation ou de stationnement attendues à proximité d'un arrêt de tramway.

⁶⁷ Nous l'avons vérifié pour des rayons supérieurs à 300 mètres autour du bien. La variable n'est pas significative au seuil de 300 mètres, et les seuils inférieurs à 300 mètres contiennent trop peu d'observations pour être représentatifs.

⁶⁸ Le tramway ne desservant généralement pas les espaces situés au-delà du périphérique, trop peu d'observations sont concernées dans le sous-échantillon des biens situés hors périphérique.

La proximité à un arrêt de bus n'est pas non plus significative de manière générale⁶⁹. La raison en est peut-être à trouver du côté de l'éloignement du centre, qui tend à favoriser un usage plus systématique de la voiture. Ce mode de déplacement apparaît en effet plus compétitif dans des espaces où la fréquence, la régularité et l'amplitude du service de bus ne sont pas aussi avérées qu'à proximité immédiate du centre⁷⁰. Cet argument trouve un poids supplémentaire dans le fait que le nombre d'occupants du ménage, plus élevé en moyenne que dans un appartement, rend ce mode de transport financièrement plus avantageux que l'achat de plusieurs titres de transport collectif par les acquéreurs de maisons.

Comme pour le tramway, l'incorporation d'une variable conditionnelle de localisation par rapport aux boulevards 19^e et au périphérique apporte toutefois une nuance à ce dernier résultat. Il devient alors possible de montrer un effet « bus » positif et significatif à l'intérieur des boulevards et au-delà du périphérique (59 % de l'échantillon), si un arrêt est accessible à moins de 100 mètres de la maison⁷¹ (*Annexe 4.1*). Ces deux modèles présentent une qualité économétrique globalement comparable à notre modèle de référence (R^2 , statistique de l'*AIC*). Toutefois, la valeur inférieure de la statistique centrée réduite du test de Moran révèle une autocorrélation spatiale des résidus moins nette dans ces deux variantes, notamment pour le cas des maisons situées au-delà du périphérique. C'est la raison pour laquelle nous n'avons conservé aucune de ces deux spécifications alternatives. Nous concluons sur ce point en faisant remarquer que comme pour le tramway, c'est l'effet de nuisance induit par la proximité d'un arrêt de bus qui domine entre les boulevards du 19^e et le périphérique.

Enfin, concernant l'accessibilité aux transports collectifs non-urbains, le résultat qui émerge est globalement identique. À l'instar des appartements, la présence d'une

⁶⁹ Pour la proximité à un arrêt de bus, des rayons de 50 à 750 mètres ont été testés, par pas de 50 mètres.

⁷⁰ La mise en place de quatre lignes Chronobus en octobre 2012, suivies de quatre autres prévues d'ici à octobre 2014, devrait tendre à amenuiser la portée de cet argument. De manière plus générale, nous n'avions malheureusement pas la possibilité de tenir compte de l'hétérogénéité de la qualité des services de bus offerts par l'autorité organisatrice de transports (Nantes Métropole).

⁷¹ 28 % des maisons intra-boulevards et 15 % des maisons hors périphérique sont concernées.

halte-ferroviaire autour de la maison constitue une source de nuisance. Le seuil de 1000 mètres retenu fournit le meilleur compromis entre qualité économétrique (valeur de la statistique de l'AIC la plus basse) et interprétation économique⁷² : jusqu'à ce seuil (un peu plus de dix minutes de marche), la nuisance peut provenir des désagréments paysagers représentés par les infrastructures ferroviaires⁷³. Les conditions de stationnement peuvent également jouer un rôle néfaste : le stationnement gratuit peut conduire à une accumulation anarchique de véhicules abandonnés pour la journée; à l'inverse, d'autres quartiers situés autour des gares sont assujettis au stationnement payant en voirie pour réguler cette situation ; c'est alors le stationnement régulier du ou des véhicules du ménage occupant la maison qui s'en trouve compliqué. Nous remarquons que ces sources alternatives ou cumulatives de nuisance contrecarrent en totalité, à hauteur de -1,6 % du prix au mètre carré de la maison de référence, les bénéfices éventuels de la proximité de commerces ouverts en gare en plus de ceux attribuables à une meilleure accessibilité.

En outre, contrairement à ce que nous avons affirmé pour les appartements, nous ne pouvons pas expliquer cette influence néfaste des gares sur le prix des maisons par une valorisation « compensatoire » de la proximité parallèle aux transports collectifs urbains, généralement bien implantés sur le territoire de Nantes Métropole⁷⁴. En effet, pour les maisons, nous avons montré que le tramway n'avait pas d'effet attractif au-delà des boulevards du 19^e, alors qu'à l'inverse, aucune des onze halte-ferroviaires existantes n'est localisée à l'intérieur des boulevards. Nous avons vérifié là aussi que la localisation du bien par rapport au périphérique n'inversait pas les résultats : les acquéreurs des maisons les plus excentrées ne semblent pas non plus considérer la proximité à une halte-ferroviaire comme un gain d'accessibilité significatif. Ce résultat

⁷² Les modèles concurrents utilisent des rayons autour du bien allant de 500 à 6000 mètres, par pas de 250 mètres jusqu'à 2000 mètres, et par pas de 500 mètres ensuite.

⁷³ Le bruit provoqué par l'arrivée et le départ des trains en gare est contrôlé par la variable « niveau de bruit » qui inclut les sources sonores routières et ferroviaires.

⁷⁴ Et cela, même si nous avons signalé que les maisons bénéficiaient moins fréquemment que les appartements d'une bonne proximité au réseau de transports collectifs.

appuie l'hypothèse du recours quasi-systématique à la voiture pour les déplacements dans les communes périphériques de Nantes : au moins pour les biens situés au-delà du périurbain, le chiffre de 71 % des déplacements effectués en voiture individuelle (source : *données Nantes Métropole, 2008*) semble confirmé empiriquement ici⁷⁵.

Quelles conclusions en tirer en termes de politiques publiques ? Doit-on prévoir une incitation supplémentaire pour les ménages à les utiliser ? L'habitat individuel avec jardin, moins densément implanté que l'habitat collectif, n'est guère propice à une amélioration sensible de la desserte en transports collectifs dans des espaces par ailleurs plus excentrés en moyenne. Faut-il alors revoir la tarification pour favoriser une plus large incitation au report modal ? Pour parvenir à un résultat proche, les politiques de déplacements locaux peuvent être alternativement tentées de contraindre davantage l'usage de la voiture individuelle pour renforcer l'avantage comparatif des transports collectifs en termes de temps de transport, voire de coûts.

4.3.4. Les effets des variables contextuelles

Dans ce paragraphe, nous commentons brièvement les variables qui n'apportent pas véritablement d'enseignement nouveau par rapport à ce que nous avons mis en avant dans le chapitre 3 pour nous concentrer, empiriquement cette fois, sur l'influence supposée des coûts de déplacements sur les choix de localisation des ménages.

L'année de transaction constitue un facteur important de dépréciation des maisons nantaises, considérée par rapport à l'année de référence de retournement du marché immobilier (2006), conformément à la tendance nationale et dans des proportions comparables aux appartements. Ainsi, acquérir sa maison en 2002 ou en 2008 plutôt qu'en 2006 conduit à une moindre valorisation respectivement de 24,5 % (-26,4 % pour les appartements) et 6,1 % (-6,9 % pour les appartements).

Nous avons indiqué qu'un biais d'endogénéité était susceptible d'apparaître avec l'incorporation de la variable « revenu médian dans l'IRIS ». Nous n'avons donc pas

⁷⁵ La situation évolue cependant : en 2012, ce chiffre est tombé à 64 % (source : *données Nantes Métropole*).

conservé cette variable dans le modèle de référence ; toutefois, nous présentons un modèle alternatif qui en tient compte en annexe 4.1.

Les autres variables contextuelles n'apportent pas d'enseignement véritablement nouveau par rapport à l'échantillon des appartements ou à la littérature existante : une situation de la maison en ZUS, en CUCS ou en contiguïté à une ZUS entraîne une moins-value. Ce lien est également vérifié pour les appartements, même si la variable CUCS n'est pas significative pour ces derniers. Sans explication évidente, la part des occupants présents dans l'IRIS depuis plus de cinq ans entraîne, toutes choses égales par ailleurs, une baisse du prix au mètre carré. Si la variable est significative au seuil de 1 %, en revanche, le coefficient est là aussi très bas (-0,0009), se traduisant par un effet marginal au point moyen de l'échantillon de -0,08 % seulement (-1 €).

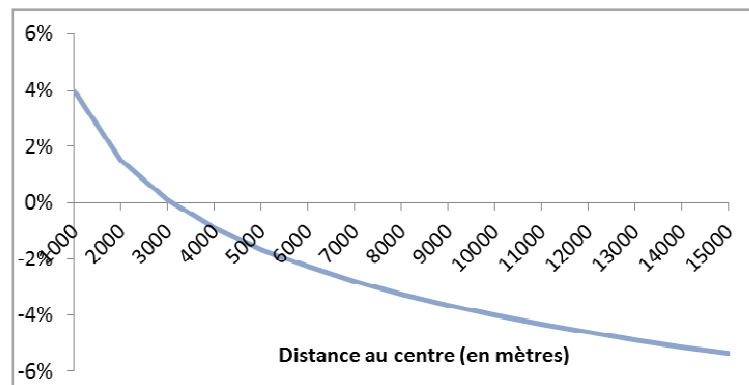
La prise en compte du prix des carburants dans le modèle constitue en revanche un apport plus original de notre étude. Le gazole a été retenu comme carburant le plus consommé par les ménages français pour leurs déplacements : 77 % du total en 2007 (*source : données UFIP*). Nous avons commencé par incorporer la variable « prix du gazole » en niveau : elle apparaît très fortement corrélée avec l'année de transaction, y compris quand la période considérée pour établir le prix du carburant est le semestre, le trimestre ou même le mois⁷⁶. Pour atténuer cette corrélation positive, nous l'avons incorporée en différence. La période de référence retenue est le mois, car l'année, le semestre ou le trimestre testés tour à tour se sont à nouveau révélés soit trop fortement corrélés avec l'année de transaction, soit non significatifs. L'évolution retenue pour le prix du gazole est celle du septième mois avant la vente (un semestre avant), soit la période moyenne où les acheteurs s'engagent sur le bien par la signature du compromis de vente⁷⁷.

⁷⁶ Les coefficients s'établissent entre 0,7 et 0,8 selon l'année considérée, en raison du coût très inférieur du carburant en 2002 par rapport à l'année 2006 de référence d'une part, et à l'inverse en raison du pic pétrolier intervenu au milieu de l'année 2008 d'autre part.

⁷⁷ Les évolutions mensuelles du prix du gazole le quatrième ou le treizième mois avant la vente n'influencent pas significativement le prix au mètre carré des maisons.

Des variations à court terme du prix des carburants, donc du coût des déplacements, apparaissent finalement en capacité de modifier sensiblement les choix de localisation des acquéreurs potentiels de maisons. Ces choix se manifestent par une préférence marquée pour le centre en cas de forte hausse du prix du gazole sur une période courte (3 % ou plus en hausse mensuelle)⁷⁸. Une telle préférence s'atténue toutefois au fur et à mesure qu'on s'éloigne du centre, comme le montre la figure 4.8.

FIGURE 4.8 - Surcote ou décote des maisons due à une hausse mensuelle du prix du gazole supérieure ou égale à 3 % (en %, par rapport à leur valeur si hausse mensuelle inférieure à 3 % ou baisse)

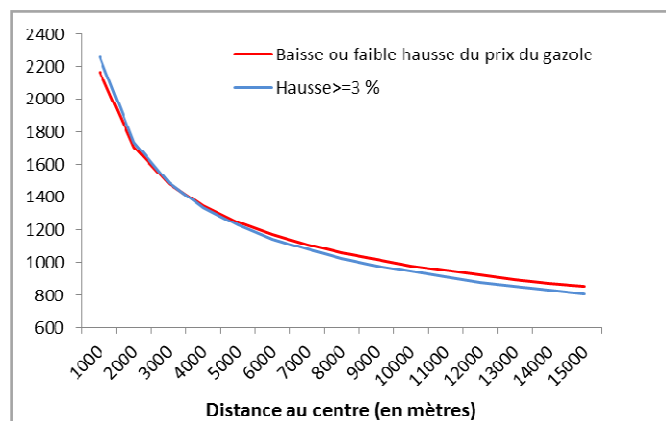


Ainsi, une maison située à 1 kilomètre du centre verrait son prix augmenter de 4,3 % en cas de hausse du gazole supérieure ou égale à 3 % trois mois avant l'acquisition, par rapport à une situation où cette hausse serait modérée, ou si le prix du carburant baissait. Cet avantage se constate jusqu'à une distance d'un peu plus de 3 kilomètres, au-delà de laquelle l'effet d'une forte hausse du prix du gazole s'inverse : une maison située au-delà verrait son prix baisser par rapport à une situation sans forte hausse. Pour une maison située à 15 kilomètres du centre, cette baisse attendrait 5,4 % par rapport à la situation de référence, soit une dépréciation à hauteur de 46 € par mètre carré.

Finalement, la superposition des figures 4.6 et 4.8 permet de mesurer l'intensité de l'effet d'une variation des coûts de déplacement sur le gradient de prix des maisons échangées à Nantes (Fig.4.9).

⁷⁸ Les seuils de 2,5 et même 2 % fournissent des modèles de qualité économétrique comparable (statistiques de l'AIC proches).

FIGURE 4.9 - Prix comparés au m² des maisons en fonction de la distance au centre, avec et sans hausse mensuelle du gazole supérieure ou égale à 3 %



Nous obtenons ainsi une validation empirique du modèle théorique d'Alonso (1964), dont on peut par exemple trouver une démonstration dans Fujita (1989). En cas de hausse du coût unitaire de déplacement, la pression sur la contrainte budgétaire du ménage le conduit à limiter ses distances de déplacement : dans le cas d'une ville monocentrique, dont nous n'avons malheureusement pas l'assurance à Nantes, la demande de sol à proximité du centre augmente, tirant les prix fonciers à la hausse ; la situation s'inverse au-delà d'une distance seuil. Cette relation théorique s'approxime ici par deux gradients de prix immobiliers rendant compte d'un tel comportement, celui correspondant à la hausse du prix du gazole de 3 % et plus ayant la pente la plus forte. On retrouve l'intersection de ces gradients de prix entre 3 et 4 kilomètres du centre mise en avant dans la figure 4.8. Nous devons toutefois nuancer notre propos en constatant qu'il est nécessaire d'être exposé à une hausse suffisamment forte du prix du carburant pour voir augmenter la pente du gradient de prix immobiliers : dans le modèle tel que spécifié, une hausse inférieure à 3 % n'est pas perçue comme suffisamment décisive pour engendrer des modifications sensibles de comportement⁷⁹.

Nous en tirons la conclusion qu'une augmentation suffisante, fortuite ou volontaire, des coûts perçus de déplacement, par exemple sous la forme d'un péage urbain, est susceptible de conduire à des choix de localisation différenciés des ménages

⁷⁹ La forme des gradients de prix immobiliers dans un modèle avec des seuils à 2 ou 2,5 % de hausse n'a pas été testée.

qui se révéleraient par des évolutions de prix immobiliers contrastés selon la distance au centre. Ce mécanisme pourrait se révéler d'autant plus actif que les ménages montreraient une forte dépendance à la voiture. Or, nous rappelons que si nous ne sommes pas parvenus à montrer empiriquement les gains d'accessibilité permis par le périphérique ou les grands axes entrant dans l'agglomération nantaise, nous n'avons pas non plus mis en évidence de capitalisation immobilière généralisée révélant les gains d'accessibilité autorisés par la proximité aux transports collectifs. Faut-il en déduire qu'une marge de progression existe, impulsée par des politiques plus volontaristes, quant à l'usage de ces modes de déplacement par les acquéreurs potentiels de maisons ? Une telle progression serait d'autant plus naturelle que des choix de localisation plus centrales encouragent parallèlement un usage plus massif des transports collectifs, grâce à une meilleure qualité de desserte.

Nous devons toutefois rester prudents dans l'interprétation du résultat précédent pour au moins deux groupes de raisons : d'abord, parce que le seuil de significativité de la variable simple « hausse du prix du gazole » comme celui de la variable croisée avec la distance au centre ne descend pas sous les 10 % (modèle MCO) ou 5 % (modèle SEM) ; ensuite, en raison de la sensibilité du prix des maisons aux variations du prix du gazole, qui l'est uniquement sur le très court terme : les variations trimestrielles du prix avant la vente ne sont pas significatives. Ce résultat fragile ne tient pas compte de la capacité supposée des acquéreurs de maisons à considérer une tendance haussière de moyen terme des prix du carburant. Peut-être est-ce dû à la tendance baissière constatée après le contre-choc pétrolier de 1985 dont les effets se sont prolongés jusqu'à la fin des années 1990 ; au moment des transactions étudiées, un phénomène de dégonflement des prix de l'énergie restait peut-être encore espéré par de nombreux ménages acquéreurs.

Il serait intéressant de comparer cette évolution contrastée des prix avec celle des biens plus éloignés de l'aire urbaine, territoire beaucoup plus vaste que Nantes Métropole (114 communes pour l'aire urbaine dans ses contours 2010 au lieu de 24). Il semble raisonnable de supposer qu'une certaine substitution, probablement récente, s'opère depuis les biens éloignés de l'aire urbaine vers ceux, plus proches, du pôle urbain que constitue Nantes Métropole ; auquel cas les prix des biens des zones périurbaines, notamment les plus lointaines (50 kilomètres et plus), baisseraient plus

fortement encore que les biens à la frontière de Nantes Métropole. C'est d'ailleurs ce que confirme la tendance nationale d'évolution des prix des biens immobiliers depuis 2008, considérée de manière très générale.

4.3.5. Les effets des variables de qualité environnementale

Les caractéristiques environnementales constituent le dernier bloc de variables explicatives à examiner.

Le niveau de bruit moyen autour de la parcelle déprécie significativement les maisons, mais le coefficient associé à la variable apparaît là-aussi très bas, une caractéristique déjà notée pour les appartements : la baisse de prix associée à un décibel supplémentaire de bruit moyen est ici de 0,23 %, contre 0,3 % pour les appartements. Ce chiffre reste dans la fourchette basse de la littérature (Boiteux, 2001). L'incorporation de la variable sous forme discrète ne permet pas d'obtenir de résultats sensiblement meilleurs. Avec la création d'une variable binaire, les niveaux de bruit maximaux plutôt que moyens, significatifs pour les appartements, le sont également pour les maisons pour certains seuils de dépassement, mais le niveau moyen aboutit à de meilleurs résultats économétriques.

Plusieurs polluants atmosphériques ont été testés : les composés organiques volatiles, le monoxyde de carbone et le benzène. Les polluants sont très corrélés positivement entre eux, et individuellement avec la distance au centre⁸⁰. Pour limiter cette corrélation, nous avons créé des variables indicatrices « seuil de concentration » en chacun de ces trois polluants. Le benzène a finalement fourni les meilleurs résultats économétriques (R^2 , statistique de l'AIC, facteur d'inflation de la variance), en concentration moyenne annuelle sur l'année 2002. Nous n'avons cependant pas réussi à mettre en évidence de résultat significatif quant au rôle de ce polluant dans la capitalisation immobilière des maisons, comme nous le montrons en annexe 4.1, bien qu'à la différence d'autres polluants il soit pourvu d'une odeur caractéristique.

⁸⁰ Seul l'ozone présente une corrélation négative avec le centre, mais une telle corrélation apparaît trop élevée pour que la variable puisse être conservée dans le modèle économétrique.

Le résultat diffère de celui des appartements pour lequel l'exposition à un autre polluant au-delà d'un seuil, les oxydes d'azote, entraîne une dépréciation du bien. Comme pour les aménités de type « espace vert », nous pouvons probablement en déduire que les acheteurs de maisons sont moins sensibles aux questions de la pollution de l'air parce qu'ils y sont objectivement moins exposés que les acheteurs d'appartements. Dans les deux échantillons, les objectifs de qualité pour le benzène ($2 \mu\text{g.m}^{-3}$) ne sont jamais atteints. En outre, l'examen des statistiques descriptives d'exposition aux concentrations de benzène fournit les valeurs moyennes, en 2002, de $0,42 \mu\text{g.m}^{-3}$ pour les appartements et d'à peine plus de la moitié de ce chiffre ($0,23$) pour les maisons. Le contexte local déjà très favorable, couplé à une situation moyenne privilégiée des maisons par rapport aux appartements, explique sans doute pourquoi les acquéreurs de maisons ne semblent pas trouver de véritable enjeu dans une réduction de la concentration en ce polluant.

Conclusion du chapitre 4

L'étude du marché immobilier nantais des maisons entre 2002 et 2008 nous a permis de mettre en évidence une capitalisation partielle par les ménages des effets potentiels de l'accessibilité. Des variables d'accessibilité routière spécifiques ont été élaborées en même temps que le prix du gazole a été incorporé dans le modèle, tandis que deux centres des emplois secondaires ont été introduits dans le but de tester la robustesse du modèle théorique du chapitre 2. Parallèlement, nous sommes parvenus à mettre en avant par un modèle économétrique *SEM* une autocorrélation spatiale des erreurs, phénomène que nous n'avions pas réussi à révéler pour les appartements.

À l'instar de ce qui se passe pour les appartements, le prix des maisons échangées sur le territoire de Nantes Métropole dépend avant tout de leurs caractéristiques intrinsèques et de leur environnement socio-économique et géographique. L'accessibilité au centre, assimilé ici au centre des emplois principal tel que décrit dans la littérature d'économie urbaine (Alonso, 1964; Fujita, 1989), joue également un rôle essentiel dans la formation des prix immobiliers. En revanche, l'émergence de centres des emplois secondaires significatifs est susceptible de remettre en cause l'hypothèse monocentrique appliquée au cas nantais : Nantes pourrait être une ville polycentrique.

Tels qu'identifiés, ces centres secondaires montrent toutefois un effet beaucoup plus limité sur la capitalisation immobilière résidentielle que le centre des emplois principal.

Une telle attraction à au moins trois centres des emplois distincts ne semble pas encouragée par la proximité (relative) des maisons au réseau de transport collectif. Contrairement aux appartements, les transports collectifs, qu'ils soient urbains ou non urbains, n'exercent pas d'attrait significatif général se traduisant sous la forme d'une capitalisation immobilière : la proximité à un arrêt de bus n'apparaît généralement pas significative, et la proximité à un arrêt de tramway ou à une halte-ferroviaire (TER) exerce un effet de nuisance jusqu'à des distances élevées (1,2 kilomètre pour le tramway et 2 kilomètres et plus pour une halte-ferroviaire). L'exception est constituée par le sous-échantillon des maisons échangées à l'intérieur des boulevards du 19^e siècle (10 % du total), pour lesquelles la proximité au bus et au tramway exerce un effet positif et significatif.

Les résultats mitigés concernant l'accessibilité aux transports collectifs incitent à tirer certaines conséquences en termes de politiques publiques. Faut-il renforcer les politiques de transport collectif à un coût additionnel élevé comme nous l'avons mis en avant à la fin du chapitre 3, ou au contraire favoriser leur attrait relatif en contraignant davantage la voiture individuelle à l'intérieur du périphérique, au-delà de ce que prévoient les actuels Plan de Déplacements Urbains ? Si le péage urbain apparaît confirmé comme instrument environnemental adéquat, le régulateur local devra veiller aux conditions de son application : en effet, nous en avons fait dans le modèle théorique un instrument de type radial, convergeant vers un unique centre des emplois. Or, la présence révélée de centres des emplois secondaires, à l'attractivité limitée mais significative, requiert très probablement une étude précautionneuse des modalités d'application du péage.

Toutefois, les résultats liés à l'accessibilité routière sont d'une certaine manière plus décevants encore que ceux obtenus pour les transports collectifs urbains et non-urbains. La proximité à une porte de périphérique ou à un échangeur routier exerce une influence négative sur le prix au mètre carré des maisons, aucun gain d'accessibilité ne se traduisant par une plus-value immobilière pour les biens concernés. Nous ne sommes pas parvenus à obtenir de résultats différenciés selon la localisation du bien par rapport

à la Loire ou par rapport au périphérique : contrairement à ce que l'on pouvait attendre, les nuisances engendrées par la proximité à une porte de périphérique ou à un échangeur routier ne se transforment en gains d'accessibilité ni pour les maisons situées au sud de la Loire, ni pour celles localisées au-delà du périphérique, dont on pouvait pourtant attendre une capitalisation tangible de ce type d'avantage supposé.

Nous concluons avec les variables de qualité environnementale, en constatant que la concentration des polluants atmosphérique n'est pas perçue par les acquéreurs de maison comme source de nuisance, contrairement aux acheteurs d'appartements. Ce résultat est lié au fait que les maisons sont, en raison de leur plus grande dispersion sur le territoire, moins soumises à une médiocre qualité de l'air que les appartements. Cette réalité est renforcée par un contexte local en matière de qualité de l'air particulièrement favorable à Nantes, tout au moins sur les deux polluants étudiés en profondeur que sont les oxydes d'azote et le benzène. Là encore, les bénéfices en matière de qualité de l'air susceptibles d'être obtenus par la mise en œuvre de politiques de mobilité durable au plan local ne trouvent guère leur récompense dans une capitalisation immobilière des biens concernés par une réduction de la pollution atmosphérique.

Une analyse plus fine sur l'hétérogénéité des qualités de desserte en bus permettrait peut-être d'inverser ou de relativiser les résultats obtenus sur l'attractivité limitée des transports collectifs. Un autre outil pour confirmer ou infirmer ces résultats consisterait en l'analyse de la base des maisons à l'échelle de l'aire urbaine de Nantes, beaucoup plus large que le pôle urbain que constitue Nantes Métropole. Ainsi, nous pourrions vérifier par un prolongement de l'étude hédonique si des gains d'accessibilité sont susceptibles d'être révélés par la proximité à une gare TER.

CONCLUSION GENERALE

L'objectif de notre thèse était la prise en considération des externalités négatives causées par les déplacements de personnes. Nous avons choisi de mettre en avant un exemple de nuisance provoquée par les déplacements domicile-travail des ménages actifs en voiture individuelle : l'externalité de pollution atmosphérique. Nous avons ensuite cherché à identifier et à quantifier les effets de la mise en place, par un régulateur local, d'un instrument environnemental, le péage urbain comme écotaxe kilométrique, destiné à la correction de ce dommage spécifique. Le volet théorique de la thèse devait ensuite être confronté à une validation empirique des conditions de mise en place de ce type de politique, grâce à deux études hédoniques menées à l'échelle de l'agglomération nantaise. Ces études avaient pour objectif de mettre en avant la capitalisation d'attributs d'accessibilité et de qualité environnementale dans les valeurs immobilières, ces attributs résultant pour partie de la mise en œuvre de politiques locales de mobilité durable.

Au moment de délimiter la problématique, il s'est rapidement avéré que l'étude des déplacements des ménages ne pouvait s'envisager, pour être complète, sans considérer parallèlement les choix de localisation de l'habitat et des activités productives par les agents concernés, ménages et firmes. Se restreindre à l'étude des déplacements en eux-mêmes impliquait l'absence de prise en compte de leurs déterminants, ce qui aurait été, à notre sens, préjudiciable à une analyse suffisamment englobante des effets d'un instrument environnemental. C'est la raison pour laquelle le champ théorique de l'économie urbaine s'est imposé face à celui de l'économie des transports. En outre, l'introduction des firmes comme deuxième type d'agent susceptible d'arbitrer entre des localisations concurrentes où l'espace constitue une ressource rare, imposait de recourir à ce sous-ensemble fécond de l'économie géographique.

Dans le chapitre 1, nous nous sommes donc attachés à présenter trois modèles d'économie urbaine avec le souci d'introduire le mécanisme standard de choix de localisation résidentielle, dont la proposition de montants d'enchères différenciés par des ménages en concurrence pour le sol à l'intérieur d'une ville constitue la trame fondamentale. Ces choix faits, les ménages doivent se rendre quotidiennement depuis

leur domicile vers leur lieu de travail ; des distances à parcourir dépend alors le niveau des émissions polluantes comme première externalité négative.

En outre, lorsque les firmes sont introduites comme deuxième type d'agent dans l'analyse, leurs propres choix de localisation pour leur activité productive, déterminent la forme des centres urbains (au sens de centre des emplois) ; le mécanisme d'enchère élargi aux ménages et aux firmes implique que le type d'agent qui propose l'enchère la plus élevée en un lieu s'y installe. Ainsi, les firmes effectuent leurs choix de localisation de sorte à ce qu'elles puissent bénéficier d'externalités positives provoquées par la proximité avec leurs voisines, sous la forme d'économies d'agglomération. Pour y parvenir, elles proposent systématiquement des enchères plus élevées que les ménages dans des localisations centrales où elles peuvent se regrouper. Les ménages s'implantent autour de ces centres jusqu'à une limite traduisant l'étalement urbain, qui dépend négativement des coûts de déplacement.

À l'issue de ce premier chapitre, nous avons mis en évidence que le niveau et la forme des coûts de déplacement sont susceptibles de présenter un impact fort sur la forme de la ville, mono- ou polycentrique. Avec un coût unitaire de déplacement bas, la ville offre un seul centre des emplois, et les ménages sont prêts à effectuer des distances relativement longues pour rejoindre chaque jour ce centre unique depuis leur domicile. Couplé à la généralisation de la voiture individuelle dans un contexte de bas coût de l'énergie, ce schéma a été à l'origine de plusieurs décennies d'étalement urbain dans la majorité des pays développés. À l'inverse, un coût unitaire de déplacement élevé est susceptible de provoquer l'apparition de centres d'emplois secondaires vers lesquels pourront converger une partie des travailleurs sur des distances plus courtes, puisqu'ils sont davantage contraints budgétairement.

Cette revue critique de la littérature théorique a montré qu'impulser un choc exogène sur le coût unitaire de déplacement, via la mise en place d'une taxe environnementale sous la forme d'un péage urbain par exemple, exerçait un effet comparable à celui d'une hausse des prix sur le marché de l'énergie : à savoir, une influence significative sur la taille de la ville, c'est-à-dire une plus grande maîtrise de l'étalement urbain. Ainsi, même si c'est la réduction de la pollution qui est visée par la taxe, nous avons entrevu qu'un régulateur local pouvait bénéficier, avec la mise en

place d'un péage à l'intérieur ou aux portes de la ville qu'il a en gestion, d'une densification urbaine parallèle contribuant à la ville compacte.

Dans le chapitre 2, nous avons cherché à expliciter les mécanismes du péage urbain par une modélisation théorique. Nous sommes partis de la configuration monocentrique endogène d'Ogawa et Fujita (1980), à partir de laquelle nous avons relâché l'hypothèse des surfaces de sol exogènes consommées par les agents. Nous prévoyions ainsi un arbitrage complet de ces derniers entre sol et distance au centre pour les ménages, entre sol et travail pour les firmes.

Dans une analyse de statique comparative des équilibres avant et après l'introduction du péage, nous avons confirmé que le régulateur local pouvait atteindre à la fois son objectif de dépollution et une meilleure maîtrise de l'étalement urbain comme effet positif connexe. Notre résolution aboutit à des résultats analytiques complets, ce qui n'est généralement pas le cas des modèles d'économie urbaine dès lors que les surfaces de sol sont rendues endogènes. Nous avons illustré ces résultats par plusieurs applications numériques susceptibles de concerner, en raison des tailles hétérogènes de population choisies, un large éventail d'agglomérations.

La contribution la plus originale du travail de modélisation provient, à notre sens, du fait que la mise en place du péage implique, sous certaines conditions, une hausse du niveau des économies d'agglomération dont bénéficiaient les firmes en situation de laisser-faire. Ainsi, les bénéfices environnementaux produits par l'instrument se doublent d'une efficacité économique. Les limites de l'analyse tiennent à la forme particulière des fonctions d'utilité et de production. Il nous reste par ailleurs à proposer une alternative modale théorique entre voiture individuelle et transports collectifs pour les déplacements.

Avec le chapitre 3, nous avons complété la thèse par une étude empirique destinée à mettre en avant les facteurs de capitalisation immobilière résidentielle des appartements échangés sur le territoire de Nantes Métropole en 2002, 2006 et 2008. Nous avons eu recours à la méthode des prix hédoniques et utilisé une base de données d'environ 5500 observations pour identifier des variables explicatives du prix au mètre carré, et pour mesurer la contribution de chaque caractéristique intrinsèque et extrinsèque des logements à ce prix. Plusieurs caractéristiques extrinsèques sont

constituées par des variables d'accessibilité et de qualité environnementale qui sont influencées par la mise en œuvre des Plans de Déplacements Urbains.

Puisque nous disposions de données SIG dans le cadre du projet de recherche ANR Eval-PDU, nous avons par ailleurs systématiquement recherché, en mobilisant le champ de l'économétrie spatiale pour l'estimation du modèle, des effets géographiques entre observations voisines de notre échantillon. Dans ce chapitre, nous n'avons toutefois pas réussi à mettre en évidence une dépendance spatiale significative entre observations, qu'elle concerne les résidus (modèle *SEM*) ou la variable expliquée (modèle *SAR*). Même si d'autres études hédoniques concluent à l'absence d'effets géographiques significatifs, la justification d'une telle absence ne nous paraît pas évidente, sauf à invoquer un contexte local particulier.

Comme nous n'avons pas détecté d'autocorrélation spatiale dans les résidus ou les observations, nous avons finalement conduit une estimation par les moindres carrés ordinaires selon une *stepwise regression*. Concernant les variables testées, il ressort que si la qualité environnementale globale de l'appartement (exposition sonore, qualité de l'air) apparaît significative dans notre modèle, son influence reste tout de même limitée. À l'instar des études hédoniques comparables, ce sont les caractéristiques intrinsèques des biens qui expliquent les plus fortes variations du prix au mètre carré : surface habitable, période de construction, nombre de places de parking.

Nos résultats les plus originaux concernent les variables de localisation et d'accessibilité. Ainsi, la proximité à un arrêt de transport collectif urbain (bus ou tramway) influence favorablement le prix au mètre carré de l'appartement échangé ; ses effets apparaissent cependant géographiquement contrastés. Plus on s'éloigne du centre de Nantes, moins les gains d'accessibilité permis par la proximité aux transports collectifs dans leur ensemble sont valorisés ; toutefois, l'influence globale des transports collectifs reste légèrement positive sur le prix des appartements, quel que soit leur éloignement du centre.

Cette influence positive nous semble intéressante dans le sens où elle met en avant la sensibilité des acquéreurs à la proximité du réseau de transport collectif en toute localisation de la ville. On peut ainsi supposer qu'un choc sur les coûts de déplacement, via la mise en place d'un péage kilométrique comme taxe environnementale par

exemple, est susceptible d'une capitalisation immobilière renforcée près des arrêts de bus ou de tramway. En d'autres termes, en cas de hausse des coûts d'usage de la voiture induite par la mise en place du péage, l'alternative modale offerte aux ménages les plus éloignés pourrait jouer son rôle, en proposant parallèlement une première partie de réponse à la question de l'acceptabilité du péage.

Dans le chapitre 4 enfin, nous avons approfondi l'étude empirique en exploitant l'échantillon des 3000 maisons échangées à Nantes Métropole entre 2002 et 2008 ; nous avons souhaité établir un lien plus étroit avec le modèle théorique du chapitre 2. Nous voulions notamment tester l'hypothèse du centre des emplois unique. Pour ce faire, nous avons construit des variables supplémentaires : une variable d'accessibilité au plus proche de deux centres des emplois secondaires, l'un à l'ouest, l'autre à l'est de la ville, ainsi que plusieurs variables d'accessibilité au réseau routier (périphérique et échangeurs). En outre, en incorporant une variable contextuelle de prix du carburant, nous avons cherché à tester l'hypothèse du rôle central du coût unitaire du carburant dans la formation des prix immobiliers et des choix de localisation des ménages.

Sur un plan méthodologique, et contrairement au chapitre 3, nous sommes parvenus à montrer à l'aide d'un modèle à erreurs spatiales (*SEM*) une autocorrélation spatiale des erreurs significative à 10 %. Toutefois, nous notons parallèlement que la présence ou l'absence d'autocorrélation spatiale significative reste très sensible à la spécification choisie : recherchée dans deux modèles économétriques proches, une dépendance spatiale peut fréquemment être relevée dans un cas, mais pas dans l'autre. Nous devons donc rester prudents dans nos conclusions sur la présence ou l'absence de dépendance spatiale significative dans les échantillons respectifs des chapitres 3 et 4.

Dans ce quatrième et dernier chapitre, nous avons mis en avant trois résultats empiriques nouveaux. Le premier résultat concerne la perte, pour les transactions de maisons de Nantes Métropole relativement aux transactions d'appartements, des gains d'accessibilité permis par les transports collectifs : la proximité à une gare, à un arrêt de bus ou de tramway n'entraîne généralement qu'une faible capitalisation immobilière, conditionnée le plus souvent aux seules localisations centrales.

Le deuxième résultat est que le coût du carburant influe bien sur les choix de localisation résidentielle, une forte augmentation du prix du gazole entraînant, selon le

modèle économétrique, une hausse des prix immobiliers des biens occupant des localisations très centrales (à moins de trois kilomètres du centre de Nantes), et une baisse pour des localisations plus éloignées. Nous obtenons ainsi une validation empirique de l'effet amplificateur d'un choc appliqué aux coûts de déplacement sur les gradients de prix immobiliers montré théoriquement dans les chapitres 1 et 2 : plus attirés par une proximité au centre des emplois quand les coûts de déplacement augmentent, les ménages favorisent par leurs choix de localisation la formation d'une ville plus compacte.

Toutefois, la distribution de cet effet dans l'espace au bénéfice d'un centre des emplois unique est tempérée par notre troisième résultat, puisque notre modèle économétrique montre l'attrait complémentaire, à Nantes, de deux centres des emplois secondaires. Il en résulte que l'hypothèse monocentrique adoptée pour la résolution du modèle théorique du chapitre 2 ne tiendrait pas dans le contexte local, les gradients de prix immobiliers s'exerçant depuis trois centres distincts. L'étude des coefficients de la régression révèle toutefois que l'attrait des centres des emplois secondaires reste très inférieur à celui du centre principal : l'effet marginal de l'éloignement du centre de la ville se caractérise par une baisse du prix au mètre carré des maisons de 0,60 %, contre 0,05 % seulement pour l'éloignement du plus proche centre des emplois secondaire.

Une limite de ce dernier chapitre réside dans le fait que nous n'avons pas réussi à mettre en avant d'hétérogénéité spatiale entre les biens, une différenciation qui nous aurait pourtant aidés à mieux cerner les déterminants de la localisation des ménages. Ainsi, concernant les variables d'accessibilité routière, nous n'avons pas pu distinguer par exemple entre les biens situés au nord et au sud de la Loire : dans notre modèle, l'accessibilité permise par la proximité au réseau routier ne semble pas, de manière générale, être source de capitalisation immobilière. Peut-être qu'une analyse à l'échelon plus large de l'aire urbaine sera susceptible d'entraîner des résultats plus convaincants sur ce point.

Quelles préconisations en termes de politique économique pouvons-nous tirer de cette thèse ? Nous commencerons par rappeler que les conditions juridiques de mise en place d'un péage urbain par les Autorités Organisatrices de Transports Urbains (AOTU) sont réunies depuis la loi de juillet 2010, du moins pour celles régissant la mobilité dans

les agglomérations de plus de 300 000 habitants. Le régulateur devra d'abord arrêter la forme de la taxation à mettre en œuvre : nous avons montré les effets susceptibles de s'appliquer en cas de péage kilométrique, mais le choix d'un péage cordon ou de zone peut également se justifier au regard des expérimentations lancées (Stockholm, Londres). Dans le premier cas toutefois, la localisation du cordon n'est pas évidente à déterminer ; dans le second cas, des coûts opérationnels élevés de surveillance de la zone doivent inciter le régulateur à une analyse coûts-avantages des plus approfondies.

La difficulté de mise en place du péage kilométrique ne réside pas véritablement dans la détermination du taux de taxe à appliquer : nous avons montré qu'un processus de tâtonnement entraînait des effets positifs en matière de dépollution et une meilleure maîtrise de l'étalement urbain. Avec le choix d'un péage kilométrique, c'est plutôt l'identification du point de convergence des déplacements soumis à taxation qui représente un enjeu d'importance. Si les travailleurs convergent majoritairement vers un centre des emplois unique, les effets du péage apparaissent relativement bien identifiés. En revanche, ce n'est plus le cas en cas de centres des emplois multiples, où le péage peut entraîner des conséquences inattendues aussi bien sur l'objectif de dépollution visé que sur l'évolution de la forme urbaine. Des mesures régulières suivies d'une analyse rigoureuse des flux de déplacement par le régulateur constituent donc une nécessité.

Enfin, la délicate question de l'acceptabilité sociale du péage urbain déborde le seul cadre politique. Pour être supportable par tous, la mise en place du péage doit s'accompagner de la fourniture d'un réseau de transport collectif qui doit être considéré par les ménages taxés comme efficace, c'est-à-dire comme ne restreignant pas abusivement leurs opportunités de déplacement. Ce réseau de transport doit en outre être proposé à un coût supportable par tous. Ce dernier point peut éventuellement faire l'objet de discriminations tarifaires au bénéfice des ménages modestes. Evidemment, un rapprochement entre les recettes espérées du péage et les coûts requis par le développement du réseau de transport collectif devra être conduit par le régulateur.

Pour refléter la réalité des choix de localisation résidentielle à l'œuvre depuis plusieurs décennies, la réflexion sur les politiques de mobilité durable devrait en outre être menée en collaboration entre plusieurs AOTU, afin d'englober l'aire urbaine

comme territoire d'application pertinent, et pas seulement le pôle urbain, qui ne concentre plus qu'une faible part des installations résidentielles.

Pour résumer, la connaissance fine des flux de déplacement, la détermination éclairée du type de péage et le développement concerté des politiques d'offre de transports collectifs à un coût maîtrisé constituent les clés de la réussite, pour un régulateur local, des politiques de mobilité durable.

Les limites soulignées dans chacun des chapitres constituent autant d'étapes qui ouvrent des pistes de recherche ultérieures. Tout d'abord, notre volet théorique devra être davantage étayé par une démonstration empirique. Par exemple, puisque la forme urbaine supposée, mono- ou polycentrique, apparaît cruciale pour la mise en place d'un péage urbain, elle devra être justifiée par une identification plus rigoureuse des centres des emplois secondaires à Nantes. Plus précisément, nous devons chercher à savoir si l'objectif de dépollution défini par le régulateur doit l'être en considérant l'existence de déplacements vers un ou vers plusieurs centres des emplois.

À l'inverse, nos résultats empiriques demandent à être davantage appuyés par une démonstration théorique. Ainsi, dans une extension du modèle du chapitre 2, nous devons nous attacher à élaborer une alternative modale à offrir aux usagers des transports pour leurs déplacements domicile-travail. Si la sensibilité d'une partie des ménages à la proximité des transports collectifs est avérée empiriquement, il faudra vérifier théoriquement que la baisse des coûts de déplacement provoquée par l'abandon de la voiture au bénéfice des transports collectifs ne suscite pas, à défaut d'une pollution supplémentaire, une reprise de l'étalement urbain par relâchement de la contrainte budgétaire.

Ces deux axes constituent, entre autres développements possibles, des voies privilégiées pour une recherche future articulant les aspects théoriques et appliqués d'une mobilité urbaine durable.

BIBLIOGRAPHIE

- ADEME. (2011). *Etat de l'art des indicateurs et des outils de calcul de la consommation énergétique et de gaz à effet de serre : de l'échelle du quartier à celle de l'agglomération*. Rapport de l'Agence de l'Environnement et de la Maîtrise de l'Energie.
- Agarwal, A., Giuliano, G. et Redfearn, C. L. (2012). Strangers in our midst: the usefulness of exploring polycentricity. *The Annals of Regional Science*, 48(2), 433–450.
- Ahlfeldt, G. M. (2011). Blessing or curse? Appreciation, amenities and resistance to urban renewal. *Regional Science and Urban Economics*, 41(1), 32–45.
- Alonso, W. (1964). *Location and land use. Toward a general theory of land rent*. Cambridge: Harvard University Press.
- Anas, A., Arnott, R. et Small, K. A. (1998). Urban spatial structure. *Journal of economic literature*, 36(3), 1426–1464.
- Anas, A. et Kim, I. (1996). General Equilibrium Models of Polycentric Urban Land Use with Endogenous Congestion and Job. *Journal of Urban Economics*, 40(2), 232–256.
- Anas, A. et Rhee, H.-J. (2006). Curbing excess sprawl with congestion tolls and urban boundaries. *Regional Science and Urban Economics*, 36(4), 510–541.
- Anderson, S., Palma, A. et Thisse, J.-F. (1992). *Discrete Choice Theory of Product Differentiation*. Cambridge, MIT Press.
- Andersson, H., Jonsson, L. et Ogren, M. (2010). Property Prices and Exposure to Multiple Noise Sources: Hedonic Regression with Road and Railway Noise. *Environmental and Resource Economics*, 45, 73–89.
- Anselin, L. (1988). *Spatial econometrics : methods and models*. Boston: Kluwer Academics.
- Anselin, L. et Le Gallo, J. (2006). Interpolation of Air Quality Measures in Hedonic House Price Models: Spatial Aspects. *Spatial Economic Analysis*, 1(1), 31–52.

- Arnott, R. (2007). Congestion tolling with agglomeration externalities. *Journal of Urban Economics*, 62(2), 187–203.
- Arnott, R., Hochman, O. et Rausser, G. C. (2008). Pollution and land use: Optimum and decentralization. *Journal of Urban Economics*, 64(2), 390–407.
- Arnott, Richard, De Palma, A. et Lindsey, R. (1990). Economics of a bottleneck. *Journal of Urban Economics*, 27(1), 111–130.
- AURAN. (2012). *Flux de déplacements des habitants de l'Aire Urbaine de Nantes*. Rapport de l'Agence d'Urbanisme de la Région Nantaise et Nantes Métropole.
- Bae, C. C., Jun, M. J. et Park, H. (2003). The impact of Seoul's subway Line 5 on residential property values. *Transport policy*, 10(2), 85–94.
- Baudry, M., Guengant, A., Larribeau, S. et Leprince, M. (2009). Formation des prix immobiliers et consentements à payer pour une amélioration de l'environnement urbain : l'exemple rennais. *Revue d'Economie Régionale et Urbaine*, 2, 369–411.
- Baum, C. L. (2009). The effects of vehicle ownership on employment. *Journal of Urban Economics*, 66(3), 151–163.
- Baumont, C., Ertur, C. et Le Gallo, J. (2004). Spatial Analysis of Employment and Population Density: The Case of the Agglomeration of Dijon 1999. *Geographical Analysis*, 36(2), 146–176.
- Beaumais, O. et Chiroleu-Assouline, M. (2002). *Economie de l'environnement*. Bréal.
- Beckerich, C. (2001). *Biens publics et valeurs immobilières*. Lavoisier.
- Beckmann, M. J. (1957). On the equilibrium distribution of population in space. *Bulletin of Mathematical Biology*, 19(2), 81–90.
- Beckmann, M. J. (1973). Equilibrium models of residential land use. *Regional and Urban Economics*, 3(4), 361–368.
- Boiteux, M. (2001). *Transports: choix des investissements et coût des nuisances*. Rapport du Commissariat Général au Plan. La Documentation Française.
- Bono, P. H., Gravel, N. et Trannoy, A. (2007). L'importance de la localisation dans la valorisation des quartiers marseillais. *Economie publique*, 1(20), 3–38.
- Bontems, P. et Rotillon, G. (2003). *Economie de l'environnement*. La Découverte.
- Borck, R., Pfluger, M. et Wrede, M. (2010). A simple theory of industry location and residence choice. *Journal of Economic Geography*, 10(6), 913–940.

- Borck, R. et Wrede, M. (2008). Commuting subsidies with two transport modes. *Journal of Urban Economics*, 63(3), 841–848.
- Boucq, E. et Papon, F. (2008). Assessment of the real estate benefits due to accessibility gains brought by a transport project: the impacts of a light rail infrastructure improvement in the Hauts-de-Seine departement. *European Transport / Trasporti Europei*, 40, 51–58.
- Bowes, D. R. et Ihlanfeldt, K. R. (2001). Identifying the Impacts of Rail Transit Stations on Residential Property Values. *Journal of Urban Economics*, 50(1), 1–25.
- Boxall, P. C., Chan, W. H. et McMillan, M. L. (2005). The impact of oil and natural gas facilities on rural residential property values: a spatial hedonic analysis. *Resource and Energy Economics*, 3(27), 248–269.
- Brécard, D. et Bulteau, J. (2011). Les enjeux économiques et environnementaux de la mobilité durable. dans : *Quelle gouvernance au service de la mobilité durable ?* Sous la direction de A. Abidi et J. Fialaire. L'Harmattan.
- Brownstone, D. et Golob, T. F. (2009). The impact of residential density on vehicle usage and energy consumption. *Journal of Urban Economics*, 65(1), 91–98.
- Brueckner, J. K. (2005). Transport subsidies, system choice, and urban sprawl. *Regional Science and Urban Economics*, 35(6), 715–733.
- Brueckner, J. K. et Helsley, R. W. (2011). Sprawl and blight. *Journal of Urban Economics*, 69(2), 205–213.
- Brueckner, J. K. et Largey, A. G. (2008). Social interaction and urban sprawl. *Journal of Urban Economics*, 64(1), 18–34.
- Brueckner, J. K., Thisse, J.-F. et Zenou, Y. (1999). Why is central Paris rich and downtown Detroit poor? *European Economic Review*, 43(1), 91–107.
- Brueckner, J. K. et Verhoef, E. T. (2010). Manipulable congestion tolls. *Journal of Urban Economics*, 67(3), 315–321.
- Bui, L. M. T. et Mayer, C. J. (2003). Regulation and Capitalization of Environmental Amenities: Evidence from the Toxic Release Inventory in Massachusetts. *The Review of Economics and Statistics*, 85(3), 693–708.
- Bulteau, J. (2012). Tradable emission permit system for urban motorists: The neo-classical standard model revisited. *Research in Transportation Economics*, 36(1), 101–109.

- Bureau, B. et Glachant, M. (2010). Evaluation de l'impact des politiques de Quartiers verts et Quartiers tranquilles sur les prix de l'immobilier à Paris. *Economie & prévision*, 1(192), 27–44.
- Burger, M. et Meijers, E. (2012). Form Follows Function? Linking Morphological and Functional Polycentricity. *Urban Studies*, 49(5), 1127–1149.
- Can, A. (1992). Specification and estimation of hedonic housing price models. *Regional Science and Urban Economics*, 2(3), 453–474.
- Cavailhès, J. (2005). Le prix des attributs du logement. *Economie et Statistique*, 381(381-382), 91–123.
- Cavailhès, J., Gaigné, C., Tabuchi, T. et Thisse, J.-F. (2007). Trade and the structure of cities. *Journal of Urban Economics*, 62(3), 383–404.
- Cavailhès, J., Peeters, D., Sékeris, E. et Thisse, J.-F. (2004). The periurban city: why to live between the suburbs and the countryside. *Regional Science and Urban Economics*, 34(6), 681–703.
- Chincarini, L. et Asherie, N. (2008). An analytical model for the formation of economic clusters. *Regional Science and Urban Economics*, 38(3), 252–270.
- Choumert, J. et Travers, M. (2010). La capitalisation immobilière des espaces verts dans la ville d'Angers. *Revue économique*, 61(5), 821–836.
- Colwell, P. F., Dehring, C. A. et Turnbull, G. K. (2002). Recreation Demand and Residential Location. *Journal of Urban Economics*, 51(3), 418–428.
- Commission Européenne. (2009). *Action Plan for Urban Mobility*. MEMO 09/424.
- Commission Européenne. (2011). *Livre blanc - Feuille de route pour un espace unique européen des transports : vers un système de transport compétitif et économe en ressources*. Rapport final.
- De Palma, A., Kilani, M., De Lara, M. et Piperno, S. (2011). Cordon pricing in the monocentric city: theory and application to Paris region. *Recherches économiques de Louvain*, 77(2), 105–124.
- Decker, C. S., Nielsen, D. A. et Sindt, R. P. (2005). Residential Property Values and Community Right-to-Know Laws: Has the Toxics Release Inventory Had an Impact? *Growth and Change*, 36(1), 113–133.
- Deding, M., Filges, T. et Ommeren, J. V. (2009). Spatial mobility and commuting : the cas of two-earner households. *Journal of Regional Science*, 49(1), 113–147.

- Dekkers, J. et Van Der Straaten, J. W. (2009). Monetary valuation of aircraft noise : A hedonic analysis around Amsterdam airport. *Ecological Economics*, 68, 2850–2868.
- Deymier, G. (2007). Analyse spatio-temporelle de la capitalisation immobilière des gains d’accessibilité : l’exemple du périurbain Nord de Lyon. *Revue d’Économie Régionale & Urbaine*, 4, 755.
- Didier, M. et Prud’homme, R. (2007). *Infrastructures de transport, mobilité et croissance*. Rapport du Conseil d’Analyse Economique. La Documentation Française.
- Dubin, R. A. (1998). Spatial Autocorrelation: A Primer. *Journal of Housing Economics*, (7), 304–327.
- Duranton, G. (1997). La nouvelle économie géographique : agglomération et dispersion. *Économie & prévision*, 131(5), 1–24.
- Duranton, G. et Puga, D. (2004). Micro-foundations of urban agglomeration economies. dans: *Cities and Geography* (Vol. 4). Elsevier.
- Evans, A. et Unsworth, R. (2012). Housing Densities and Consumer Choice. *Urban Studies*, 49(6), 1163–1177.
- Floch, J.-M. et Levy, D. (2011). *Le nouveau zonage en aires urbaines de 2010 : poursuite de la périurbanisation et croissance des grandes aires urbaines*. Insee Première n°1375 (Octobre 2011).
- Frère, S. et Scarwell, H.-J. (2011). *Éco-fiscalité et transport durable : entre prime et taxe ?* Septentrion, Presses Universitaires.
- Fritsch, B. (2007). Tramway et prix des logements à Nantes. *L’Espace géographique*, 36(2), 97–113.
- Fujita, M. (1989). *Urban Economic Theory : Land Use and City Size*. Cambridge: Cambridge University Press.
- Fujita, M. (2010). The evolution of spatial economics: from Thünen to the new economic geography. *Japanese Economic Review*, 61(1), 1–32.
- Fujita, M. et Ogawa, H. (1982). Multiple equilibria and structural transition of non-monocentric urban configurations. *Regional Science and Urban Economics*, 12(2), 161–196.
- Fujita, M. et Thisse, J.-F. (2003). *Economie des villes et de la localisation*. Bruxelles: De Boeck.

- Gaigné, C., Riou, S. et Thisse, J.-F. (2012). Are compact cities environmentally friendly? *Journal of Urban Economics*, 72(2), 123–136.
- Gaschet, F. et Pouyanne, G. (2011). Nouvelles centralités et valeurs immobilières : vers un découplage des centralités résidentielles et économiques ? *Revue d'Économie Régionale & Urbaine*, 3, 499–525.
- Gauthier, B., Lapointe, A. et Laurin, F. (2003). Les économies d'agglomération et la croissance des régions dans l'union européenne. *Revue d'Économie Régionale & Urbaine*, 2, 209–234.
- Giuliano, G., Redfearn, C., Agarwal, A. et He, S. (2012). Network Accessibility and Employment Centres. *Urban Studies*, 49(1), 77–95.
- Giuliano, G. et Small, K. A. (1991). Subcenters in the Los Angeles region. *Regional Science and Urban Economics*, 21(2), 163–182.
- Glaeser, E. L., Kahn, M. E. et Rappaport, J. (2000). *Why do the poor live in cities?* National Bureau of Economic Research.
- Gordon, P., Richardson, H. W. et Wong, H. L. (1986). The distribution of population and employment in a polycentric city: the case of Los Angeles. *Environment and Planning (A)*, 18(2), 161–173.
- Green, N. (2007). Functional Polycentricity: A Formal Definition in Terms of Social Network Analysis. *Urban Studies*, 44(11), 2077–2103.
- Griffith, D. A. (1981). Modelling urban population density in a multi-centered city. *Journal of Urban Economics*, 9(3), 298–310.
- Gusdorf, F. et Hallegatte, S. (2007). Compact or spread-out cities: Urban planning, taxation, and the vulnerability to transportation shocks. *Energy Policy*, 35(10), 4826–4838.
- Hamilton, J., Thisse, J.-F. et Zenou, Y. (2000). Wage competition with heterogeneous workers and firms. *Journal of Labor Economics*, 18(3), 453–472.
- Hanna, B. G. (2007). House values, incomes, and industrial pollution. *Journal of Environmental Economics and Management*, 54(1), 100–112.
- Hartwick, J., Schweizer, U. et Varaiya, P. (1976). General equilibrium and location theory. *Journal of Urban Economics*, 3(3), 285–303.
- Henderson, J. V. (1974). The Sizes and Types of Cities. *The American Economic Review*, 64(4), 640–656.

- Hess, D. B. et Almeida, T. M. (2007). Impact of Proximity to Light Rail Rapid Transit on Station-area Property Values in Buffalo, New York. *Urban Studies*, 44(5), 1041–1068.
- Hotelling, H. (1929). Stability in competition. *The Economic Journal*, 39(153), 41–57.
- Hubert, J.-P. (2009). *Dans les grandes agglomérations, la mobilité quotidienne des habitants diminue, et elle augmente ailleurs*. Insee Première n°1252 (Juillet 2009).
- Imai, H. (1982). CBD hypothesis and economies of agglomeration. *Journal of Economic Theory*, 28(2), 275–299.
- INSEE. (2010). *En Pays de la Loire, la ville déborde de plus en plus sur la campagne*. Dossier n°38 de l'Institut National de la Statistique et des Etudes Economiques (Octobre 2010).
- Isard, W. (1956). *Location and space-economy*. Transportation Research Board.
- Jayet, H. (1993). *Analyse spatiale quantitative*. Economica.
- Jayet, H. (2001). Econométrie et données spatiales: Une introduction à la pratique. *Cahiers d'économie et sociologie rurales*, (58-59), 105–129.
- Kanemoto, Y. (1980). *Theories of Urban Externalities*. Amsterdam: North-Holland.
- Kanemoto, Y. (1987). Externalities in space. *Urban Dynamics and Urban Externalities* (pp. 43–103). Chur Harwood Academic Publishers.
- Kim, C. W., Phipps, T. T. et Anselin, L. (2003). Measuring the benefits of air quality improvement: a spatial hedonic approach. *Journal of Environmental Economics and Management*, 45, 24–39.
- Koopmans, T. C. et Beckmann, M. J. (1957). Assignment problems and the location of economic activities. *Econometrica*, 25(1), 53–76.
- Le Gallo, J. (2002). Économétrie spatiale : l'autocorrélation spatiale dans les modèles de régression linéaire. *Economie & prévision*, 4(155), 139–157.
- Le Gallo, J. (2004). Hétérogénéité spatiale. *Economie & prévision*, 1(162), 151–172.
- Lecat, G. (2004). En quoi le cadre de vie rural contribue-t-il à expliquer les prix fonciers dans les espaces périurbains ? *Revue d'Economie Régionale et Urbaine*, 1, 29–56.
- LeRoy, S. F. et Sonstelie, J. (1983). Paradise lost and regained: Transportation innovation, income and residential location. *Journal of Urban Economics*, 13(1), 67–89.

- Leslie, T. F. et Huallacháin, B. Ó. (2006). Polycentric Phoenix. *Economic Geography*, 82(2), 167–192.
- Liu, W., Yang, H. et Yin, Y. (2012). Traffic rationing and pricing in a linear monocentric city. *Journal of Advanced Transportation*.
- Lucas, R. E. et Rossi-Hansberg, E. (2002). On the Internal Structure of Cities. *Econometrica*, 70(4), 1445–1476.
- Maslianskaia-Pautrel, M. (2009). La valorisation de la qualité de l'air par l'approche hédonique : une revue de littérature. *Revue Française d'Economie*, 23(3), 109–160.
- Maslianskaia-Pautrel, M. et Baudry, M. (2012). Revisiting the hedonic price method to assess the implicit price of environmental quality with market segmentation.
- McDonald, J. F. et Osuji, M. C. (1995). The effect of anticipated transportation improvement on residential land values. *Regional Science and Urban Economics*, 25(3), 261–278.
- McMillen, D. P. (2008). Changes in the distribution of house prices over time: Structural characteristics, neighborhood, or coefficients? *Journal of Urban Economics*, 64(3), 573–589.
- McMillen, D. P. et Lester, T. W. (2003). Evolving subcenters: employment and population densities in Chicago, 1970–2020. *Journal of Housing Economics*, 12(1), 60–81.
- McMillen, D. P. et McDonald, J. F. (1998). Suburban Subcenters and Employment Density in Metropolitan Chicago. *Journal of Urban Economics*, 43(2), 157–180.
- MEDDTL. (2011). *Bilan de la qualité de l'Air en France en 2010*. Rapport annuel du Ministère de l'Ecologie, du Développement Durable, des Transports et du Logement.
- Mills, E. S. (1967). An aggregative model of resource allocation in a metropolitan area. *The American Economic Review*, 57(2), 197–210.
- Mirabel, F. et Reymond, M. (2013). *Économie des transports urbains*. La Découverte.
- Mizutani, F., Suzuki, Y. et Sakai, H. (2011). Estimation of Social Costs of Transport in Japan. *Urban Studies*, 48(16), 3537–3559.
- Mok, D. (2007). Do Two-earner Households Base Their Choice of Residential Location on Both Incomes? *Urban Studies*, 44(4), 723–750.
- Mun, S., Konishi, K. et Yoshikawa, K. (2003). Optimal cordon pricing. *Journal of Urban Economics*, 54(1), 21–38.

- Muniz, I., Garcia-Lopez, M. A. et Galindo, A. (2008). The Effect of Employment Sub-centres on Population Density in Barcelona. *Urban Studies*, 45(3), 627–649.
- Muth, R. F. (1969). *Cities and housing: the spatial pattern of urban residential land use*. University of Chicago Press.
- Nelson, J. P. (2004). Meta-analysis of airport noise and hedonic property values: problems and prospects. *Journal of transport economics and policy*, 38(1), 1–27.
- Nguyen-Luong, D. et Boucq, E. (2011). *Evaluation de l'impact du T3 sur les prix de l'immobilier résidentiel*. Rapport d'IAU-IFSTTAR pour le Ministère de l'Environnement et du Développement Durable, des Transports et du Logement (MEDDTL).
- Odland, J. (1978). The conditions for multi-center cities. *The American Economic Review*, 57(2), 197–210.
- Ogawa, H. et Fujita, M. (1980). Equilibrium land use pattern in a non monocentric city. *Journal of Regional Science*, 20(4), 455–475.
- Papageorgiou, G. J. et Casetti, E. (1971). Spatial equilibrium residential land values in a multicenter setting. *Journal of Regional Science*, 11(3), 385–389.
- Paul-Dubois-Taine, O. (2009). *Péage urbain : Principes pour une loi*. Rapport pour le Centre d'Analyse Stratégique. La Documentation Française.
- Paul-Dubois-Taine, O. (2012). *Les nouvelles mobilités dans les territoires périurbains et ruraux*. Rapport pour le Centre d'Analyse Stratégique. La Documentation Française.
- Persky, J. et Kurban, H. (2003). Do federal spending and tax policies build cities or promote sprawl? *Regional Science and Urban Economics*, 33(3), 361–378.
- Pigou, A. (1920). *The Economics of Welfare*. McMillan&Co., London.
- Pines, D. et Kono, T. (2012). FAR regulations and unpriced transport congestion. *Regional Science and Urban Economics*, 42(6), 931–937.
- Pouyanne, G. (2005). L'interaction entre usage du sol et comportements de mobilité. Méthodologie et application à l'aire urbaine de Bordeaux. *Revue d'Économie Régionale & Urbaine*, 5, 723.
- Quinet, E. et Boiteux, M. (1998). *Principes d'Économie des Transports*. Economica.
- Rallet, A. et Torre, A. (2004). Proximité et localisation. *Économie rurale*, 280(1), 25–41.

- Rappaport, J. (2009). The increasing importance of quality of life. *Journal of Economic Geography*, 9(6), 779–804.
- Raux, C. (2007a). *Le péage urbain*. La Documentation française.
- Raux, C. (2007b). *Les permis négociables dans le secteur des transports*. Transports, recherche, innovation.
- Riguelle, F., Thomas, I. et Verhetsel, A. (2007). Measuring urban polycentrism: a European case study and its implications. *Journal of Economic Geography*, 7(2), 193–215.
- Rosen, S. (1974). Hedonic Prices and Implicit Markets: Product Differentiation in Pure Competition. *Journal of Political Economy*, 82(1), 34–55.
- Rousseeuw, P. J. et Leroy, A. M. (1987). *Robust regression and outlier detection*. New York: Wiley.
- Samuelson, P. A. (1952). Spatial price equilibrium and linear programming. *The American Economic Review*, 42(3), 283–303.
- Saulnier, J. (2004). Une application des prix hédonistes : influence de la qualité de l'air sur le prix des logements ? *Revue d'économie politique*, 114(5), 613–636.
- Schmutzler, A. (2011). Local Transportation Policy and the Environment. *Environmental and Resource Economics*, 48(3), 511–535.
- Shearmur, R., Coffey, W., Dubé, C. et Barbonne, R. (2007). Intrametropolitan Employment Structure: Polycentricity, Scatteration, Dispersal and Chaos in Toronto, Montreal and Vancouver, 1996-2001. *Urban Studies*, 44(9), 1713–1738.
- Small, K. . (1977). Estimating the air pollution costs of transport modes. *Journal of Transport Economics and Policy*, 11(2), 109–132.
- Smith, V. K. et Huang, J. C. (1995). Can Markets Value Air Quality? A Meta-Analysis of Hedonic Property Value Models. *Journal of Political Economy*, 103(1), 209–227.
- Starrett, D. (1978). Market allocations of location choice in a model with free mobility. *Journal of Economic Theory*, 17(1), 21–37.
- Storper, M. et Venables, A. J. (2004). Buzz: face-to-face contact and the urban economy. *Journal of Economic Geography*, 4(4), 351–370.
- Su, Q. et DeSalvo, J. S. (2008). The effect of transportation subsidies on urban sprawl. *Journal of Regional Science*, 48(3), 567–594.

- Tanguay, G. A. et Gingras, I. (2012). Gas price variations and urban sprawl: an empirical analysis of the twelve largest Canadian metropolitan areas. *Environment and planning. A*, 44, 1728–1743.
- Thissen, M., Llimtanakool, N. et Hilbers, H. (2011). Road pricing and agglomeration economies: a new methodology to estimate indirect effects applied to the Netherlands. *Annals of Regional Science*, 47(3), 543 – 567.
- Tillema, T., Van Wee, B. et Ettema, D. (2010). Road Pricing and Relocation Decisions of Dutch Households. *Urban Studies*, 47(14), 3013–3033.
- Torre, A. et Rallet, A. (2005). Proximity and Localization. *Regional Studies*, 39(1), 47–59.
- Verhoef, E. T. (1997). *The economics of regulating road transport*. Transportation Research Board.
- Verhoef, E. T. (2005). Second-best congestion pricing schemes in the monocentric city. *Journal of Urban Economics*, 58(3), 367–388.
- Verhoef, E. T. et Nijkamp, P. (2002). Externalities in urban sustainability: Environmental versus localization-type agglomeration externalities in a general spatial equilibrium model of a single-sector monocentric industrial city. *Ecological Economics*, 40, 157–179.
- Verhoef, E. T. et Nijkamp, P. (2004). Spatial externalities and the urban economy. *dans: Urban Dynamics And Growth: Advances In Urban Economics* (pp. 87–120).
- Verhoef, E. T. et Nijkamp, P. (2008). Urban environmental externalities, agglomeration forces, and the technological “Deus ex Machina”. *Environment and planning. A*, (40), 928–947.
- Verhoef, E. T., Van den Bergh, J. C. J. M. et Button, K. J. (1997). Transport, spatial economy, and the global environment. *Environment and Planning (A)*, 29(7), 1195–1213.
- von Thünen, J. H. (1826). *Der isolierte Staat in Beziehung auf Landwirtschaft und Nationalökonomie*. Perthes.
- Wang, Z., Liu, C. et Mao, K. (2012). Industry cluster: spatial density and optimal scale. *The Annals of Regional Science*, 49(3), 719–731.
- Wardrop, J. G. (1952). Some theoretical aspects on road traffic research. *ICE Proceedings: Engineering Divisions*, 1(3), 325–362.
- Watkins, A. R. (2009). The Dynamics of Urban Economies: Melbourne 1971 to 2006. *Urban Studies*, 46(8), 1553–1576.

- Wheaton, W. C. (1977). Income and urban residence: An analysis of consumer demand for location. *The American Economic Review*, 67(4), 620–631.
- Wheaton, W. C. (2004). Commuting, congestion, and employment dispersal in cities with mixed land use. *Journal of Urban Economics*, 55(3), 417–438.
- Winston, C. (1991). Efficient transportation infrastructure policy. *The Journal of Economic Perspectives*, 5(1), 113–127.
- Wu, J. J. (2006). Environmental amenities, urban sprawl, and community characteristics. *Journal of Environmental Economics and Management*, 52(2), 527–547.

ANNEXES

Annexe 1.1 - Pente de la courbe d'enchères d'un ménage dans le cas de deux classes de revenus : démonstration

Nous comparons les pentes des courbes au point spécifique $\{r_0, R_0^*\}$. La courbe avec la pente la plus forte se situe au-dessus de l'autre sur un disque $]0, r_0]$; celle avec la pente la plus faible au-dessus de la première au-delà du rayon r_0 , sur une couronne $[r_0, r_{\max}]$. Au point d'intersection des courbes $\{r_0, R_0^*\}$, on calcule pour un ménage i de revenu Y_0 la dérivée de sa courbe d'enchères. Des conditions du premier ordre, on commence par déduire les valeurs de S_i^0 et z_i^0 en r_0 :

$$S_i^0 = \frac{\alpha(Y_0 - tr_0)}{R_0^*} \quad (\text{A1.1a})$$

$$z_i^0 = (1 - \alpha)(Y_0 - tr_0) \quad (\text{A1.1b})$$

En ce point, l'utilité indirecte du ménage est donnée par :

$$V_i^0(r_0, R_0^*) = \left(\frac{\alpha}{R_0^*}\right)^\alpha (1 - \alpha)^{1-\alpha} (Y_0 - tr_0) \quad (\text{A1.1c})$$

On vérifie que : $Y_1 > Y_0 \Rightarrow V_j^1 > V_{i_0}^0$.

$\psi_i^0(r_0)$ est le montant de l'enchère proposée par le ménage i au point $\{r_0, R_0^*\}$.

C'est l'enchère maximale proposée en ce point. En remplaçant R_0^* par $\psi_i^0(r_0)$:

$$\psi_i^0(r_0) = \alpha \left[\frac{(1 - \alpha)^{1-\alpha} (Y_0 - tr_0)}{V_i^0} \right]^{1/\alpha} \quad (\text{A1.1d})$$

On dérive l'expression précédente pour avoir la pente de la courbe d'enchères du ménage i en $\{r_0, R_0^*\}$. Après simplification, et en remplaçant V_i^0 par sa valeur en (A1.1c) :

$$\frac{\partial \psi_i^0}{\partial r_0} = \frac{-tR_0^*}{\alpha(Y_0 - tr_0)} \quad (\text{A1.1e})$$

Annexe 1.2 - Le théorème d'impossibilité spatiale de Starrett : démonstration (d'après Fujita et Thisse, 2003, pp.48 à 51)

En concurrence pure et parfaite, dans un espace homogène, il ne peut exister simultanément coûts de transport positifs et équilibre économique.

$\pi_1(x)$ et $\pi_1(y)$, $\pi_2(x)$ et $\pi_2(y)$ sont les profits de la firme 1 (respectivement de la firme 2) implantée alternativement en x ou en y . La firme 1 produit z_1 unités du bien 1 et consomme z_2 unités de bien 2 pour sa production ; la firme 2 produit z_2 unités de bien 2 et consomme z_1 unités de bien 1. Chaque firme utilise une unité de sol pour sa production, tel que $S_1 = S_2 = 1$. Alors $R(x)S_1 = R(x)$ et $R(y)S_2 = R(y)$. Si la firme 1 est initialement implantée en x et la firme 2 initialement en y , alors leurs profits respectifs sont donnés par :

$$\pi_1(x) = p_1(x)z_1 - p_2(x)z_2 - R(x) \quad (\text{A1.2a})$$

$$\pi_2(y) = p_2(y)z_2 - p_1(y)z_1 - R(y) \quad (\text{A1.2b})$$

Les prix d'équilibre doivent satisfaire la condition de Samuelson (1952):

$$p_1(y) = p_1(x) + t_1 > p_1(x) \quad (\text{A1.2c})$$

$$p_2(x) = p_2(y) + t_2 > p_2(y) \quad (\text{A1.2d})$$

En d'autres termes, le prix du bien 1 à la localisation y est égal à son prix en x augmenté du coût de transport correspondant t_1 (et respectivement pour le prix du bien 2). Si la firme 1 décidait de s'implanter en y plutôt qu'en x (par exemple parce que la rente foncière $R(y)$ y est plus faible que $R(x)$), alors son profit deviendrait :

$$\pi_1(y) = p_1(y)z_1 - p_2(y)z_2 - R(y) \quad (\text{A1.2e})$$

Symétriquement, le profit de la firme 2 qui déciderait de s'implanter en x plutôt qu'en y serait donnée par :

$$\pi_2(x) = p_2(x)z_2 - p_1(x)z_1 - R(x) \quad (\text{A1.2f})$$

La somme des incitations à se délocaliser deviendrait alors, après arrangement :

$$(\pi_1(y) - \pi_1(x)) + (\pi_2(x) - \pi_2(y)) = 2(t_1z_1 + t_2z_2) \quad (\text{A1.2g})$$

La somme des incitations des firmes à se délocaliser est égale au double des coûts de transports totaux. Ce résultat est connu sous le terme de théorème d'impossibilité spatiale : dès que des coûts de transport strictement positifs apparaissent dans la ville, il existe à l'équilibre au moins une firme qui est incitée à se délocaliser pour réaliser un profit non nul. En effet, si $t_1 > 0$ et/ ou $t_2 > 0$, alors $(\pi_1(y) - \pi_1(x)) > 0$ et/ ou $(\pi_2(x) - \pi_2(y)) > 0$, c'est-à-dire qu'au moins une des deux firmes réaliserait un profit supérieur dans l'autre localisation. Or, dans un cadre concurrentiel, la somme du premier membre de (A1.2g) doit être nulle à l'équilibre.

Annexe 2.1

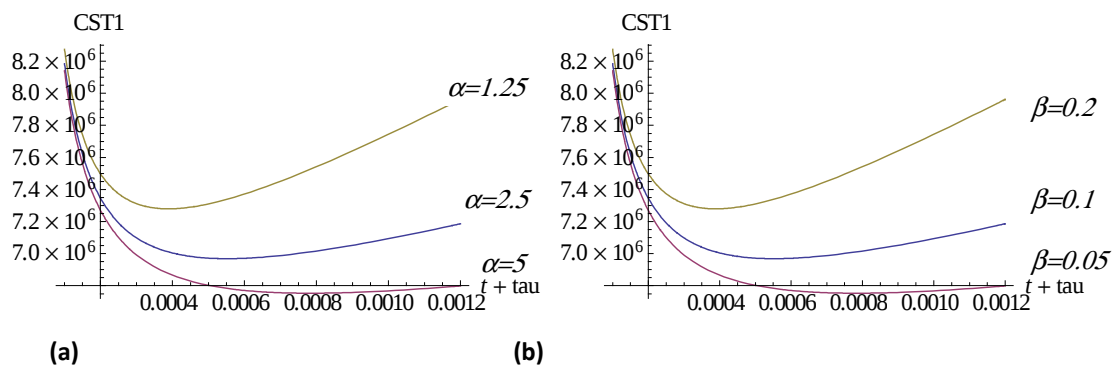
Afin de tester la robustesse de nos résultats théoriques, nous réalisons des analyses de sensibilité du coût généralisé de déplacement $(t + \tau)$ aux valeurs des paramètres $\alpha, \beta, \delta, \gamma$ et k . L'expression analytique de τ dans l'équation (2.30a) indique que la constante d'accessibilité λ comme le paramètre d'intensité des contacts liés à la proximité ρ sont sans effet sur le coût unitaire de déplacement, donc sur le taux de taxe à mettre en œuvre. Comme dans l'application numérique de la section 3, nous considérons un coût initial privé de déplacement fixé à 50 €/ 100 véhicules.km (ou 0,0005 €/ m), et nous analysons dans quelle mesure la sous- ou surestimation de chacun de ces cinq paramètres pris un à un peut conduire le régulateur à s'éloigner du taux de taxe optimal. Les valeurs des variables exogènes que nous retenons ici sont également celles de l'application numérique.

Enfin, pour vérifier que les gains d'économies d'agglomération pour les firmes après mise en œuvre du péage ne dépendent pas abusivement des valeurs fixées pour les deux paramètres entrant dans la fonction d'accessibilité agrégée λ et ρ , nous examinons les effets d'un calibrage alternatif de ces deux valeurs.

1. Effet d'un calibrage alternatif de α et β sur la valeur optimale de $(t + \tau)$

Nous considérons d'abord l'impact d'un calibrage alternatif des paramètres α et β , intensités respectives du sol et du travail dans la fonction de production des firmes, sur la valeur optimale du coût généralisé de déplacement qui minimise les coûts sociaux des transports. Diviser α par deux ($\alpha = 1,25$) fait tomber la valeur optimale de $(t + \tau)$ à 39 €/ 100 véhicules.km au lieu de 55, soit une baisse importante de 29 % ; multiplier α par deux ($\alpha = 5$) la fait monter à 78 €/ 100 véhicules.km, soit +42 % (Fig. A2.1a). La sensibilité de la taxe optimale au paramètre β est d'amplitude comparable mais de sens opposé. Diviser β par deux ($\beta = 0,05$) fait monter la valeur optimale de $(t + \tau)$ à 78 €/ 100 véhicules.km au lieu de 0,55 ; multiplier β par deux ($\beta = 0,2$) la fait descendre à 39 €/ 100 véhicules.km (Fig. A2.1b). L'amplitude de ces écarts doit nous inciter à la prudence dans l'interprétation des résultats mis en avant.

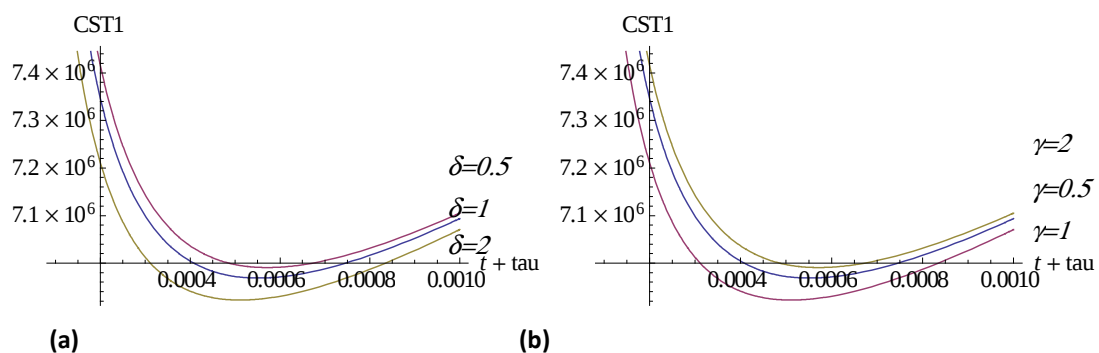
FIGURE A2.1 - Effet d'un calibrage alternatif de alpha (a) et beta (b) sur la valeur optimale de (t+tau)



2. Effet d'un calibrage alternatif de δ et γ sur la valeur optimale de $(t + \tau)$

Nous considérons ensuite l'impact d'un calibrage alternatif des paramètres δ et γ , parts respectives du logement et du bien composite dans la fonction d'utilité des ménages, sur la valeur optimale du coût généralisé de déplacement qui minimise le coûts sociaux des transports. Diviser δ par deux ($\delta = 0,5$) fait monter la valeur optimale de $(t + \tau)$ à 57 €/ 100 véhicules.km au lieu de 55 (+4 %) ; multiplier δ par deux ($\delta = 2$) la fait descendre 51 €/ 100 véhicules.km (- 7%) (Fig. A2.2a). La sensibilité de la taxe optimale au paramètre γ est là aussi d'amplitude comparable mais de sens opposé. Diviser γ par deux ($\gamma = 0,5$) fait tomber la valeur optimale de $(t + \tau)$ à 51 €/ 100 véhicules.km au lieu de 0,55 ; multiplier γ par deux ($\gamma = 2$) la fait monter à 57 €/ 100 véhicules.km (Fig. A2.2b). Le modèle est donc beaucoup moins sensible à un paramétrage alternatif des paramètres associés à l'utilité qu'à la production.

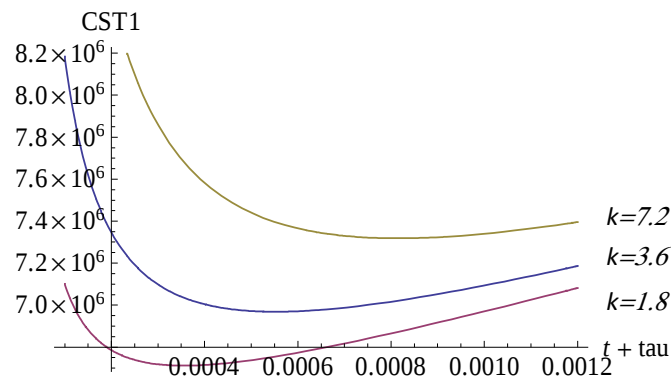
FIGURE A2.2 - Effet d'un calibrage alternatif de delta (a) et gamma (b) sur la valeur optimale de (t+tau)



3. Effet d'une valorisation alternative de k sur la valeur optimale de $(t + \tau)$

Nous analysons enfin l'impact d'une valorisation alternative du paramètre de pollution unitaire k sur la valeur du coût généralisé qui minimise les coûts sociaux des transports. Diviser k par deux ($k = 1,8$) fait tomber la valeur optimale de $(t + \tau)$ à 36 €/ 100 véhicules.km au lieu de 55 (-35 %); multiplier α par deux ($k = 7,2$) la fait monter à 81 €/ 100 véhicules.km (+47 %) (Fig. A2.3). La sensibilité du modèle aux valorisations alternatives de k est donc un peu plus forte que pour les intensités de facteurs. Il sera approprié de garder cette sensibilité à l'esprit si les préconisations du rapport Boiteux (2001) en matière de valorisation de la pollution atmosphérique doivent être adaptées, par exemple pour tenir compte d'une différenciation du dommage en zone urbaine dense ou diffuse (1,0 €₂₀₀₀ aux 100 véhicules.km au lieu de 2,9).

FIGURE A2.3 - Effet d'un calibrage alternatif de k sur la valeur optimale de $(t + \tau)$

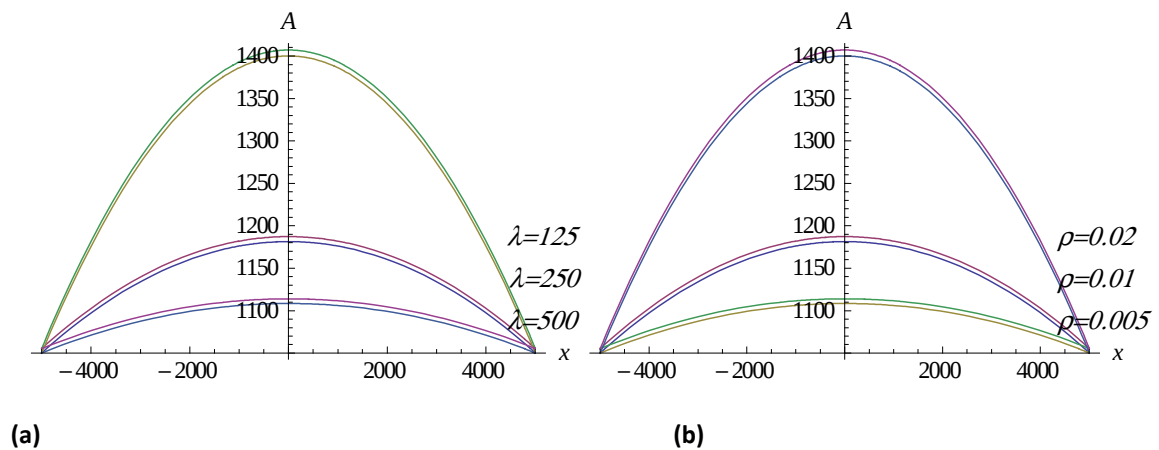


4. Effet d'un calibrage alternatif de λ et ρ sur le niveau des économies d'agglomération, avant et après mise en place du péage

Pour terminer, nous examinons dans quelle mesure des valeurs alternatives retenues pour les paramètres de la fonction d'accessibilité agrégée λ et ρ peuvent modifier les gains obtenus en matière d'économies d'agglomération lors de la mise en place du péage. Nous considérons à nouveau la valeur optimale de $\tau = 0,00005$ €/ m tel que $(t + \tau) = 0,00055$ €/ m ou 55 €/ 100 véhicules.km. Comme selon (2.30a), les valeurs de λ et ρ n'interviennent pas dans la détermination du taux de taxe, nous pouvons partir de cette valeur initiale sans risque de rétroaction. Diviser ou multiplier la constante d'accessibilité λ par deux est sans aucun effet sur l'amplitude des gains

d'économies d'agglomération pour les firmes. Ainsi, poser $\lambda = 125$ au lieu de 250 fait augmenter les gains d'accessibilité de 1400,13 à 1407,06 €/ jour, soit exactement les +0,49 % obtenus avec la calibration d'origine (*Fig. A2.4a*). À l'inverse, multiplier λ par deux ($\lambda = 500$) fait également augmenter le niveau des économies d'agglomération d'exactly 0,49 %. Les résultats obtenus avec une modification du deuxième paramètre sont parfaitement identiques. Diviser ou multiplier par deux le paramètre d'intensité des contacts liés à la proximité ρ produit exactement les mêmes résultats : les gains d'économies d'agglomération à la mise en place du péage restent de +0.49 % (*Fig. A2.4b*).

FIGURE A2.4 - Effet d'un calibrage alternatif de lambda (a) et rho (b) sur le niveau des économies d'agglomération, avant (courbe inférieure) et après (courbe supérieure) mise en place de la taxe optimale



Annexe 2.2

Dans cette annexe, nous présentons successivement deux variantes au scénario de référence de la section 3, destinées à illustrer l'efficacité d'une taxe appliquée à des agglomérations de taille variée. Les valeurs des autres variables exogènes et paramètres sont adaptées afin que le taux de taxe optimal reste égal, dans chaque cas, à 10 % du coût privé de déplacement. Nous considérons à nouveau l'impact du péage sur la réduction des émissions polluantes et, en deuxième effet, sur l'incitation à la ville compacte. L'impact sur les économies d'agglomération des firmes, via la fonction d'accessibilité, est également pris en compte.

La première variante concerne une petite ville de 50 000 ménages actifs (*Tableau A2.1*). Nous présentons également les résultats associés aux écarts de taxation par rapport à l'optimum.

TABLEAU A2.1 - Effets d'un calibrage alternatif du modèle (variante 1 : $N=50\ 000$)

Variable	Situation de laisser-faire	Politique modérée	Politique optimale	Politique volontariste
$(t+\tau)(\text{€}/100 \text{ véh.km})$	50	52,50 (+5 %)	55 (+10 %)	60 (+20 %)
$k(\text{€}/100 \text{ véhicules.km})$	3,6	3,6	3,6	3,6
$CST_1(\text{€}/\text{jour})$	1 027 990	1 027 710	1 027 630	1 027 960
$ET_1(\text{€}/\text{jour})$	69 044	65 949	63 260	58 187
$r_{\max}(\text{km})$	73,6	70,2	67,2	61,5
$r_0(\text{km})$	3,125	3,125	3,125	3,125
$A(0)(\text{€}/\text{jour})$	364,66	365,39	366,08	367,57

Les montants des coûts unitaires de déplacement et de pollution sont inchangés, à respectivement 50 et 3,6 €/ 100 véhicules.km. Pour simuler une pression relâchée sur les terrains urbanisables en bordure d'agglomération par rapport à une plus grande ville, le prix de réserve foncier est ramené à la moitié de celui du scénario de référence ($\theta_a=0,125 \text{ €/ m}^2/\text{jour travaillé}$). Le revenu du ménage actif est abaissé de 25 %, à 75 €/ jour travaillé. Pour représenter un nombre de firmes tendanciuellement plus faible à l'intérieur du *CBD* (densité moindre), la constante d'accessibilité λ est ramenée de 250 à 125; toutefois, nous choisissons de laisser inchangé le paramètre d'intensité des contacts liés à la proximité ρ .

Ce nouveau jeu donne une valeur optimale identique de $(t+\tau)=55 \text{ €/ 100 véhicules.km}$ par résolution de (2.30a). Les gains obtenus sont un peu moins forts que

ceux réalisés dans une ville cinq fois plus grande : -8,4 % pour les émissions polluantes et -8,7 pour l'étalement urbain. Les gains obtenus en cas de sous- ou surtaxation par rapport au montant optimal de péage sont, eux, comparables à ceux du scénario de référence. L'impact du péage urbain sur les économies d'agglomération reste également positif, à +0,39 %.

La deuxième variante concerne une grande agglomération accueillant un million de ménages actifs (*Tableau A2.2*).

TABLEAU A2.2 - Effets d'un calibrage alternatif du modèle (variante 2 : $N=1\,000\,000$)

Variable	Situation de laisser-faire	Politique modérée	Politique optimale	Politique volontariste
$(t+\tau)(\text{€}/100 \text{ véh.km})$	50	52,50 (+5 %)	55 (+10 %)	60 (+20 %)
$k(\text{€}/100 \text{ véhicules.km})$	3,6	3,6	3,6	3,6
$CST_1(\text{€}/\text{jour})$	34 849 500	34 837 600	34 833 900	34 846 700
$ET_1(\text{€}/\text{jour})$	2 340 640	2 235 570	2 139 040	1 972 450
$r_{\max}(\text{km})$	123,8	117,9	112,6	103,3
$r_0(\text{km})$	6,250	6,250	6,250	6,250
$A(0)(\text{€}/\text{jour})$	1406	1410	1413	1420

Les montants des coûts unitaires de déplacement et de pollution sont inchangés. Le prix de réserve foncier est cette fois doublé par rapport au scénario de référence ($\theta_a=0,5 \text{ €}/\text{m}^2/\text{jour travaillé}$). Le revenu w , délivré à des travailleurs plus qualifiés en moyenne, est augmenté de 25 %, à 125 €/ jour travaillé. Pour représenter un nombre de firmes tendanciuellement plus élevé à l'intérieur du *CBD* (densité accrue), la constante d'accessibilité λ est augmentée de 250 à 500; le paramètre d'intensité des contacts liés à la distance ρ est inchangé.

Ce jeu de variables donne une valeur optimale identique de $(t+\tau)=55 \text{ €}/100 \text{ véhicules.km}$. Les gains obtenus sont un peu moins bons que ceux de la ville de référence : -8,6 % pour la pollution et -9 % pour l'étalement urbain. Les gains obtenus en cas de sous- ou surtaxation par rapport au montant optimal de péage sont comparables, en pourcentage, à ceux du scénario de référence. L'impact du péage urbain sur les économies d'agglomération reste également positif, à +0,48 %, valeur très proche des +0,49 de la ville de référence.

Annexe 3.1.

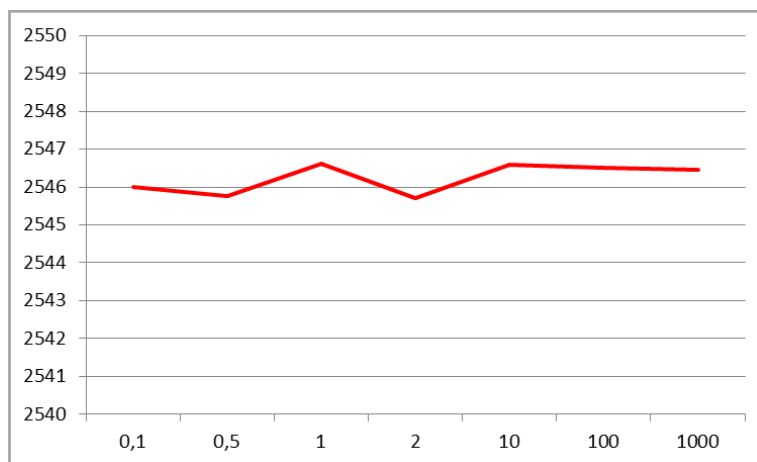
TABLEAU A3.1 - Résultats des estimations par le maximum de vraisemblance en fonction de alpha (modèle SEM, appartements)

α	0,001	0,01	0,1	0,5	1	2	10	100	1000
Valeur de λ maximisant la log-vraisemblance	*	*	-1,2	0,2	-0,4	0,1	-0,1	-0,1	-0,1
Log-vraisemblance associée à λ	-	-	2546	2545,77	2546,62	2545,71	2546,59	2546,51	2546,46
Valeur du test du rapport de vraisemblance**	-	-	1	0,6	0,3	0,2	1,6	1,5	1,4
Statistique de Moran	0,22	0,22	0,22	0,22	0,22	0,22	0,22	0,22	0,22
Nbre d'observations	5455	5455	5455	5455	5455	5455	5455	5455	5455

* Pas de valeur de λ maximisant la log-vraisemblance sur l'intervalle $[-3;3]$ testé

** À comparer au seuil de significativité à 10 % de la table du Khi-Deux à un degré de liberté (2,71)

FIGURE A3.1 - Evolution de la log-vraisemblance maximale en fonction de alpha (modèle SEM, appartements)



Annexe 3.2

TABLEAU A3.2 - Résultats comparés des estimations MCO, SEM et SAR (appartements)

Variable explicative	Définition	MCO	SEM	SAR
Caractéristiques intrinsèques				
Constante		7,995***	7,994***	9,494***
LNSURF	log(surface habitable en m ²)	-0,649***	-0,649***	-0,648***
LNSURF2	(log(surface)) ²	0,071***	0,071***	0,071***
COPE_ABC	construction avant 1947 [#] (réf. après 1992)	-0,175***	-0,175***	-0,175***
COPE_D	construction 1948-1969 [#] (réf. après 1992)	-0,250***	-0,250***	-0,250***
COPE_E	construction 1970-1980 [#] (réf. après 1992)	-0,217***	-0,217***	-0,217***
COPE_F	construction 1981-1991 [#] (réf. après 1992)	-0,122***	-0,122***	-0,122***
VEFA	Vente en état futur d'achèvement [#]	0,197***	0,197***	0,197***
NPA0	0 parkings (réf. 1) [#]	-0,084***	-0,084***	-0,084***
NPA_23	2 parkings ou plus (ref. 1) [#]	0,054***	0,054***	0,054***
Variables de localisation et d'accessibilité				
VOIEPRIVEE	Localisation sur voie privée [#]	-0,043***	-0,043***	-0,043***
LNVERTS300	Log(superficie espaces verts à moins de 300m en m ²)	0,002***	0,002***	0,002***
LNCENTRE	Log(distance au centre en m)	-0,102***	-0,103***	-0,103***
LNCAMPUS	Log(distance au campus le plus proche en m)	-0,024***	-0,024***	-0,024***
LNPONTSLOIRE_SUD	Log(distance des biens situés en Sud-Loire au plus proche pont sur la Loire en m)	-0,003***	-0,003***	-0,003***
LNGHF	Log(distance à la gare la plus proche en m)	0,030***	0,030***	0,030***
BUS100	Présence d'un arrêt de bus à moins de 100 m [#]	0,221***	0,220***	0,221***
BUS100LNCENTRE	BUS100 x LNCENTRE	-0,027***	-0,027***	-0,027***
TRAM300	Présence d'un arrêt de tramway à moins de 300 m [#]	-0,133**	-0,134**	-0,134**
TRAM300LNCENTRE	TRAM300 x LNCENTRE	0,018**	0,019**	0,019**
Variables contextuelles				
A02	Année de transaction 2002 (réf. 2006)	-0,307***	-0,307***	-0,307***
A08	Année de transaction 2008 (réf. 2006)	-0,072***	-0,072***	-0,073***
ZUS	Localisation dans une ZUS [#]	-0,069***	-0,069***	-0,069***
CONTZUS	Localisation dans un IRIS contigu à une ZUS [#]	-0,049***	-0,049***	-0,049***
LNMAISHA	Log(densité maisons dans l'IRIS)	0,013***	0,013***	0,013***
LNREVENU	Log(Revenu médian dans l'IRIS)	0,203***	0,204***	0,204***
Variables de qualité environnementale				
BRUITMAX	Bruit maximal en 24 heures (dBA)	-0,001***	-0,001***	-0,001***
NOX90MAX	Concentration de NOx maximale inférieure à 90 µg.m-3 [#]	0,065***	0,065***	0,065***

[#] 1 si oui, 0 si non

*** Significatif à 1 %, ** Significatif à 5 %, * Significatif à 10 %

Variable expliquée : logarithme du prix au m² ; nombre d'observations : 5455

Annexe 3.3

TABLEAU A3.3 - Résultats économétriques détaillés (1/2) (variable dépendante : logarithme du prix au m², appartements)

	Definitions	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
Constant		10.867*** (42.267)	8.599*** (25.982)	6.316*** (16.013)	6.776*** (16.841)	7.891*** (32.003)	7.995*** (39.469)	7.995*** (36.844)
LOGSURF	log(living surface area in m ²)	-1.589*** (-12.598)	-0.985*** (-8.194)	-0.858*** (-8.924)	-0.866*** (-9.034)	-0.637*** (-8.082)	-0.649*** (-9.658)	-0.649*** (-8.573)
LOGSURF2	(log(living surface area)) ²	0.194*** (12.392)	0.112*** (7.461)	0.096*** (7.986)	0.096*** (8.087)	0.069*** (6.970)	0.071*** (8.343)	0.071*** (7.442)
CONSTR_ABC	Construction before 1947 [#] (réf. after 1992)	-0.140*** (-6.588)	-0.181*** (-9.017)	-0.181*** (-11.316)	-0.184*** (-11.547)	-0.178*** (-11.064)	-0.175*** (-13.230)	-0.175*** (-11.092)
CONSTR_D	Construction 1948-1969 [#] (réf. after 1992)	-0.256*** (-21.385)	-0.265*** (-23.501)	-0.242*** (-26.466)	-0.240*** (-26.312)	-0.244*** (-27.137)	-0.250*** (-34.308)	-0.250*** (-31.792)
CONSTR_E	Construction 1970-1980 [#] (réf. after 1992)	-0.287*** (-24.140)	-0.252*** (-22.310)	-0.220*** (-23.730)	-0.218*** (-23.505)	-0.223*** (-24.518)	-0.217*** (-29.316)	-0.217*** (-27.956)
CONSTR_F	Construction 1981-1991 [#] (réf. after 1992)	-0.136*** (-10.961)	-0.146*** (-12.529)	-0.120*** (-12.879)	-0.120*** (-12.936)	-0.120*** (-12.812)	-0.122*** (-16.073)	-0.122*** (-15.374)
SBC	Sale before completion [#]	0.113*** (10.549)	0.146*** (14.311)	0.203*** (24.478)	0.202*** (24.386)	0.206*** (24.997)	0.197*** (29.470)	0.197*** (28.659)
PS_0	0 parking spaces (ref. 1) [#]	-0.058*** (-3.463)	-0.107*** (-6.694)	-0.110*** (-8.588)	-0.110*** (-8.626)	-0.110*** (-8.512)	-0.084*** (-7.854)	-0.084*** (-6.613)
PS_23	2 parking spaces or more (ref. 1) [#]	0.040*** (3.491)	0.050*** (4.613)	0.056*** (6.449)	0.057*** (6.585)	0.058*** (6.694)	0.054*** (7.714)	0.054*** (7.789)
NR_1	1 room (ref. 2) [#]	-0.058*** (-3.324)	-0.068*** (-4.190)	-0.063*** (-4.840)	-0.065*** (-5.009)			
NR_3	3 rooms (ref. 2) [#]	-0.033*** (-3.055)	-0.011 (-1.038)	-0.010 (-1.186)	-0.009 (-1.124)			
NR_4	4 rooms (ref. 2) [#]	-0.090*** (-6.006)	-0.033** (-2.281)	-0.016 (-1.368)	-0.015 (-1.296)			
PRIVSTREET	Location on a private road [#]		-0.027*** (-3.540)	-0.032*** (-5.154)	-0.029*** (-4.814)	-0.041*** (-6.727)	-0.043*** (-8.825)	-0.043*** (-8.863)
LOGGREEN300	log(surface area of green spaces less than 300 m away in m ²)		0.002** (3.022)	0.002*** (3.629)	0.002*** (3.464)	0.002*** (3.460)	0.002*** (3.167)	0.002*** (3.160)
LOGCENTRE	log(distance to the centre in m)		-0.144*** (-10.445)	-0.100*** (-7.160)	-0.113*** (-7.973)	-0.101*** (-11.937)	-0.102*** (-14.905)	-0.102*** (-14.146)
LOGCAMPUS	log(distance to the closest campus in m)		-0.019** (-1.990)	-0.022*** (-2.679)	-0.026*** (-3.099)	-0.025*** (-4.657)	-0.024*** (-5.391)	-0.024*** (-5.494)
LOGBRIDGELOIRE_SOUTH	log(distance of apartment located south of the Loire to the closest bridge over the Loire in m)		-0.053*** (-7.645)	-0.022*** (-3.799)	-0.022*** (-3.722)	-0.003** (-2.239)	0.030*** (6.795)	-0.003*** (-2.898)
LOGSTATION	log(distance to the closest railway station in m)		0.035*** (4.742)	0.017** (2.687)	0.021*** (3.347)	0.031*** (5.708)	-0.003*** (-2.809)	0.030*** (6.543)
BUS100	Presence of a bus stop less than 100 m away [#]		0.042 (0.493)	0.235*** (3.409)	0.247*** (3.579)	0.232*** (3.349)	0.221*** (3.904)	0.221*** (3.557)
BUS100LOGCENTRE	BUS100 x LOGCENTRE		-0.002 (-0.201)	-0.029** (-3.292)	-0.029*** (-3.293)	-0.028*** (-3.252)	-0.027*** (-3.804)	-0.027*** (-3.495)
TRAM300	Presence of a tram stop less than 300 m away [#]		-0.109 (-1.111)	-0.162* (-1.942)	-0.209** (-2.498)	-0.127* (-1.748)	-0.133** (-2.234)	-0.133** (-2.049)
TRAM300LOGCENTRE	TRAM300 x LOGCENTRE		0.010 (0.812)	0.021** (1.986)	0.028** (2.570)	0.018* (1.881)	0.018** (2.417)	0.018** (2.230)

TABLEAU A3.3 - Résultats économétriques détaillés (2/2) (variable dépendante : logarithme du prix au m², appartements)

	Definitions	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
LOGAIRPORT	log(distance to the airport in m)		0.177*** (7.824)	0.135*** (7.017)	0.125*** (6.314)			
LOGSHOP	log(distance to the nearest businesses in m)		0.026*** (5.008)	0.023*** (5.416)	0.025*** (5.978)			
LOGFACTORY	log(distance to the waste management factory in m)		0.087*** (7.359)	0.080*** (8.048)	0.073*** (7.274)			
LOGLOIRE	log(distance to the Loire riverbank in m)		-0.014*** (-2.626)	-0.023*** (-5.048)	-0.022*** (-4.677)			
LOGERDRE	log(distance to the Erdre riverbank in m)		-0.028*** (-4.981)	-0.017*** (-3.614)	-0.016*** (-3.545)			
LOGSEVRE	log(distance to the Sèvre riverbank in m)		0.036*** (13.063)	0.010*** (4.150)	0.011*** (4.275)			
Y02	Year of transaction 2002 (réf. 2006) [#]			-0.305*** (-46.628)	-0.305*** (-46.872)	-0.317*** (-50.724)	-0.307*** (-60.631)	-0.307*** (-59.813)
Y08	Year of transaction 2008 (réf. 2006) [#]			-0.064*** (-9.884)	-0.064*** (-9.766)	-0.067*** (-10.334)	-0.072*** (-13.751)	-0.072*** (-13.522)
ZUS	Location in a Sensitive Urban Area (ZUS) [#]			-0.076*** (-4.805)	-0.073*** (-4.619)	-0.070*** (-4.841)	-0.069*** (-5.865)	-0.069*** (-5.412)
CONTZUS	Location in an IRIS contiguous to a ZUS [#]			-0.035*** (-4.238)	-0.033*** (-3.974)	-0.054*** (-6.975)	-0.049*** (-7.854)	-0.049*** (-7.758)
LOGHOUSEDEN SITY	log(house density in the IRIS)			0.011*** (4.793)	0.011*** (4.823)	0.013*** (7.062)	0.013*** (8.643)	0.013*** (8.837)
LOGINCOME	log(median income in the IRIS)			0.232*** (7.495)	0.218*** (7.046)	0.210*** (11.867)	0.203*** (14.257)	0.203*** (13.342)
FREQF3CHILD	Part of 3-children families in the IRIS			0.004*** (3.002)	0.005*** (3.401)			
FREQ60	Part of people 60 and above in the IRIS			0.001* (1.940)	0.001** (2.538)			
FREQFOR	Part of foreigners in the IRIS			0.006*** (3.681)	0.006*** (3.591)			
FREQBAC3	Part of people holding a "bac + 3" degree or over			0.002 (1.565)	0.001 (1.369)			
MAXNOISE	Maximal noise in 24 hours in dB				-0.002*** (-6.146)	-0.001*** (-5.277)	-0.001*** (-6.634)	-0.001*** (-6.860)
MAXNOX90	Maximal concentration of NOx less than 90 µg.m ^{3h}				0.023* (1.779)	0.056*** (4.351)	0.065*** (6.263)	0.065*** (6.662)
Observations		5,591	5,591	5,591	5,591	5,591	5,455	5,455
R ²		0.3486	0.4358	0.6435	0.6465	0.6336	0.7202	0.7202
Adjusted R ²		0.3472	0.4330	0.6411	0.6439	0.6318	0.7188	0.7188

[#] 1 if yes, 0 if no

***Significant 1 %, **Significant 5 %, *Significant 10 %

(1) OLS with intrinsic variables

(2) OLS with intrinsic variables and location and accessibility variables

(3) OLS with intrinsic variables, location and accessibility variables and contextual variables

(4) OLS with intrinsic variables, location and accessibility variables and contextual and environmental quality variables

(5) OLS without non-significant variables and correlated variables

(6) OLS after processing of outliers (inner fence)

(7) OLS after the White's correction

Annexe 3.4

TABLEAU A3.4 - Effets marginaux des variables explicatives sur le prix au m² des appartements au point moyen de l'échantillon

Variable explicative	Définition de l'effet marginal de la variable	Coefficient	Effet marginal (%)	Effet marginal (€)
<i>Caractéristiques intrinsèques</i>				
Surface	Effet non linéaire d'une hausse de surface de 1 m ² au point moyen de l'échantillon	-0,649***	-0,13 %	-2
COPE_ABC	Construction avant 1947 (réf. après 1992)	0,071***		
COPED	Construction 1948-1969 (réf. après 1992)	-0,175***	-16,1 %	-227
COPEE	Construction 1970-1980 (réf. après 1992)	-0,250***	-22,1 %	-312
COPEF	Construction 1981-1991 (réf. après 1992)	-0,217***	-19,5 %	-274
VEFA	Vente en état futur d'achèvement	-0,122***	-11,5 %	-162
NPA0	0 parking (réf. 1)	0,197***	+21,8 %	+307
NPA_23	2 parkings ou plus (ref. 1)	-0,084***	-8,0 %	-113
		0,054***	+5,6 %	+78
<i>Variables de localisation et d'accessibilité</i>				
VOIEPRIVEE	Localisation sur voie privée	-0,043***	-4,2 %	-60
LNVERTS300	Superficie espaces verts à moins de 300 m + 100 m ²	0,002***	+0,06 %	+1
LNCENTRE	Distance au centre + 100 m	-0,102***	-1,1 %	-16
LNCAMPUS	Distance au campus le plus proche + 100 m	-0,024***	-0,08 %	-1
LNPONTSLOIRE_SUD	Distance au plus proche pont sur la Loire + 100 m (pour un bien situé en Sud-Loire)	-0,003***	-0,02 %	-0,2
LNGHF	Distance à la gare la plus proche + 100 m	0,030***	+0,14 %	+2
BUS100	Présence d'un arrêt de bus à moins de 100 m (distance au centre =2721 m)	0,221***	+0,6 %	+8
		-0,027***		
TRAM300	Présence d'un arrêt de tramway à moins de 300 m (distance au centre =2721 m)	-0,133**	+1,3 %	+19
		0,018**		
<i>Variables contextuelles</i>				
A02	Année de transaction 2002 (réf. 2006)	-0,307***	-26,4 %	-372
A08	Année de transaction 2008 (réf. 2006)	-0,072***	-6,9 %	-98
ZUS	Localisation dans une ZUS	-0,069***	-6,7 %	-94
CONTZUS	Localisation dans un IRIS contigu à une ZUS	-0,049***	-4,8 %	-68
LNMAISHA	Densité en maisons dans l'IRIS + 1 ha	0,013***	+0,3 %	+4
LNREVENU	Revenu annuel médian dans l'IRIS + 1000 €	0,203***	+1,1 %	+15
<i>Variables de qualité environnementale</i>				
BRUITMAX	Bruit maximal en 24 heures + 1 dbA (Noise Depreciation Index)	-0,001***	-0,3 %	-4
NOX90MAX	Concentration de NOx maximale inférieure à 90 µg.m-3	0,065***	+6,7 %	+94

*** Significatif à 1 %, ** Significatif à 5 %, * Significatif à 10 %

Variable expliquée : logarithme du prix au m²

Prix au mètre carré au point moyen de l'échantillon : 1409 € (Sud-Loire : 1381 €)

Annexe 3.5

TABLEAU A3.5 - Estimation MCO sans la variable 'logarithme du revenu médian dans l'IRIS' (appartements)

Variable explicative	Définition	Coefficient	Ecart type	T-stat	P value
Caractéristiques intrinsèques					
Constante		10,188***	0,140	72,835	0,000
LNSURF	log(surface habitable en m ²)	-0,700***	0,068	-10,262	0,000
LNSURF2	(log(surface)) ²	0,078***	0,009	9,045	0,000
COPE_ABC	construction avant 1947 [#] (réf. après 1992)	-0,177***	0,013	-13,147	0,000
COPED	construction 1948-1969 [#]	-0,253***	0,007	-34,216	0,000
COPEE	construction 1970-1980 [#]	-0,219***	0,007	-29,249	0,000
COPEF	construction 1981-1991 [#]	-0,123***	0,008	-15,990	0,000
VEFA	Vente en état futur d'achèvement [#]	0,188***	0,007	27,919	0,000
NPA0	0 parkings (réf. 1) [#]	-0,076***	0,011	-7,029	0,000
NPA_23	2 parkings ou plus (ref. 1) [#]	0,062***	0,007	8,771	0,000
Variables de localisation et d'accessibilité					
VOIEPRIVEE	Localisation sur voie privée [#]	-0,048***	0,005	-9,776	0,000
LNVERTS300	Log(superficie espaces verts à moins de 300m en m ²)	0,002***	0,000	3,650	0,000
LNCENTRE	Log(distance au centre en m)	-0,118***	0,007	-16,803	0,000
LNCAMPUS	Log(distance au campus le plus proche en m)	-0,037***	0,004	-8,376	0,000
LNPTSLOIRE_SUD	Log(distance des biens situés en Sud-Loire au plus proche pont sur la Loire en m)	0,000	0,001	0,209	0,834
LNGHF	Log(distance à la gare la plus proche en m)	0,047***	0,004	10,608	0,000
BUS100	Présence d'un arrêt de bus à moins de 100 m [#]	0,261***	0,058	4,538	0,000
BUS100LNCENTRE	BUS100 x LNCENTRE	-0,032***	0,007	-4,339	0,000
TRAM300	Présence d'un arrêt de tramway à moins de 300 m [#]	-0,141**	0,060	-2,337	0,019
TRAM300LNCENTRE	TRAM300 x LNCENTRE	0,018**	0,008	2,384	0,017
Variables contextuelles					
A02	Année de transaction 2002 (réf. 2006)	-0,304***	0,005	-59,299	0,000
A08	Année de transaction 2008 (réf. 2006)	-0,071***	0,005	-13,473	0,000
ZUS	Localisation dans une ZUS [#]	-0,136***	0,010	-13,058	0,000
CONTZUS	Localisation dans un IRIS contigu à une ZUS [#]	-0,057***	0,006	-9,087	0,000
LNMAISHA	Log(densité maisons dans l'IRIS)	0,019***	0,001	12,993	0,000
Variables de qualité environnementale					
BRUITMAX	Bruit maximal en 24 heures (dba)	-0,002***	0,000	-7,475	0,000
NOX90MAX	Concentration de NOx max. inférieure à 90 µg.m-3 [#]	0,086***	0,010	8,224	0,000

[#] 1 si oui, 0 si non

*** Significatif à 1 %, ** Significatif à 5 %, * Significatif à 10 %

Variable expliquée : logarithme du prix au m²

R² = 0,7123 ; R² ajusté = 0,7109

Annexe 3.6 - Les effets des scénarios : calculs au point moyen de l'échantillon

Pour convertir en euros les effets marginaux des variables explicatives, dans la situation de référence et dans chacun des scénarios, nous réalisons un calcul au point moyen à partir de l'échantillon restreint à 5455 observations⁸¹. Pour obtenir le prix au mètre carré de l'appartement dit « de référence », nous exploitons l'équation (3.2) du modèle économétrique linéaire. Pour chaque variable, nous appliquons ainsi le coefficient régressé que nous multiplions par la valeur moyenne de la variable considérée. Pour les variables discrètes, nous retenons à chaque fois la modalité la plus fréquente c'est-à-dire, en règle générale, la modalité codée « 0 » pour une variable binaire, ou celle n'apparaissant pas dans le tableau de résultats pour une variable admettant plus de deux modalités.

Nous rappelons que l'appartement de référence est échangé en 2006. Construit après 1992, mais pas neuf au moment de la transaction, il n'est pas localisé dans une voie privée, ni dans une ZUS ou dans un IRIS contigu. L'appartement de référence n'a pas d'arrêt de bus dans un rayon de 100 mètres ni d'arrêt de tramway ou busway dans un rayon de 300 mètres. Il se situe au-dessus du seuil de 90 $\mu\text{g.m}^{-3}$ pour la concentration maximale en NO_x . La valeur calculée pour cet appartement de référence est de 1409 € par mètre carré.

Cette valeur apparaît globalement peu affectée par les données modifiées des différents scénarios. Ainsi, à 1409 €, le prix de l'appartement de référence est inchangé dans le scénario S1 (sans busway). En effet, comme ce dernier ne possède pas d'arrêt de TCSP dans un rayon de 300 mètres en considérant l'existence du busway, c'est d'autant moins vrai quand on supprime cette ligne dans le scénario S1 (le reste du réseau de tramway n'étant pas modifié). Les niveaux de bruit ne sont pas affectés ici, et le réseau routier est inchangé. Pour un appartement situé à proximité d'un arrêt de busway et qui ne le serait plus dans ce scénario, le prix, tiré à la baisse par une perte marginale d'accessibilité, descendrait toutefois de 1428 à 1409 € (-1,3 %). Par ailleurs, si l'appartement de référence situé au sud de la Loire ne bénéficiait pas initialement d'un

⁸¹ C'est sur ce même échantillon restreint qu'est estimé, après correction de la distribution non normale des résidus, le vecteur des coefficients des variables explicatives pour la situation de référence.

arrêt de busway dans un rayon de 300 mètres, son prix, dans ce scénario, serait, à l'instar de celui de l'appartement de référence « toutes localisations confondues », parfaitement inchangé, à 1381 €. Dans ce scénario, la qualité de l'air se dégrade légèrement, même si à nouveau, nous insistons sur l'hétérogénéité des modes de calcul mis en œuvre pour en obtenir les valeurs. Si un appartement vendu en 2006 (sur la base des mesures de qualité de l'air de 2002) remontait à présent au-dessus du seuil, alors sa valeur tomberait de 1503 à 1409 € par m², soit une baisse de 6,3 %.

Les résultats pour le scénario S2 (laisser-faire) sont plus surprenants. Ainsi, le calcul au point moyen donne pour l'appartement de référence une valeur de 1418 € par m² contre 1409, soit une augmentation de 0,7 %. L'appartement qui perd un arrêt de tramway dans un rayon de 300 mètres voit son prix descendre de 1428 à 1418 € (-0,7 %), une baisse deux fois moins forte que dans le scénario précédent. Pour un appartement situé au sud de la Loire, il y a capitalisation immobilière : en raison des gains d'accessibilité permis par les nouveaux ponts, la valeur du bien de référence passe de 1381 € à 1392 € (+0,8 %). Dans ce scénario, ce sont les niveaux de bruit, plus faibles en moyenne que dans la situation de référence qui, toutes choses égales par ailleurs, tirent le prix vers le haut. Pour autant, le gain associé à la baisse d'exposition sonore n'est pas modifié par rapport à la situation de référence. Concernant la qualité de l'air, la situation d'un appartement se situant sous le seuil de concentration en NO_x dans la situation de référence et qui se situerait maintenant au-dessus du seuil verrait son prix descendre de 1513 à 1418 €, soit une baisse de 6,2 %.

Enfin, le scénario S3 (PDU max) laisse lui aussi apparaître des résultats inattendus. Ici, la variable « distance à la plus proche gare ou halte-ferroviaire » (LNGHF) est notamment affectée par de nouveaux arrêts de tram-train, alors que la distance moyenne aux arrêts de tramway/ busway baisse également en raison des nouvelles lignes prévues de transports collectifs urbains. Comme le coefficient de la variable LNGHF est négatif, la plus grande proximité de l'appartement à une gare ou halte-ferroviaire se traduit, toutes choses égales par ailleurs, par une baisse de 10 € le mètre carré, à 1399 € (-0,7 %). Cet effet négatif contrecarre donc en totalité les gains d'accessibilité au réseau de transport collectif urbain et en matière d'exposition sonore, ce scénario étant meilleur de ce dernier point de vue que la situation de référence. Dans le détail, la valeur d'un appartement non situé à proximité d'un arrêt de tramway

initialement et qui le deviendrait dans ce scénario gagnerait 18 €, à 1417 € le m² (+1,3 %). En raison de la légère amélioration de l'exposition sonore, l'appartement situé au sud de la Loire gagne 1 € le mètre carré, mais il ne bénéficie *a priori* pas des gains d'accessibilité du réseau urbain ou de TER, les améliorations de ligne ayant lieu au nord de la Loire. Concernant la qualité de l'air, les résultats sont, à l'instar de l'exposition sonore, les meilleurs des trois scénarios, même si les valeurs scénarisées de NO_x restent légèrement supérieures à celles de la situation de référence. Ainsi, l'appartement de référence, s'il passait au-dessus du seuil discriminant de concentration maximale en NO_x, perdrait 93 €, en tombant de 1492 à 1399 € le mètre carré (-6,2 %).

Finalement, le seul scénario qui valorise l'appartement de référence est celui du laisser-faire (+9 € ou 0,7 %), en raison des niveaux de bruit maximal simulés à la baisse. Le scénario 4 (sans busway) est sans effet sur le prix, sauf s'il s'accompagne d'une perte d'accessibilité due à la suppression d'un arrêt de busway ou d'une remontée au-dessus du seuil de concentration discriminant en NO_x, tirant alors dans les deux cas le prix vers le bas. Le scénario S3 (PDU max) pâtit systématiquement d'une décote liée à la moindre distance moyenne à une gare (effet de nuisance) et éventuellement de la remontée au-dessus du seuil de concentration en NO_x, un double impact négatif nuancé par l'accessibilité améliorée au réseau de transport collectif urbain. Cependant l'effet net final de ce scénario sur l'appartement de référence reste négatif (-10 €).

Annexe 4.1

TABLEAU A4.1 - Modèles MCO alternatifs au modèle de référence (maisons, 1/2)

		Intrinsèque	Contextuelle	Qualité env.
Variable ajoutée	REF. (MCO)	LNST ²	LNREVENU	BENZENE
Caractéristiques intrinsèques				
Constante	10,7486***	10,5040***	10,9581***	10,6857***
LNSURF	-0,7090***	-0,8249***	-0,6754***	-0,6599***
LNSURF2	0,0416**	0,0543**	0,0377*	0,0361*
LNST	0,1268***	0,2892***	0,1271***	0,1273***
LNST ²	—	-0,0133***	—	—
NPA0	-0,0738***	-0,0696***	-0,0739***	-0,0739***
COPE_ABC	-0,1027***	-0,1000***	-0,1043***	-0,1031***
COPEd	-0,1457***	-0,1467***	-0,1459***	-0,1459***
COPEE	-0,1116***	-0,1092***	-0,1118***	-0,1116***
COPEF	-0,0829***	-0,0820***	-0,0825***	-0,0833***
NIVEAU	0,0142**	0,0150**	0,0141**	0,0144**
SDB2	0,0487***	0,0497***	0,0492***	0,0501***
Variables de localisation et d'accessibilité				
LNCENTRE_PRIN	-0,1723***	-0,1709***	-0,1733***	-0,1739***
LNCENTRE_SEC	-0,0391***	-0,0374***	-0,0371***	-0,0402***
PERIPH	-0,0421***	-0,0454***	-0,0434***	-0,0411***
PERIPH_SUDLOIRE	—	—	—	—
ECHANGEUR	-0,0298***	-0,0302***	-0,0276***	-0,0293***
ECHANG_HSPERIPH	—	—	—	—
TRAM_INTRABD	0,0451**	0,0404*	0,0526**	0,0438**
BUS_INTRABD	—	—	—	—
BUS_HSPERIPH	—	—	—	—
GHF	-0,0161*	-0,0169*	-0,0152*	-0,0172*
LNCOMM	-0,0225***	-0,0211***	-0,0218***	-0,0234***
LNAERO	0,0671***	0,0649***	0,0695***	0,0658***
Variables contextuelles				
A02	-0,2824***	-0,2825***	-0,2887***	-0,2829***
A08	-0,0633***	-0,0630***	-0,0653***	-0,0633***
GO_MENS	0,2824*	0,2549()	0,2837*	0,2849*
GO_LNCENTRE	-0,0354*	-0,0321()	-0,0352*	-0,0354*
ZUS	-0,0810***	-0,0845***	-0,0916***	-0,0817***
CONTZUS	-0,0575***	-0,0565***	-0,0633***	-0,0584***
CUCS	-0,0559***	-0,0561***	-0,0604***	-0,0559***
TXSTABLES	-0,0009***	-0,0009***	-0,0009***	-0,0009***
LNREVENU	—	—	-0,0318**	—
Variable de qualité environnementale				
BRUITMOYEN	-0,0010***	-0,0010***	-0,0010***	-0,0009***
BENZENE	—	—	—	-0,0087()
Nombre d'observations	2851	2856	2851	2850
R ² ajusté	0,5291	0,5226	0,5311	0,5307
AIC	-2554,21	-2512,78	-2552,78	-2555,31
Stat. centrée réduite du test de Moran	-1,37	-0,38	-0,58	0,52

*** Significatif à 1 %, ** Significatif à 5 %, * Significatif à 10 %, () Non significatif

TABLEAU A4.1 - Modèles MCO alternatifs au modèle de référence (maisons, 2/2)

Localisation et accessibilité				
Variable ajoutée	PERIPH_SUDLOIRE	ECHANG_HSPERIPH	BUS_INTRABD	BUS_HSPERIPH
Caractéristiques intrinsèques				
Constante	10,6973***	10,7483***	10,8133***	10,6998***
LNSURF	-0,6940***	-0,7095***	-0,7495***	-0,6752***
LNSURF2	0,0399**	0,0417**	0,0459**	0,0376*
LNST	0,1267***	0,1270***	0,1280***	0,1282***
LNST ²	—	—	—	—
NPA0	-0,0764***	-0,0737***	-0,0738***	-0,0734***
COPE_ABC	-0,1015***	-0,1023***	-0,1049***	-0,1030***
COPED	-0,1429***	-0,1452***	-0,1477***	-0,1460***
COPEE	-0,1136***	-0,1122***	-0,1121***	-0,1113***
COPEF	-0,0837***	-0,0828***	-0,0834***	-0,0825***
NIVEAU	0,0143**	0,0143**	0,0137**	0,0146**
SDB2	0,0495***	0,0489***	0,0476***	0,0491***
Variables de localisation et d'accessibilité				
LNCENTRE_PRIN	-0,1746***	-0,1722***	-0,1693***	-0,1746***
LNCENTRE_SEC	-0,0357***	-0,0387***	-0,0391***	-0,0386***
PERIPH	—	-0,0426***	-0,0412***	-0,0418***
PERIPH_SUDLOIRE	-0,0603***	—	—	—
ECHANGEUR	-0,0323***	—	-0,0293***	-0,0312***
ECHANG_HSPERIPH	—	-0,0253**	—	—
TRAM_INTRABD	0,0481**	0,0451**	0,0476**	0,0448**
BUS_INTRABD	—	—	0,0595**	—
BUS_HSPERIPH	—	—	—	0,0205*
GHF	-0,0129()	-0,0154*	-0,0164*	-0,0170*
LNCOMM	-0,0204***	-0,0222***	-0,0226***	-0,0226***
LNAERO	0,0670***	0,0667***	0,0672***	0,0660***
Variables contextuelles				
A02	-0,2829***	-0,2821***	-0,2826***	-0,2832***
A08	-0,0640***	-0,0631***	-0,0634***	-0,0639***
GO_MENS	0,2725*	0,2857*	0,3208**	0,2844*
GO_LNCENTRE	-0,0341*	-0,0354*	-0,0394**	-0,0352*
ZUS	-0,0894***	-0,0803***	-0,0778***	-0,0802***
CONTZUS	-0,0616***	-0,0567***	-0,0541***	-0,0567***
CUCS	-0,0593***	-0,0554***	-0,0532***	-0,0561***
TXSTABLES	-0,0009***	-0,0009***	-0,0008***	-0,0009***
LNREVENU	—	—	—	—
Variable de qualité environnementale				
BRUITMOYEN	-0,0010***	-0,0010***	-0,0010***	-0,0010***
BENZENE	—	—	—	—
Nombre d'observations	2847	2851	2849	2851
R ² ajusté	0,5325	0,5287	0,5321	0,5306
AIC	-2578,77	-2551,79	-2570,98	-2552,46
Stat. centrée réduite du test de Moran	-0,06	-1,34	-1,03	-0,33

*** Significatif à 1 %, ** Significatif à 5 %, * Significatif à 10 %, () Non significatif

Annexe 4.2

TABLEAU A4.2 - Effets marginaux des variables explicatives sur le prix au m² des maisons au point moyen de l'échantillon

Variable	Définition de l'effet marginal	Prix au m ² au point moyen (€)	Ecart au prix de référence (€)	%
Référence		1194,28	-	-
Caractéristiques intrinsèques				
LNSURF et LNSURF2	log(surface habitable +1 m ²) et (log(surface + 1 m ²)) ²	1195,01	+0,73	+0,06 %
LNST	log(surface de terrain +10 m ²)	1197,63	+3,35	+0,28 %
NPA0	0 parking (réf. 1 ou plus) [#]	1110,32	-83,97	-7,03 %
COPE_ABC	construction avant 1947 [#] (réf. après 1992)	1078,47	-115,81	-9,70 %
COPED	construction 1948-1969 [#]	1032,15	-162,13	-13,58 %
COPEE	construction 1970-1980 [#]	1067,14	-126,54	-10,60 %
COPEF	construction 1981-1991 [#]	1099,16	-95,12	-7,96 %
NIVEAU	Nombre de niveaux + 1	1211,48	17,20	+1,44 %
SDB2	2 salles de bains ou plus [#] (ref. 0 ou 1)	1253,76	59,48	+4,98 %
Variables de localisation et d'accessibilité				
LNCENTRE_PRIN	log(distance au centre principal + 100 m)	1187,07	-7,21	-0,60 %
LNCENTRE_SEC	log(distance au centre secondaire le plus proche + 100 m)	1193,64	-0,65	-0,05 %
PERIPH	Présence d'une porte de périphérique à moins de 1000 m [#]	1144,82	-49,46	-4,14 %
ECHANGEUR	Présence d'un échangeur à moins de 1000 m [#]	1159,10	-35,18	-2,95 %
GHF	Présence d'une halte-ferroviaire à moins de 1000 m [#]	1175,44	-18,84	-1,58 %
LNCOMM	log(distance au plus proche pôle commercial +100 mètres)	1190,15	-4,13	-0,35 %
LNAERO	log(distance à l'aéroport +100 mètres)	1195,19	0,90	+0,08 %
Variables contextuelles				
A02	Année de transaction 2002 [#] (réf. 2006)	901,18	-293,11	-24,54 %
A08	Année de transaction 2008 [#]	1121,14	-73,14	-6,12 %
GO_MENS et GO_LNCENTRE	Hausse mensuelle du prix du gazole supérieure ou égale à 3 %*log(distance au centre principal)	1170,70	-23,59	-1,97 %
ZUS	Localisation dans une ZUS [#]	1101,25	-93,03	-7,79 %
CONTZUS	Localisation dans un IRIS contigu à une ZUS [#]	1127,66	-66,62	-5,58 %
CUCS	Localisation dans un CUCS [#]	1127,89	-66,40	-5,56 %
TXSTABLES	Part des occupants de 5 ans et plus dans l'IRIS	1193,33	-0,96	-0,08 %
Variables de qualité environnementale				
BRUITMOYEN	Bruit moyen sur 24 heures + 1 dBA	1191,54	-2,74	-0,23 %

[#]1 si oui, 0 si non

LISTE DES TABLEAUX

TABLEAU A - Evolution de la mobilité quotidienne et du temps passé dans les déplacements locaux selon le type d'urbanisation et le lieu de résidence	5
TABLEAU B - Evolution des déplacements par motif	6
TABLEAU C – Répartition de la population, des surfaces artificialisées et des emplois selon le type d'espace à l'intérieur des aires urbaines en 2008 et évolution 1999-2008	7
TABLEAU D - Evolution des déplacements selon le mode de transport	10
TABLEAU 2.1 - Calibrage du modèle : valeurs retenues pour les variables exogènes et paramètres	94
TABLEAU 2.2 - Effets d'une politique optimale (N=250 000).....	96
TABLEAU 2.3 - Effets comparés de différents niveaux de péage (N=250 000).....	97
TABLEAU 3.1 - Statistiques descriptives pour l'échantillon des appartements	118
TABLEAU 3.2 - Résultats de l'estimation pour le logarithme du prix au m ² des appartements	127
TABLEAU 3.3 - Description des différents scénarios stratégiques et tests élaborés dans le cadre du projet Eval-PDU	143
TABLEAU 4.1 - Statistiques descriptives pour l'échantillon des maisons	159
TABLEAU 4.2 - Résultats de l'estimation pour le logarithme du prix au m ² des maisons	168

TABLEAU A2.1 - Effets d'un calibrage alternatif du modèle (variante 1 : N=50 000)	222
TABLEAU A2.2 - Effets d'un calibrage alternatif du modèle (variante 2 : N= 1 000 000)	223
TABLEAU A3.1 - Résultats des estimations par le maximum de vraisemblance en fonction de alpha (modèle SEM, appartements)	224
TABLEAU A3.2 - Résultats comparés des estimations MCO, SEM et SAR (appartements)	225
TABLEAU A3.3 - Résultats économétriques détaillés (1/2) (variable dépendante : logarithme du prix au m ² , appartements)	226
TABLEAU A3.4 - Effets marginaux des variables explicatives sur le prix au m ² des appartements au point moyen de l'échantillon	228
TABLEAU A3.5 - Estimation MCO sans la variable 'logarithme du revenu médian dans l'IRIS' (appartements)	229
TABLEAU A4.1 - Modèles MCO alternatifs au modèle de référence (maisons, 1/2)	233
TABLEAU A4.2 - Effets marginaux des variables explicatives sur le prix au m ² des maisons au point moyen de l'échantillon	235

LISTE DES FIGURES

FIGURE A - <i>Discordance spatiale de l'emploi et de l'habitat en Pays de la Loire, en 2006 (en %)</i>	7
FIGURE B - <i>Une dynamique périurbaine plus marquée en Pays de la Loire qu'au niveau national. Source : INSEE (2010)</i>	9
FIGURE C - <i>Rapport de compatibilité entre les documents de planification</i>	11
FIGURE 1.1 - <i>Courbe de rente foncière de von Thünen</i>	22
FIGURE 1.2 - <i>Programme du ménage : cas d'une fonction d'utilité Cobb-Douglas</i>	28
FIGURE 1.3 - <i>Courbe de rente foncière unitaire : cas d'une seule classe de revenus</i> ..	29
FIGURE 1.4 - <i>Courbe de rente foncière unitaire : cas de deux classes de revenus</i>	33
FIGURE 1.5a - <i>Représentation de la ville circulaire</i>	35
FIGURE 1.5b - <i>Représentation de la ville linéaire</i>	36
FIGURE 1.5c - <i>Représentation de la ville linéaire avec centre des emplois étalé</i>	38
FIGURE 1.6a - <i>La configuration urbaine monocentrique (adapté de Fujita et Thisse, 2003, p.248)</i>	54
FIGURE 1.6b - <i>La configuration urbaine incomplètement intégrée (adapté de Fujita et Thisse, 2003, p.250)</i>	54
FIGURE 1.6c - <i>La configuration urbaine complètement intégrée (adapté de Fujita et Thisse, 2003, p.249)</i>	55
FIGURE 2.1 - <i>La ville monocentrique linéaire à centre endogène</i>	70
FIGURE 2.2 - <i>Courbe de rente foncière unitaire (ménages seuls)</i>	74
FIGURE 2.3 - <i>Courbe de rente foncière unitaire (ménages et firmes)</i>	80
FIGURE 3.1 - <i>Localisation des transactions d'appartements à Nantes Métropole en 2002, 2006 et 2008</i>	119
FIGURE 3.2 - <i>Prix des appartements échangés à Nantes Métropole (en euros déflatés, trois années de transaction)</i>	120
FIGURE 3.3 - <i>Prix au m² des appartements échangés à Nantes Métropole (en euros déflatés, trois années de transaction)</i>	120
FIGURE 3.4 - <i>Localisation des appartements échangés selon le prix au m²</i>	121
FIGURE 3.5 - <i>Localisation des appartements et distance aux transports collectifs</i> ...	123
FIGURE 3.6 - <i>Niveaux d'exposition 2008 au bruit multi-sources (routier, ferroviaire et aérien) sur 24 heures (Lden)</i>	125
FIGURE 3.7 - <i>Evolution des concentrations annuelles de NO₂ sur des sites urbains de fond (a) et sur des sites trafic (b) dans les agglomérations françaises de 2000 à 2010</i>	126

FIGURE 3.8 - Elasticité du prix au m ² (a) et prix au m ² en euros des appartements (b), par rapport à leur surface habitable en m ²	130
FIGURE 3.9 - Variations du prix m ² dues à la proximité d'un arrêt de bus à moins de 100 m (a) ou de tram à moins de 300 m (b), par rapport à un appartement moyen sans bus ni tram à proximité.....	135
FIGURE 3.10 - Variation du prix au m ² due à la proximité d'un arrêt de bus à moins de 100 m et de tram à moins de 300 m, par rapport à un appartement moyen sans bus ni tram à proximité	136
FIGURE 4.1 - Localisations respectives sur le territoire de Nantes Métropole des maisons (a) et des appartements (b) échangés en 2002, 2006 et 2008	160
FIGURE 4.2 - Prix des maisons échangées à Nantes Métropole (en euros déflatés, trois années de transaction).....	161
FIGURE 4.3 - Prix au m ² des maisons échangées à Nantes Métropole (en euros déflatés, trois années de transaction).....	161
FIGURE 4.4 - Relation entre la distance au centre en mètres (en abscisses) et le prix au m ² des maisons en euros constants (en ordonnées).....	163
FIGURE 4.5 - Localisation des deux centres des emplois secondaires : à l'ouest, Atlantis ; à l'est, la Route de Paris.....	165
FIGURE 4.6 - Prix au m ² en euros estimé en fonction de la distance au centre	175
FIGURE 4.7 - Comparaison des gradients de prix immobiliers résultant de l'éloignement respectif du centre des emplois principal (CBD) et du plus proche centre des emplois secondaire (subcenter).....	177
FIGURE 4.8 - Surcote ou décote des maisons due à une hausse mensuelle du prix du gazole supérieure ou égale à 3 % (en %, par rapport à leur valeur si hausse mensuelle inférieure à 3 % ou baisse).....	184
FIGURE 4.9 - Prix comparés au m ² des maisons en fonction de la distance au centre, avec et sans hausse mensuelle du gazole supérieure ou égale à 3 %	185
FIGURE A2.1 - Effet d'un calibrage alternatif de alpha (a) et beta (b) sur la valeur optimale de (t+tau).....	219
FIGURE A2.2 - Effet d'un calibrage alternatif de delta (a) et gamma (b) sur la valeur optimale de (t+tau).....	219
FIGURE A2.3 - Effet d'un calibrage alternatif de k sur la valeur optimale de (t+tau)	220
FIGURE A2.4 - Effet d'un calibrage alternatif de lambda (a) et rho (b) sur le niveau des économies d'agglomération, avant (courbe inférieure) et après (courbe supérieure) mise en place de la taxe optimale	221
FIGURE A3.1 - Evolution de la log-vraisemblance maximale en fonction de alpha (modèle SEM, appartements)	224

TABLE DES MATIERES

INTRODUCTION GÉNÉRALE.....	1
-----------------------------------	----------

CHAPITRE 1/ DES DÉTERMINANTS DE LA MOBILITÉ DES MÉNAGES À LA FORMATION DES AGGLOMÉRATIONS DANS UN CONTEXTE DE POLLUTION

Introduction	19
1.1. Le cadre analytique	21
1.1.1. Le modèle de base : de Von Thünen à Alonso	21
1.1.2. Portée et limites des modèles de localisation des ménages	34
1.2. Les déterminants de la localisation des agents économiques	39
1.2.1. Les déterminants de la localisation des ménages	39
1.2.2. Les déterminants de la localisation des firmes	45
1.3. Les formes urbaines : différentes configurations d'équilibre	50
1.3.1. Economies d'agglomération et configurations urbaines d'équilibre	51
1.3.2. Agir sur la forme urbaine en modifiant les coûts de déplacement ...	56
Conclusion du chapitre 1	61

CHAPITRE 2/ EXTERNALITÉ DE POLLUTION VERSUS ÉCONOMIES D'AGGLOMÉRATION : LE PÉAGE URBAIN, UN INSTRUMENT ENVIRONNEMENTAL ADAPTÉ ?

Introduction	65
2.1. L'équilibre du modèle avec économies d'agglomération, sans pollution.....	69
2.1.1. L'équilibre résidentiel des ménages	70
2.1.2. L'équilibre de production des firmes	75
2.1.3. L'équilibre du modèle sans pollution.....	78
2.2. La mise en place du péage urbain	85
2.2.1. L'équilibre avec pollution en situation de laisser-faire	85
2.2.2. L'équilibre avec écotaxe.....	88
2.2.3. Les effets de la mise en place du péage urbain	93
2.3. Application numérique	94
2.3.1. Calibrage du modèle.....	94
2.3.2. Les effets d'une taxe optimale.....	95
2.3.3. Les effets d'une taxe non optimale.....	97
Conclusion du chapitre 2.....	97

CHAPITRE 3/ PLANS DE DÉPLACEMENTS URBAINS ET CAPITALISATION IMMOBILIÈRE : LE CAS DES APPARTEMENTS DE L'AGGLOMÉRATION NANTAISE

Introduction	103
3.1. Le modèle économétrique.....	106
3.1.1. Le cadre d'analyse.....	106
3.1.2. Hétérogénéité et dépendance spatiale.....	108
3.1.3. L'estimation <i>stepwise</i>	114

3.2.	La base de données	117
3.2.1.	La variable expliquée	119
3.2.2.	Les caractéristiques de localisation et d'accessibilité	122
3.2.3.	Les caractéristiques socio-économiques.....	124
3.2.4.	Les caractéristiques de qualité environnementale	124
3.3.	Les résultats du modèle de référence	127
3.3.1.	Résultats d'ensemble	127
3.3.2.	Les effets des caractéristiques intrinsèques des logements	129
3.3.3.	Les effets des variables de localisation et d'accessibilité.....	131
3.3.4.	Les effets des variables contextuelles.....	137
3.3.5.	Les effets des variables de qualité environnementale	139
3.4.	Les résultats des scénarios	141
3.4.1.	L'approche par les scénarios	141
3.4.2.	Les effets des scénarios	143
3.4.3.	Calculs sur l'ensemble de l'échantillon.....	146
	Conclusion du chapitre 3.....	148

CHAPITRE 4/ ACCESSIBILITÉ ET PRIX DES MAISONS À NANTES : LA FORME URBAINE MONOCENTRIQUE REMISE EN CAUSE ?..... 151

	Introduction	153
4.1.	Le modèle	156
4.1.1.	Le cadre d'analyse.....	156
4.1.2.	L'estimation <i>SEM</i>	157
4.2.	La base de données	159
4.2.1.	Les caractéristiques communes aux échantillons des appartements et des maisons	160
4.2.2.	Les variables d'accessibilité construites pour l'échantillon des maisons	162
4.3.	Les résultats du modèle <i>SEM</i>	167
4.3.1.	Résultats d'ensemble	167
4.3.2.	Les effets des caractéristiques intrinsèques	172
4.3.3.	Les effets des variables de localisation et d'accessibilité.....	173
4.3.4.	Les effets des variables contextuelles.....	182
4.3.5.	Les effets des variables de qualité environnementale	187
	Conclusion du chapitre 4.....	188

CONCLUSION GÉNÉRALE..... 191

BIBLIOGRAPHIE 201

ANNEXES 213

LISTE DES TABLEAUX 237

LISTE DES FIGURES..... 239

TABLE DES MATIERES 241

Thèse de Doctorat

Rémy Le Boennec

Les mobilités urbaines : quelles interactions entre déplacements durables et ville compacte ?

Résumé

Cette thèse s'intéresse aux déplacements domicile-travail en milieu urbain. Nous rappelons le mécanisme d'enchères à la Alonso déterminant les localisations respectives des ménages et des firmes qui façonnent la ville mono- ou polycentrique (Chapitre 1). Dans le chapitre 2, nous adaptons un modèle d'économie urbaine à centre endogène. L'externalité de pollution générée par les déplacements automobiles des ménages est internalisée par la mise en place d'un péage urbain par le régulateur local. Nous montrons que cet instrument environnemental atteint son objectif de dépollution tout en jugulant l'étalement urbain. Les économies d'agglomération dont bénéficient les firmes sont même renforcées. Les chapitres 3 et 4 empruntent une approche empirique. Dans le chapitre 3, nous menons une étude hédonique qui met en avant les effets des Plans de Déplacements Urbains sur la capitalisation immobilière résidentielle. L'accessibilité aux transports collectifs urbains joue un rôle positif sur le prix des appartements à Nantes, de façon contrastée toutefois selon la situation géographique. Dans le quatrième et dernier chapitre, nous estimons le prix des maisons échangées à Nantes par un *Spatial Error Model* (SEM). Un choc exogène sur le prix du carburant entraînerait une modification du gradient de prix immobiliers favorable à des localisations résidentielles plus centrales.

Mots clés : accessibilité, déplacements, étalement urbain, externalités, péage urbain

Classification JEL : C21, H23, Q51, R31, R48

Abstract

This thesis deals with commuting trips in an urban context. We remind the bid-rent mechanism à la Alonso that determines the respective locations of households and firms; these ones model, depending on the level of commuting costs, the mono- or polycentric city (Chapter 1). In chapter 2, we adapt an urban economic model with an endogenous center. The pollution externality generated by households' commuting trips by car is internalized through an urban toll implemented by the local planner. We show that this environmental instrument achieves its pollution abatement goal while stemming urban sprawl. The agglomeration economies the firms take advantage of are even strengthened. Chapters 3 and 4 are empirical. In chapter 3, we conduct a hedonic study to emphasize the effects of Urban Transport Policies on residential real-estate capitalization. Accessibility to urban public transport plays a positive role on the apartments' price in Nantes, yet in a contrasted manner depending on the geographic situation. In the fourth and last chapter, we estimate the price of exchanged houses in Nantes using a *Spatial Error Model* (SEM). An exogenous shock on oil price would lead to a change in the real-estate price gradient that would be favorable to more central residential location places.

Keywords: accessibility, commuting trips, externalities, urban sprawl, urban toll

JEL Classification: C21, H23, Q51, R31, R48