



HAL
open science

Transport en commun et valorisation immobilière : application au cas de l'agglomération de Fès

Youssef Tachfine, Ahmed Rhellou

► To cite this version:

Youssef Tachfine, Ahmed Rhellou. Transport en commun et valorisation immobilière : application au cas de l'agglomération de Fès. Les Cahiers Scientifiques du Transport / Scientific Papers in Transportation, 2012, 62 | 2012, pp.85-110. 10.46298/cst.12122 . hal-04153088

HAL Id: hal-04153088

<https://hal.science/hal-04153088v1>

Submitted on 6 Jul 2023

HAL is a multi-disciplinary open access archive for the deposit and dissemination of scientific research documents, whether they are published or not. The documents may come from teaching and research institutions in France or abroad, or from public or private research centers.

L'archive ouverte pluridisciplinaire **HAL**, est destinée au dépôt et à la diffusion de documents scientifiques de niveau recherche, publiés ou non, émanant des établissements d'enseignement et de recherche français ou étrangers, des laboratoires publics ou privés.



Distributed under a Creative Commons Attribution - NonCommercial - ShareAlike 4.0 International License

TRANSPORT EN COMMUN ET VALORISATION IMMOBILIÈRE : APPLICATION AU CAS DE L'AGGLOMÉRATION DE FÈS

YOUSSEF TACHFINE, AHMED RHELLOU

FACULTÉ DES SCIENCES JURIDIQUES ECONOMIQUES ET SOCIALES
UNIVERSITÉ IBN ZOHR (AGADIR)

1. INTRODUCTION

Dans la période de l'après-guerre et grâce à la forte croissance économique, l'automobile a connu un essor considérable dans la plupart des grandes villes de pays «développés». La croissance de la mobilité et de la vitesse de déplacement, portée par la réalisation d'importants réseaux routiers, a encouragé le mouvement de localisation des ménages et entreprises dans les espaces périurbains moins denses, ce qui en retour renforça le besoin de possession et d'utilisation de la voiture particulière. Mais ce cercle vicieux (POUYANNE, 2004) entraîna d'importants coûts pour les collectivités territoriales : congestion des centres urbains, croissance de la consommation énergétique, surcoûts de l'urbanisation éparpillée, crise des transports publics, etc.

Il s'en suivit un renouvellement de la planification urbaine dans ces villes à partir de la fin des années 1980 dans le but de mieux maîtriser l'évolution de l'espace urbain et son usage.

Ce renouvellement s'est concrétisé d'une part par l'adoption de concepts et modèles tels que « le développement urbain durable » (CAMAGNI, GIBELLI, 1997), « la mobilité durable » (encouragement des modes doux de déplacement, limitation du rôle de la voiture particulière, etc.) ou « la ville compacte ». Cette dernière s'affirme comme la forme dense, économe du sol urbain et à urbanisation continue (POUYANNE, 2004). D'autre part, on assistait à l'intégration de politiques de transport et d'urbanisme basées essentiellement sur les réseaux de transport collectif. Ces politiques ont donné lieu à des applications diverses telles que le « développement orienté par les transports en commun » aux États-Unis, la politique « ABC » aux Pays-Bas de localisation des entreprises en fonction du besoin d'accessibilité en transport collectif ou bien le « plan en doigts » de la ville de Copenhague au Danemark. Ce dernier a pour objet de favoriser le développement urbain à proximité des gares et des voies ferrées de banlieue (NOËL, HUCHETTE, 2001).

Par contre, dans les villes des « pays en développement », surtout africaines, on assiste généralement à des conditions de déplacement difficiles et à une crise des transports publics. En même temps, la population urbaine et le besoin de mobilité y sont en croissance rapide (VARNAISON-REVOLLE et alii, 2008). Le problème crucial consiste en l'absence de stratégies cohérentes de long terme en matière de déplacements urbains et en la désarticulation entre l'aménagement urbain et les transports.

Dans la ville de Fès, troisième ville du Maroc avec plus d'un million d'habitants actuellement, et faute d'une véritable stratégie de développement urbain, le transport collectif (essentiellement en bus ordinaires) est réduit à sa fonction classique de simple moyen de déplacement. Il a toujours su jouer un rôle économique et social très important pour la population de la ville. De plus, la régie responsable de sa gestion (Régie Autonome de Transport Urbain de Fès ou RATUF, créée en 1971) a enregistré des performances très intéressantes en matière d'offre, lui permettant d'être à une certaine époque l'une des meilleures entreprises de transport public en Afrique¹.

En dépit de son rôle déterminant, le transport collectif reste le parent pauvre dans les choix d'aménagement de l'agglomération (AMEUR, 1996). Au lieu d'être un moyen de maîtrise de la croissance urbaine, à laquelle se posent d'importants défis présents et futurs (prolifération de l'habitat non réglementaire, montée de la voiture particulière, congestion routière très marquée, etc.), celui-ci subit les avatars d'une urbanisation éclatée. Ainsi, sa gestion se fait de plus en plus difficilement (voir les données de 2004 sur le Tableau 1).

Notre étude se base sur l'analyse de choix micro-économiques. Elle a pour objectif de voir si le transport collectif peut être considéré effectivement comme un facteur déterminant de la localisation résidentielle des ménages

¹ Cela est bien montré sur le Tableau 1 entre 1986 et 1994.

dans la ville de Fès. Il s'agit essentiellement d'évaluer sa contribution à la valorisation du sol urbain. La présente étude s'écarte ainsi des études « traditionnelles », assez nombreuses, portant sur la satisfaction de la population urbaine vis-à-vis de ce service. Ces dernières montrent généralement que leur niveau de satisfaction est faible vu la crise actuelle des transports publics.

*Tableau 1 : Offre de transport en bus de la RATUF
et croissance urbaine à Fès*

Années	1986	1994	2004
Population urbaine (habitants)	532 000	772 184	951 871
Population desservie	550 000	788 834	975 805
Superficie du périmètre urbain (hectares)	6 550	9 308	10 080
Nombre de km-bus/ Population desservie (20,5 à Toulouse en 2001-2003)	16,5	22,8	12,02
Nombre de km-bus/Superficie (2.065 à Curitiba en 1990 ; 1.847 à Angers aggro. en 2001-2003)	1.389	1.934	1.164
Longueur du réseau (km)	180	320	420
Longueur du réseau/ Superficie (km de longueur par km ²) (9,08 à Angers en 2001-2003 ; seulement 0,9 à Dakar en 1989)	2,74	3,44	4,16
Longueur du réseau/Population (km de long./10 000 hab.) (16,08 à Angers en 2001-2003 ; seulement 2,5 à Dakar en 1989)	3,38	4,14	4,41
Parc total (nombre de bus)	161	274	248
Parc circulant	103	193	170
Nombre d'habitants par bus (norme internationale : 2 000 habitants/bus)	3 304	2 818	3 838
Age moyen des bus (années)	4	7	10
Vitesse commerciale moyenne (km/heure) (13,2 km/h à Strasbourg en 1998 ; 22,4 à Curitiba en 2000)	---	---	19,5 (2005)

Source : Statistiques de la RATUF et de l'Union des Transports Publics

La démarche poursuivie consiste à appliquer la méthode des prix hédoniques à l'analyse des choix résidentiels des ménages. Cette dernière permet de révéler indirectement (dans un contexte concurrentiel) ces choix à travers les prix implicites qu'ils accordent aux différents facteurs de localisation résidentielle et qui composent la valeur de l'immobilier urbain.

Après avoir présenté les modèles expliquant les déterminants de choix de localisation résidentielle des ménages ainsi que la méthode des prix hédoniques, nous donnerons ensuite une revue de littérature sur la question posée. Enfin, nous montrerons la démarche et les résultats de notre modélisation économétrique de la fonction hédonique du marché immobilier portant sur la ville de Fès.

2. APPROCHE THÉORIQUE

2.1. LES MODÈLES DE LOCALISATION RÉSIDENTIELLE

Le modèle d'ALONSO (1964) apparaît comme le point de départ de la détermination des variables qui expliquent la localisation des ménages. Ces

derniers réalisent un arbitrage entre un bien composite et la taille de logement en fonction de leurs revenus et de leurs préférences (représentées par leurs fonctions d'utilité). Les localisations ne se distinguent que par la distance vis-à-vis du centre. L'existence d'un gradient négatif d'offre de rente permet que des ménages s'établissent du centre de l'espace jusqu'à sa périphérie en compensant les coûts de transport croissants avec la distance par rapport au centre. Cette dernière s'avère un des déterminants micro-économiques du choix de localisation des ménages. Ainsi la taille du logement et le paramètre de distance ressortent dans ce modèle comme des variables expliquant les prix des logements (BECKERICH, 2000).

Mais le modèle de base d'ALONSO demeure trop réducteur pour saisir le comportement des ménages lorsqu'ils décident de résider quelque part. En effet, l'hypothèse d'isotropie de l'espace (les localisations sont toutes semblables dans l'espace) n'est pas compatible avec des espaces urbains complexes, aussi bien dans les activités et les populations abritées que dans l'aménagement des espaces privés et publics. Aussi, les caractéristiques des localisations varient-elles en fonction de leur situation dans l'espace. Cela revient à modifier l'arbitrage des ménages et à le compléter par d'autres attributs qui interviennent dans la fonction d'utilité des ménages. Elle s'accompagne ainsi d'une sophistication de la spécification des coûts de transport (WINGO, 1961) (par la prise en compte d'un coût de transport généralisé faisant intervenir le temps de déplacement) et de la prise en compte de l'existence d'espaces polycentriques. Cette meilleure spécification de l'espace vise à expliquer pourquoi le gradient de rente offerte n'est pas forcément décroissant avec la distance au centre. Ce dernier peut croître en certains points notamment en raison des transports et des coûts qu'ils génèrent pour certains ménages.

D'autres facteurs interviennent dans cette remise en cause de l'homogénéité de la rente pour tous les logements situés à la même distance au centre. En effet, au-delà des seuls coûts de transport variant d'un lieu à un autre, chaque localisation peut être définie par une série d'attributs (PAPAGEORGIU, 1990). Ces attributs peuvent concerner des éléments de l'environnement, les effets externes présents, etc. Ils sont constitués des aménités positives ou négatives, intervenant dans les choix résidentiels des ménages (FUJITA, 1989).

L'existence de biens publics locaux peut également être introduite dans l'analyse par l'intermédiaire des attributs de lieux et des aménités (BECKERICH, 2000). Les biens publics locaux se caractérisent par le fait que leur consommation est appréhendée parfois comme des effets externes participant à la différenciation des localisations dans l'espace et des rentes offertes. L'offre de bien public local peut alors modifier les aménités ou l'accessibilité de certaines localisations. Aussi, les ménages vont-ils changer les fonctions d'enchère correspondant à ces localisations pour répondre à ces modifications. Indirectement, ils révèlent par leur fonction d'enchère leurs préférences pour les biens publics locaux.

BECKERICH (1999) illustre ces arbitrages en prenant l'exemple des transports, en particulier la création d'une nouvelle ligne de métro. Celle-ci contribue à modifier l'accessibilité des localisations alentour. Les coûts de transport diminuant, le revenu net pour la consommation du bien composite et pour le logement est plus important. Cela conduit les ménages, pour un niveau d'utilité constant, à proposer une enchère supérieure. Cette modification d'enchère illustre l'existence d'une certaine révélation des préférences pour ce bien public local. Ainsi, un logement à proximité de la station de métro devrait avoir une valeur supérieure après la création de cette nouvelle offre de transport (si des phénomènes d'anticipation n'existent pas). Cette analyse diachronique permet d'étudier la capitalisation dans les valeurs immobilières résidentielles de cette nouvelle offre de bien public local. De plus, la capitalisation peut être mesurée, en comparant la valeur des biens immobiliers résidentiels. Ainsi, pour deux biens fonciers identiques, leur prix est tributaire du degré d'accessibilité aux dits biens.

2.2. LA MÉTHODE DES PRIX HÉDONIQUES

Basée sur une théorie explicative de la formation des prix des biens immobiliers, la méthode des prix hédoniques permet de confronter à la réalité les modèles de localisation résidentielle.

La méthode des prix hédonistes a pour objet de révéler les prix implicites des différents attributs d'un bien hétérogène à partir de son prix global. L'hypothèse de base de cette méthode est que le prix des biens différenciés (comme le logement) dépend directement des caractéristiques intrinsèques du bien et des services qu'il procure.

En fait, deux objectifs sont associés à cette méthode et correspondent aux deux étapes de sa mise en œuvre² (ROSEN, 1974).

La première étape a pour but d'analyser statistiquement les déterminants du prix du bien étudié. La fonction des prix hédoniques est obtenue en régressant le prix du bien sur l'ensemble des caractéristiques le décrivant.

En notant ce prix P_h et $Z = (z_1, z_2, \dots, z_i, \dots, z_n)$ la liste des caractéristiques, notre fonction s'écrit: $P_h = P_h(Z) + \varepsilon$ (ε représente le résidu du modèle captant les caractéristiques oubliées). La contribution de chacune des caractéristiques (comme la proximité d'une infrastructure de transport en commun) au prix du bien est alors évaluée par son prix marginal : $P_i = \partial P_h / \partial z_i$.

Aucune indication théorique ne vient contraindre le choix de la forme mathématique de la fonction de prix hédoniques. Parmi les formes simples, présentant l'intérêt d'être aisément interprétables, la forme semi-logarithmi-

² Cette présentation de la méthode des prix hédoniques est notamment inspirée de FABUREL et MALEYRE (2006). Pour une présentation détaillée des fondements microéconomiques de la méthode, on peut consulter par exemple DEYMIER (2005).

que conduit souvent aux meilleurs résultats (FABUREL, MALEYRE, 2006).

Par construction, cette fonction de prix résulte de la confrontation, sur le marché, de l'ensemble des offres et des demandes individuelles qui s'y expriment, et représente un équilibre de marché (ROSEN, 1974). Il est donc possible d'identifier les comportements d'offre et de demande sous-jacents à la fonction de prix observée.

Pratiquement, il s'agit de rapprocher les prix marginaux issus de la première étape des caractéristiques des agents, offreurs ou demandeurs sur le marché du bien étudié. Les fonctions obtenues, généralement présentées sous la forme inverse, sont les fonctions d'enchère ou de consentement à payer (côté demande) et les fonctions d'acceptation (côté offre). Rarement mise en œuvre (FABUREL, MALEYRE, 2006), cette seconde étape permettrait notamment de calculer les variations de bien-être individuel associées à la modification d'une caractéristique du logement. L'évaluation du « coût » ou du « bénéfice social » est alors obtenue par agrégation des consentements à payer sur l'échantillon observé. Notre travail, dont l'objectif est d'évaluer l'appréciation (ou la dépréciation) induite par le transport en commun dans la stratégie de localisation des ménages, se limitera à la première étape.

Selon BECKERICH (2000 : 131), « *la méthode des prix hédoniques constitue un outil indispensable à l'étude des impacts d'une modification d'attributs de biens différenciés et à la valorisation des caractéristiques des biens différenciés pour lesquels il n'existe pas de marché. Or, les biens immobiliers sont par nature des biens différenciés. De plus, les politiques publiques et les décisions privées peuvent modifier leur voisinage, donc les attributs de chaque logement, provoquant ainsi une modification des prix des biens immobiliers et des prix hédoniques des caractéristiques* ». Cependant, l'auteur signale qu'il est nécessaire de satisfaire à un certain nombre d'hypothèses avant de passer au test empirique de la méthode des prix hédoniques. Les plus importantes d'entre elles concernent la perception des ménages des variations dans la qualité des caractéristiques des biens différenciés et l'équilibre du marché immobilier. En outre, la fonction des prix hédoniques doit contenir les variables existant dans la fonction d'utilité des ménages.

3. UNE REVUE DE LITTÉRATURE

Diverses études se sont concentrées sur les facteurs d'accessibilité et les effets de voisinage qui influencent de manière complexe les valeurs foncières et immobilières. Pour le facteur de transport en commun, on a étudié la relation entre le prix des propriétés résidentielles et commerciales d'une part et les équipements et infrastructures d'autre part sous plusieurs angles. Toutefois, si la majorité des études se concentrent sur les systèmes sur rail (Métro, train de banlieue, *Light Rail Transit System*, *Bay Area Rapid Transit System*, etc.), peu d'auteurs se sont attardés sur l'impact des réseaux d'autobus

(DIB, 2005).

A ce sujet, la littérature met en évidence l'existence de deux types d'effets agissant souvent de manière contradictoire : l'effet d'accessibilité et l'effet de proximité (DIB, 2005). La notion d'accessibilité est relative à la capacité d'un individu à accéder, à partir d'un site précis, aux activités et aux services situés dans un secteur particulier. L'accessibilité est influencée d'une part par la qualité du système de transport et d'autre part par la distance au sein de l'espace urbain. Ainsi, une accessibilité accrue aux activités dans cet espace, via le transport collectif, se traduirait éventuellement par une hausse des valeurs des propriétés résidentielles et/ou commerciales du quartier bénéficiant de cet avantage (CERVERO, DUNCAN, 2002 ; THÉRIAULT et alii, 2003). Par contre, dans la mesure où la présence des équipements et infrastructures serait perçue comme une nuisance (bruit, pollution, risque d'accidents), une trop grande proximité à ces derniers pourrait être préjudiciable aux prix de vente des biens immobiliers (LANDIS et alii, 1994 ; THÉRIAULT et alii, 2004).

Les recherches confirment, en effet, que le transport collectif ferroviaire joue un rôle important dans la variation des valeurs immobilières. Les effets pouvant se répercuter sur le prix de vente des résidences jusqu'à 1 000 mètres des stations (DIAZ, 1999 ; VESSALI, 1996 ; RICS POLICY UNIT, 2002). Une revue de littérature, réalisée par PRICE WATERHOUSE COOPERS (2001), conclut qu'il existe, d'une part, une relation positive entre la valeur des propriétés et la localisation des stations de trains et, d'autre part, un impact négatif potentiel sur les résidences unifamiliales situées le long d'un système rapide sur rail due aux nuisances (bruit, vibration). D'une manière générale, les études recensées dans ce rapport observent un impact positif (hausse de 0 à 5 %) sur les prix des résidences unifamiliales qui bénéficient de la proximité des stations. Toutefois, en raison des nuisances qu'elles occasionnent, les propriétés adjacentes aux lignes de transport collectif ferroviaire ont subi une baisse de valeur pouvant atteindre entre 5 et 10 % (DIB, 2005).

A Philadelphie, aux Etats-Unis, VOITH (1993) a trouvé que les résidences situées à proximité du *Lindenworld Line* se sont vendues avec une prime de +6,4 % (observations de 1970 à 1988). En Californie, LANDIS et alii (1994) distinguent les bénéfices liés aux systèmes sur rail selon les divers types de transport collectif ferroviaire desservant la baie de San Francisco : les systèmes légers sur rail (LRT), le train de banlieue (CalTrain) reliant le centre-ville au centre de San Jose et le système ferroviaire rapide (*Heavy Rail System*, BART). Basés sur les ventes de 1990 dans les différentes localités de la péninsule de San Francisco, les auteurs ont trouvé que le transport collectif sur rail a un impact positif sur la valeur des résidences, le système ferroviaire rapide BART procurant les plus grands bénéfices. Dans le cas du train de banlieue et du LRT de Santa Clara, ils ont observé que les résidences unifamiliales situées à 300 m ou moins de la ligne ferroviaire se vendent avec un escompte en raison des externalités négatives liées à une trop grande

proximité. Les résultats corroborent également l'idée que l'internalisation des bénéfices associés au transport collectif dépend de plusieurs facteurs notamment la qualité du service, c'est-à-dire la rapidité et la fiabilité de ce dernier³.

Dans l'ensemble, très peu de recherches ont abordé la question de la plus-value foncière ou immobilière en regard de l'implantation ou de l'amélioration d'un service d'autobus.

BARKER (1998) a exploré l'impact du réseau d'autobus sur les prix des propriétés dans le comté de Bexar au Texas (Etats-Unis). L'auteur estime que si le système d'autobus a un effet significatif sur la valeur des propriétés, la direction et l'ampleur de l'impact dépend du type de propriété sur laquelle s'exerce cette externalité.

BECKERICH (2000) a appliqué la méthode des prix hédoniques pour étudier la capitalisation immobilière de l'aménagement public urbain représenté par des variables de transport comme le trafic bus, le stationnement de part et d'autre de l'immeuble et la proximité d'une station métro. L'étude a concerné une population statistique de 1 499 transactions immobilières portant sur les logements collectifs dits anciens dans le territoire de la commune de Lyon (France). Les résultats de la régression hédonique (R^2 ajusté = 0.773) indiquent que, toutes choses égales par ailleurs, la présence de stationnement bilatéral entraîne une augmentation du prix du logement de 6,18 %. Le passage de plus de 500 bus par jour au pied de l'immeuble conduit à une baisse du prix du logement de 18,94 % (l'impact se limitant aux logements riverains). Enfin, la proximité des stations de métro a un impact valorisant positif d'environ 8,44 % (l'impact est limité aux logements situés à moins de 150m de la station). Ainsi, un trafic important de bus constitue une source de nuisance pour les logements riverains tandis que la proximité au métro est perçue comme bénéfique par les ménages étudiés.

DIB (2005) cherche à déterminer dans quelle mesure le service METROBUS introduit en 1992 dans la ville du Québec au Canada influence la variation des prix de vente des propriétés résidentielles unifamiliales. Le service METROBUS, instauré à côté du réseau d'autobus conventionnel, bénéficie d'une voie réservée sur la majorité du parcours, d'une grande rapidité et fiabilité. En plus il est doté du service « METROBUS Plus » distribuant des véhicules additionnels (« doubleurs ») sur les portions du parcours lorsque la demande y est particulièrement élevée. L'étude empirique est menée sur les résidences unifamiliales ayant fait l'objet d'un achat et d'au moins une vente entre 1986 et 2004 (l'échantillon comprend 11 422 transactions achat-vente). L'auteur tente de comprendre l'impact sur les résidences lorsqu'un

³ Cela confirme ce que BECKERICH (2000) a indiqué dans sa thèse à propos de la valorisation dans les prix immobiliers des gains d'accessibilité et des aménités de l'offre de transport et non des dépenses générées par la création de cette dernière.

changement dans l'accessibilité au transport collectif survient. Elle a adopté une approche spatio-temporelle combinant les avantages du modèle hédonique avec l'approche achat-revente. Les résultats suggèrent clairement que les habitations situées à proximité du METROBUS se vendent avec une plus-value significative pourvu que les résidents puissent bénéficier d'un service intensif, combinant voies réservées et véhicules doubleurs en heures de pointe. C'est le cas des quartiers centraux où l'accès aux parcours à l'intérieur d'une distance de 500m constitue un réel bénéfice internalisé dans la valeur des habitations (ces dernières se vendent avec une prime d'accessibilité de +4,4 %). Mais partout où ce n'est pas le cas, et en particulier dans les zones périphériques où l'automobile demeure le mode de transport privilégié, l'arrivée du METROBUS exerce au contraire un effet à la baisse sur l'évolution des prix de vente des propriétés unifamiliales. Devant le manque relatif d'études analysant l'impact des réseaux d'autobus sur la valeur des propriétés résidentielles, la ville de Fès offre un bon terrain nord-africain pour l'examen de ces interactions entre transport et urbanisme.

4. MÉTHODOLOGIE ET DONNÉES

Avant d'estimer la fonction des prix hédoniques, il est utile de signaler les choix méthodologiques qui nous ont guidés afin d'élaborer la base de données nécessaires à la modélisation économétrique.

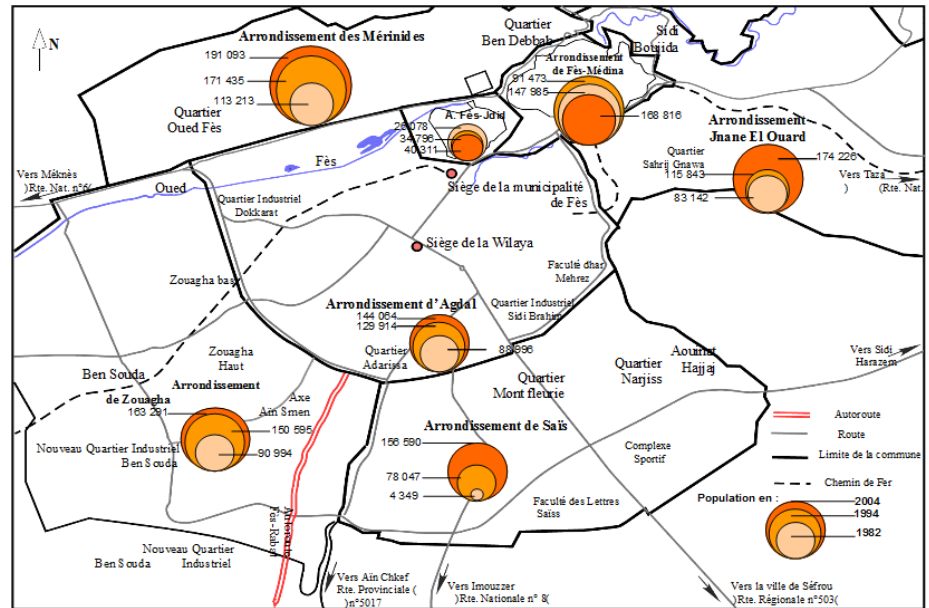
4.1. SPÉCIFICATION DU MARCHÉ DE LOGEMENT CHOISI ET DÉLIMITATION DE LA ZONE GÉOGRAPHIQUE D'ÉTUDE

En partant de l'hypothèse d'existence d'une segmentation du marché immobilier, nous avons d'abord subdivisé le marché du logement à Fès en six sous-marchés selon le type d'habitation : villa, appartement, maison marocaine, habitat sommaire, logement de type rural et autres types. Cette structure correspond à celle du parc de logement telle qu'elle est spécifiée lors du recensement général de la population et de l'habitat (R.G.P.H.) de 2004. Ensuite, notre choix a porté sur le marché de la maison marocaine et plus précisément sur le marché de la maison marocaine moderne (à l'opposé de la maison marocaine traditionnelle)⁴. La maison marocaine moderne constitue le type d'habitat majoritaire de la ville de Fès avec près de 56 % du nombre total de logements (OBSERVATOIRE NATIONAL DE L'HABITAT, 2004). D'autre part, la maison marocaine moderne constitue l'essentiel du parc de logement des cinq communes urbaines retenues pour notre étude, à savoir les communes ou arrondissements d'Agdal, de Zouagha, de Jnane El Ward, de Saïss et d'El

⁴ L'habitation de type marocaine est définie par l'Annuaire Statistique Marocain comme une construction destinée à l'habitation ne correspondant pas aux critères des immeubles et des villas. La maison marocaine moderne se définit comme une construction généralement en R+2 avec éventuellement une cour pour ventilation. Cette précision nous est fournie par la direction régionale de l'habitat et de l'urbanisme de la région de Fès-Boulemane.

Mariniyine (Carte 1). La municipalité de Fès-Jdid et l'arrondissement urbain de Fès-Médina (l'ancienne médina intra-muros) sont exclus de notre champ d'étude car ils constituent un tissu traditionnel ne permettant pas la pénétration de moyens de transport collectif et relevant d'un aménagement de l'espace public d'une époque ancienne.

Carte 1 : Les communes de la ville de Fès et leurs caractéristiques urbaines



Source : Plan Urbain de la ville de Fès de 2001, R.G.P.H. de 2004 et découpage administratif et communal de 2003. Carte dessinée par H. DBAB (Laboratoire de Cartographie, Faculté des Lettres Dhar Mahrez de Fès)

Il y a lieu d'observer que le segment de marché du logement choisi concerne les logements acquis par des particuliers à titre de résidence principale de type « maison marocaine moderne » et ce dans la période de 1998 à 2002. C'est une période qui reflète une certaine stabilité d'une part des prix des logements et d'autre part au niveau de la desserte et de la qualité du réseau bus de la ville. En effet, après 2002, les prix de logements ont connu une flambée exceptionnelle tandis que l'entreprise de transport public est entrée dans une grave crise financière⁵.

4.2. CONSTITUTION DE L'ÉCHANTILLON

Ce qui nous intéresse, ce sont les données au niveau « individuel ». Celles-ci concernent le prix de la transaction, les caractéristiques structurelles du loge-

⁵ Par exemple, le prix donné pour un logement en 2005 pourrait surestimer les dispositions à payer de certaines caractéristiques de ce dernier et en même temps sous estimer l'importance du transport en commun comme facteur de localisation résidentielle.

ment et les attributs de son espace environnant. Devant l'impossibilité de consultation de la « base de données » du service de l'enregistrement et des impôts sur les transactions immobilières survenues pendant une année d'une part et leur insuffisance quant à la connaissance de l'espace public et privé environnant les logements d'autre part, nous étions dans l'obligation d'effectuer notre propre enquête de terrain.

Lorsqu'il est possible d'avoir une base de sondage, c'est-à-dire la liste exhaustive des individus composant la population étudiée, on a recours normalement à des méthodes probabilistes de choix de l'échantillon. Mais vu l'impossibilité d'avoir une liste exhaustive des ménages ayant acquis leurs logements (de type maison marocaine moderne) entre 1998 et 2002, nous avons opté pour une méthode d'échantillonnage empirique. Il s'agit de la méthode des quotas où la structure de l'échantillon reproduit en pourcentage les différentes caractéristiques de la population à observer.

Notre échantillon se compose de 400 ménages enquêtés répartis sur les 5 communes urbaines déjà citées (Tableau 2). Nous avons essayé de traiter la plupart des disparités éventuelles en terme de caractéristiques socio-économiques des ménages d'une part (revenus, nombre d'enfants, moyens de déplacement, etc.) et d'autre part en terme de localisation géographique des logements dans le quartier (selon que l'unité se trouve sur l'avenue principale du quartier ou non, sa distance par rapport respectivement à l'une des principales routes structurantes de la ville, ou le centre-ville, etc.)⁶.

Tableau 2 : Répartition de l'échantillon des ménages fassis enquêtés, selon les zones d'étude et suivant le R.G.P.H. de 2004

Arrondissement urbain	Nombre de ménages	Nombre de ménages (habitant une maison marocaine)	Ménages propriétaires (parmi les précédents)	%	Nombre de ménages enquêtés
Agdal	32 740	10 608	6 534	8,5	34
Saïss	32 990	22 202	15 542	18,9	75
Jnan el Ward	32 618	24 659	16 793	21,9	88
Zouagha	31 433	24 203	16 700	21,7	87
El Marinyine	37 958	33 972	22 183	29,0	116
Total	167 739	115 644	76 752	100	400

5. ESTIMATION DE LA FONCTION DE PRIX HÉDONIQUES

Les 400 observations, issues de notre enquête-ménages, concernant les prix et les caractéristiques des logements vont maintenant servir à estimer la

⁶ L'enquête a été effectuée à l'été 2007. Les 100 premiers questionnaires ont donné de précieuses informations concernant la problématique étudiée (importance du transport collectif), de sorte que nous étions en fin de compte très satisfaits du nombre de 400 ménages sur lesquels portait l'enquête.

fonction des prix hédoniques sur le segment du marché immobilier choisi.

5.1. SPÉCIFICATION DE LA FONCTION DES PRIX HÉDONIQUES

À la suite de l'application de BECKERICH (2000) sur la capitalisation de l'offre de biens publics locaux, notre fonction de prix hédoniques, de type semi-logarithmique⁷, s'écrit comme suit :

$$\ln V = b + \alpha X + \beta U + \lambda L + \theta Z + \varepsilon$$

avec :

$\alpha, \beta, \lambda, \theta$ les paramètres à estimer,

V la variable à expliquer qui correspond au prix d'acquisition du logement sans prendre en compte ni les frais d'enregistrement ni les différentes taxes ou autres charges,

X un ensemble de caractéristiques structurelles du logement,

U les variables de localisation ou d'accessibilité,

L les caractéristiques de l'usage et de l'aménagement de l'espace public,

Z les aménités environnementales et sociales,

b la constante du modèle

et ε représentant les résidus du modèle.

Comme indiqué dans la partie théorique, les variables prises en compte pour notre test empirique sont issues des spécifications de la fonction d'utilité des ménages. Nous n'avons pas introduit dans notre modèle les caractéristiques de l'immeuble comme c'est le cas dans l'application de BECKERICH qui a étudié des logements collectifs dits anciens.

5.2. DÉFINITION DES VARIABLES DU MODÈLE

Dans un premier temps, nous avons étudié plusieurs applications de la méthode hédonique au marché immobilier (à l'étranger), ainsi que la synthèse de l'enquête réalisée en 2003 sur le parc logement au niveau de la ville de Fès (OBSERVATOIRE NATIONAL DE L'HABITAT, 2004). Ensuite, nous avons eu des entretiens avec des professionnels du secteur immobilier. Ainsi nous avons pu définir les variables pour notre test empirique. Elles sont au nombre de 22 (Tableau 3). Les informations données par les ménages à propos de ces variables sont relatives au moment de l'achat de leurs logements.

La superficie habitable est déclarée par le ménage sur la base du contrat de vente. Les variables de localisation ainsi que la proximité aux stations de bus sont mesurées sur le plan de la ville de 2001. Ce dernier nous est fourni par l'agence urbaine et de sauvegarde de la ville de Fès.

⁷ Comme nous l'avons déjà mentionné, la théorie économique ne donne pas d'indication sur la forme de cette fonction. Nous adoptons cette forme semi-logarithmique, à la suite de plusieurs auteurs, car elle présente l'avantage de la simplicité dans son exécution et dans l'interprétation des paramètres. Voir, entre autres, DECKER et alii (2005).

Tableau 3 : Liste des variables du modèle

Variable	Description	Signe attendu
Variable dépendante		
Ln Prix	Prix du logement (sous forme logarithmique népérienne)	
Variables explicatives		
<i>Bloc 1- les caractéristiques structurelles</i>		
Ln Superficie	Superficie habitable en m ² (sous forme logarithmique népérienne)	+
Age	Variable binaire prenant la valeur [1] si la date de construction du logement ne dépasse pas 5 ans (au moment de l'achat)	+
Etage	Variable binaire prenant la valeur [1] si le logement se situe en premier étage et [0] dans les autres cas.	+
Finition	Variable binaire prenant la valeur [1] si le niveau de finition du logement (façade, qualité de la cuisine, intérieur) est renseigné bon	+
Soleil –Vent	Variable binaire prenant la valeur [1] si l'unité jouit d'une bonne luminosité et ventilation en même temps de toutes les pièces	+
<i>Bloc 2- les variables d'accessibilité</i>		
Av-principale	Variable binaire prenant la valeur [1] lorsque l'unité se trouve sur une avenue principale du quartier, [0] si elle est plus à l'intérieur.	+
Dist –Rte	Distance en km à l'une des routes principales structurantes la plus proche (Route de Meknès, Route de Taza, Route de Sefrou, Route d'Immouzer, Route d'Aïn Chkef, Axe Bensouda- Zouagha, Axe Aïn Smen)	-
Dist –CV	Distance en km à vol d'oiseau entre la localisation et le centre –ville (place de la résistance)	-
<i>Bloc 3- les variables d'aménagement et de proximité des équipements « publics »</i>		
Prox- Ecole	Variable binaire prenant la valeur [1] lorsque le logement est renseigné en même temps proche d'une école primaire et à distance inférieure à 1km d'un collège du quartier	+
Voies	Variable binaire prenant la valeur [1] lorsque la largeur des voies au pied du bâtiment est supérieure à 6m (dans le lotissement résidentiel)	+
Espace –Jeu	Variable binaire prenant la valeur [1] s'il existe un espace de jeu pour enfants convenable au pied du bâtiment	+
Commerces	Variable binaire prenant la valeur [1] lorsque l'unité est bien desservie en termes de proximité aux commerces (souks, commerçants de détails, supérettes, etc.)	+
<i>Bloc 4- les variables de transport en commun</i>		
Nbr – Bus	Nombre de bus passant en moyenne en une heure au pied du « sous-quartier » résidentiel	+
Nbr – Lignes	Nombre de lignes desservant le « sous –quartier » résidentiel	+
Stations – Bus	Nombre de stations bus dans un rayon de 200 m autour du logement	+
Tps Moy Tot	Temps moyen total d'un trajet en bus de la localisation jusqu'au centre ville prenant en compte le temps de la marche à pied et l'attente moyenne en station	-
Qualité –Bus	Variable binaire prenant la valeur [1] lorsque la qualité de desserte en bus est assez bonne ou acceptable (indice tenant en compte du confort, propreté, respect de fréquence, etc.)	+
<i>Bloc 5- les attributs environnementaux</i>		
Aménités	Variable binaire prenant la valeur [1] lorsque le niveau d'aménités du logement (vues, plantations, esthétique du quartier, absence de vis-à-vis dérangeant) est renseigné positif	+
Bruit	Variable prenant la valeur [1] si le niveau de bruit est jugé élevé	-
Pollution	Variables prenant la valeur [1] si le niveau de pollution de l'air est élevé	-
<i>Bloc 6- les variables de voisinage social</i>		
Cat –Soc	Variable binaire prenant la valeur [1] si la catégorie sociale du quartier résidentiel est jugée supérieure ou plus que moyenne, [0] dans les autres cas	+
Sécurité	Variable binaire prenant la valeur [1] si le quartier résidentiel est jugé sûr (barrières, amicales gardiens, etc.) et [0] s'il est jugé peu ou pas sûr	+

Les variables statistiquement significatives dans chaque « bloc » sont en gras

La distance par rapport au centre-ville est parmi les variables de localisation les plus importantes. Pour l'agglomération de Fès, il s'agit du centre de la ville nouvelle (dans l'arrondissement d'Agdal) concentrant la plus grande part des activités modernes (commerce, services, administration ou culture).

Même s'il existe des quartiers dotés d'importantes structures industrielles (quartier Bensouda par exemple), ils ne peuvent pas constituer de vrais

centres allant jusqu'à concurrencer le centre d'Agdal⁸.

De la même manière, les variables de proximité des équipements « publics » (écoles, commerces, etc.) sont mesurées sur des bases objectives à partir des informations fournies par les ménages. La variable concernant la qualité des bus desservant le bâtiment résulte de notre bonne connaissance du terrain, même si elle prend en compte également l'avis du ménage. Différentes « petites » enquêtes ont été en fait menées avant, portant sur les différentes caractéristiques du réseau de bus (vitesse, confort, régularité de la desserte, surcharge, etc.). La variable concernant les aménités à côté du logement est jugée sur la base de l'existence effective de plantations, de bonnes vues, etc. Au total, on peut dire que les variables sont « objectives » ou « indépendantes » même si elles prennent en compte parfois le jugement des ménages.

5.3. ESTIMATION DES PARAMÈTRES DU MODÈLE

Les paramètres du modèle sont estimés avec la méthode des moindres carrés ordinaires (MCO). Plusieurs spécifications de la variable à expliquer (le prix du logement) et de la principale variable explicative (la superficie du logement) ont été testées. On observe que la spécification de ces deux variables sous forme logarithmique donne le coefficient de détermination le plus élevé ($R^2=0.87$). Ce dernier correspond à la régression de l'une sur l'autre. On retient donc ces deux variables sous forme logarithmique (népérienne).

La régression des prix des logements sur les 22 variables disponibles a indiqué la non-significativité de certaines d'entre elles. Cela est dû soit à l'absence de leur corrélation avec la variable à expliquer, soit à une colinéarité trop élevée avec d'autres variables explicatives (BOURBONNAIS, 2000).

La question qui se pose alors est de déterminer un « mix optimal » de variables explicatives qui maximisent leurs coefficients de corrélation avec la série à expliquer tout en étant les moins corrélées entre elles. L'application de la méthode de régression pas-à-pas ou celle de l'élimination progressive nous a obligés chaque fois à éliminer des variables certes non significatives statistiquement mais importantes en terme d'interprétation économique. Parmi ces dernières, il y avait parfois celles se rapportant au transport en commun, objet principal de notre étude. En contrepartie, il faudrait accepter

⁸ Nous avons consulté les bases de données fournies par la chambre de commerce et d'industrie de la ville de Fès et vérifié les adresses actuelles des commerçants et prestataires de service (location de voitures, vente de pièces détachées automobiles, franchises de prêt-à-porter, agences de communication, laboratoires, etc.). Il s'est avéré que la plupart de ces activités se concentrent au niveau du centre de la ville nouvelle. En outre, de nombreuses études géographiques ont mentionné que la ville nouvelle constitue le centre géographique de l'agglomération et abrite les principales fonctions administratives, commerciales et de commandement de Fès (Voir par exemple FEJAL, 1987). Cette structure ne semble pas être mise en cause actuellement.

des variables -certes statistiquement significatives- mais « moins importantes » pour notre étude, la significativité des premières étant souvent remise en cause par la présence des secondes.

En disposant d'un modèle économique⁹, la démarche que nous avons poursuivie consiste non pas à l'étude des variables une à une mais en la régression sur des « blocs » de variables explicatives (Cf. Tableau 3). Ensuite, nous n'avons retenu dans le modèle que les variables significatives de chaque « bloc » susceptibles d'expliquer les prix de logements. Enfin, nous avons éliminé de cette régression les variables non significatives (dont le t de Student est inférieur à 1,96 en valeur absolue). Ceci nous a permis d'obtenir les résultats présentés dans le Tableau 4¹⁰.

Tableau 4 : Estimation du modèle par MCO,
avec en variable dépendante LnPrix

Variable	Coefficient	Statistique- t	Statistique-t (hypothèse de WHITE)
Const	7,82988	60,8996***	38,7794***
LnSuperficie	0,93654	31,9322***	21,2470***
Finition	0,0699974	3,2536***	3,7088***
Soleil_Vent	0,0558734	2,7242***	3,1094***
Av_Principale	0,0380976	2,1590**	2,1301**
Dist_CV	-0,0690708	-7,3679***	-8,2834***
Prox_Ecole	-0,0597212	-2,6865***	-2,5767**
Voies	0,0792632	2,7473***	2,5325**
Stations_Bus	0,0338292	2,4296**	2,2904**
Qualite_Bus	0,0741403	3,9413***	4,2422***
Amenites	0,0817093	2,7210***	2,0534**
Pollution	-0,16159	-7,1792***	-7,5419***
Cat_Soc	0,240722	8,8187***	7,9604***
Sécurité	0,0491474	2,2167**	2,1942**

***Significatif au seuil de 1% ; ** au seuil de 2% ; * au seuil de 5%

Moyenne de la variable dépendante = 12,0481

Log de vraisemblance = 181,286

Écart-type de la var. dép. = 0,607937

Critère d'information d'AKAIKE = -334,573

Somme des carrés des résidus = 9,46079

Critère bayésien de SCHWARZ = -278,692

Erreur standard des résidus = 0,156556

Critère d'HANNAN-QUINN = -312,443

R² non-ajusté = 0,935844

R² ajusté = 0,933683

Statistique de FISHER (13, 386) = 433,122 (p. critique < 0,00001)

Statistique de FISHER (13, 386) = 347,302 (p. critique < 0,00001) (hypothèse de WHITE)

Toutes les variables explicatives du modèle sont significatives du point de vue statistique comme les valeurs des t de Student le confirment (col. 3 du

⁹ « En sciences sociales, l'interrogation bivariable ou multivariable d'une base de données à partir d'hypothèse de « bon sens » ou d'hypothèses « partielles » s'inspirant des travaux existants constitue un outil souvent très utile dans le processus de réflexion ». Voir STAFFORD et BODSON (2006 : 195-196).

¹⁰ La régression a été effectuée sur le logiciel GRETL (*Gnu Regression, Econometrics and Time Series*) (<http://gretl.sourceforge.net>). On a également utilisé le logiciel Eviews pour quelques tests statistiques.

Tableau 4). Tous les coefficients sont significatifs au seuil de 1 % à l'exception des variables Av-Principal, Stations-Bus et Sécurité significatives au seuil de 2 %. Le coefficient de détermination est élevé. Les variables expliquent plus de 93 % de la variance du prix du logement. La valeur empirique de la statistique F^* de FISHER est très élevée (dépassant de loin le F théorique) et les critères d'information d'AKAÏKE et de SCHWARZ sont à un niveau très bas. Le sens de la relation entre la variable à expliquer et les variables explicatives est du signe attendu pour toutes ces variables sauf pour Prox-Ecole qui représente la proximité aux écoles publiques (école primaire et collège en même temps). Le test CUSUM confirme la stabilité des coefficients (dans l'espace). Le test V.I.F. (*Variance Inflation Factor*) de présomption de colinéarité indique cette fois l'absence de multicollinéarité entre les variables explicatives : les statistiques VIF(j) calculées à partir d'une régression auxiliaire d'une variable explicative sur les autres variables indépendantes ne dépassent pas la valeur de 3,35. Un VIF de plus de 10 peut indiquer un problème de colinéarité.

Le problème d'autocorrélation temporelle des erreurs ne se pose pas car nous avons des données « transversales »¹¹. Par contre, un problème d'autocorrélation spatiale peut se poser. Les données sur les prix des logements et les autres caractéristiques dont nous disposons sont généralement des données « spatialisées » et se caractérisent par des coordonnées géographiques. Les prix des logements peuvent dépendre indirectement des prix des logements environnants, d'autant plus que ces derniers sont proches et qu'ils possèdent les mêmes caractéristiques de voisinage.

Mais il convient d'abord de corriger une éventuelle hétéroscédasticité des erreurs du modèle (DES ROSIERS, THÉRIAULT, 2000). Le test de WHITE (1980) permet de détecter la présence de cette dernière. Il est fondé sur une relation entre les carrés des résidus et une ou plusieurs variables explicatives en niveau et au carré au sein d'une même régression. En cas de doute sur une influence croisée de deux variables comme étant la source de l'hétéroscédasticité, on peut ajouter au modèle estimé des termes croisés (BOURBONNAIS, 2000). L'application du test de WHITE conformément à cette dernière hypothèse indique une statistique $LM=n.R^2$ (avec n le nombre d'observations et R^2 le coefficient de détermination) de 193,06 qui dépasse $\chi_{0,05}^2(92)$, khi-deux à 92 degrés de libertés, soit autant de coefficients estimés sauf la constante. La statistique du Fisher, égale à 3,113, dépasse de loin le $F_{92,307}^{0,05}$ théorique qui est de 1,24. Donc on a conclu à l'existence d'hétéroscédasticité dans le modèle.

WHITE (1980) et d'autres auteurs ont proposé des méthodes fondées sur une

¹¹ Selon BOURBONNAIS (2000), dans le cas de modèle spécifié en coupe instantanée, nous ne pouvons concevoir une autocorrélation des erreurs que si les observations ont été triées préalablement en fonction croissante ou décroissante de la variable à expliquer.

estimation préalable et asymptotiquement convergente de l'hétéroscédasticité par les MCO. Certaines d'entre elles reprennent les estimations des coefficients et corrigent les écarts-types estimés pour rendre valides les t de STUDENT (écarts-type dits «robustes»). WHITE détermine une nouvelle matrice des variances-covariances qui tient compte d'une correction de la matrice des termes d'erreurs se rapportant aux hypothèses traditionnelles (COTTRELL, LUCETTI, 2007). Il définit des estimateurs convergents des écarts-types des estimateurs MCO en cas d'hétéroscédasticité.

Nous avons appliqué cette démarche. Le logiciel d'économétrie GRET offre une option d'estimation tenant compte de la correction de WHITE sous ses différentes variantes. Nous avons appliqué à notre modèle la variante initiale (HCO) puisque notre échantillon est assez important (colonne 4 du tableau 4)¹².

5.4. LE TRAITEMENT DE L'AUTOCORRÉLATION SPATIALE

La non-prise en compte des interactions spatiales n'est pas sans conséquence sur les estimations par les moindres carrés ordinaires. La dépendance des observations remet en cause l'hypothèse d'indépendance des résidus. Les caractéristiques (au sens large) des logements n'expliquent pas dans ce cas l'entière structure spatiale dans les données et les logements avoisinants auraient un effet résiduel. Certains paramètres de la fonction traditionnelle des prix hédoniques seraient biaisés et les tests associés ne seraient pas fiables. Aussi faut-il prendre en compte cet effet pour pouvoir estimer de façon correcte les coefficients de régression du modèle et leurs variances connexes.

Même si nous avons séparé les logements étudiés dans leur « sous-espace » résidentiel et introduit parmi les variables explicatives des variables de localisation comme la distance au centre ou la position sur une avenue principale du quartier, il est toujours difficile de se prononcer au sujet de l'absence de l'effet de la localisation géographique sur les prix. Pour cela, nous avons effectué les tests appropriés, après avoir bien localisé les logements selon leurs adresses sur le plan de la ville.

La dépendance spatiale est prise en compte par le biais d'une matrice de poids W , spécifiant les positions relatives des observations les unes par rapport aux autres. Les éléments diagonaux w_{ii} sont égaux à 0 tandis que les éléments non-diagonaux w_{ij} indiquent comment l'unité i est spatialement connectée à l'unité j . Ces éléments sont non négatifs et finis. Nous avons choisi de définir la structure spatiale en identifiant les logements situés à

¹² Par exemple, la deuxième variante, obtenue en multipliant l'estimateur de WHITE par $n/(n-k)$ (avec k le nombre de variables du modèle), est mieux adaptée pour les petits échantillons (DOR, 2004).

moins de 400 mètres¹³ du logement de référence (méthode des contiguïtés). Dans ce cas $w_{ij} = 1$ si $d \leq 400$ m ; $w_{ij} = 0$ sinon.

Le test est basé sur la statistique de MORAN (1950) au niveau global. Il s'agit d'une extension aux données géographiques du test de DURBIN-WATSON d'autocorrélation des erreurs sur des données chronologiques.

La statistique de MORAN s'écrit comme suit (LE GALLO, 2002) :

$$I = (N/S) (\varepsilon' W \varepsilon / \varepsilon' \varepsilon)$$

avec ε le vecteur des résidus des données par la méthode des moindres carrés ordinaires,

W la matrice spatiale,

N le nombre d'observations

et S correspondant à la somme des éléments de la matrice spatiale.

Lorsque cette dernière est standardisée, la somme des éléments par ligne est égale à 1 et l'indice de MORAN est simplifié car $S = N$.

Afin de mesurer la pertinence de l'indice de MORAN, on le compare à une valeur théorique $Z(I)$ dont la formule est la suivante : $Z(I) = I - E(I) / SD(I)$; avec $E(I)$ la moyenne théorique et $SD(I)$ l'écart-type théorique. Ensuite, l'on suppose que $Z(I)$ suit une distribution normale (de moyenne égale à 0 et de variance égale à 1). La significativité peut être déterminée en comparant $Z(I)$ à sa probabilité dans la table de la loi normale standard¹⁴. Les résultats du test de MORAN à partir du modèle semi-log sont présentés dans le Tableau 5.

Tableau 5 : Statistique de Moran appliquée à la distribution spatiale de l'échantillon des prix de logements

Indice de Moran	Espérance	Ecart-type	Z(I)	Probabilité
0,017678	-0,002506	0,018682	1,080398	0,0001

D'après le tableau, on remarque que l'indice de MORAN est très faible de même que la valeur $Z(I)$, ce qui ne permet pas de rejeter l'hypothèse nulle d'absence d'autocorrélation sans ambiguïté. Cela signifie que la distribution des prix de logements peut être considérée comme aléatoire. Aussi, peut-on utiliser le modèle estimé avec les moindres carrés ordinaires corrigé de l'hétéroscédasticité des résidus (comme indiqué sur le Tableau 4). Ce dernier servira par la suite à l'interprétation économique de la fonction des prix hédoniques.

¹³ D'autres choix pourraient être effectués. On a estimé que cette mesure prend en compte la réalité du terrain d'étude.

¹⁴ Une valeur $Z(I)$ significativement positive avec une probabilité critique faible indique une autocorrélation positive (les valeurs élevées sont groupées dans l'espace de même que les valeurs faibles), tandis qu'une valeur significativement négative avec une probabilité critique faible indique une autocorrélation négative (les valeurs élevées sont corrélées à l'existence de valeurs faibles contiguës et vice versa). Voir LESAGE (1999) pour l'application du test à partir de la fonction « moran » du logiciel MATLAB.

6. RÉSULTATS ET INTERPRÉTATIONS

6.1. INTERPRÉTATION DES PARAMÈTRES¹⁵

Comme attendu, la variable qui explique le plus le prix du logement est la superficie de ce dernier. Un doublement de la superficie habitable en m² entraîne une augmentation du prix du logement de plus de 93 %. La présence d'un bon niveau de finition du logement (finition intérieure, état de la façade et qualité de la cuisine) et la jouissance de l'unité de bonnes luminosité et ventilation (de sorte que toutes les pièces soient ensoleillées et ventilées) permettent d'augmenter le prix du logement respectivement de plus de 7,2 % et plus de 5,7 %. Les variables de caractéristiques structurelles ont un grand poids dans l'explication des prix de logements.

Pour les variables d'accessibilité ou de localisation, on constate que la présence du logement sur une avenue principale du quartier résidentiel lui permettant d'être plus accessible fait que son prix augmente. Cette augmentation est de l'ordre de 3,8 %. La distance par rapport à l'une des routes principales structurantes de l'urbanisation ne s'est pas avérée significative. Par contre, on a obtenu un résultat important qui est l'impact négatif de la distance par rapport au centre sur les prix de logements, ce qui confirme la théorie. En effet, une augmentation de la distance par rapport au centre-ville d'un kilomètre implique, toutes choses égales par ailleurs, une baisse de 6,9 % du prix de logement.

Les variables de voisinage social se sont révélées très importantes dans l'explication des prix de logements. Elles présentent le deuxième groupe après les variables structurelles qui contribue le plus à l'explication de la variance des prix de logements. La localisation d'un logement dans un quartier où la population appartient à la catégorie sociale « supérieure » ou « plus que moyenne » implique (toutes choses égales par ailleurs) une augmentation de son prix de plus de 27 %. Cela indiquerait l'existence d'une ségrégation socio-spatiale assez forte. La variable Sécurité est également importante. Les ménages recherchent de plus en plus des lotissements résidentiels plus sûrs en instaurant très souvent eux-mêmes des amicales qui se chargent essentiellement de cette préoccupation. Un niveau de sécurité jugé bon permet d'augmenter le prix de logement de 5 %.

Les variables d'attributs environnementaux se sont également révélées très

¹⁵ La variable à expliquer correspond au logarithme du prix de logement. Pour une variable explicative exprimée en logarithme, le paramètre estimé (α) exprime l'élasticité entre la variable explicative et la variable endogène. Une variation de X % de la première implique une variation de $\alpha.X$ % de la seconde. Pour une variable explicative arithmétique, le paramètre estimé correspond à la variation de la variable dépendante suite à une modification d'une unité de la variable explicative. En revanche, pour une variable binaire ou dichotomique, l'exponentielle du paramètre correspondra au coefficient multiplicateur qu'il faut appliquer au prix du logement pour prendre en compte la présence du phénomène décrit.

importantes. Si la variable Bruit ne s'est pas révélée finalement significative, par contre le niveau de pollution de l'air contribue d'une façon significative et très importante à la dévalorisation du bien immobilier. La présence d'un niveau de pollution relativement élevé (à cause surtout d'usines ou manufactures environnantes) entraîne une baisse du prix de logement de presque 15 %. Au contraire, l'existence d'aménités positives du logement (telles que les plantations au niveau de l'unité résidentielle, l'absence de vis-à-vis dérangeant, etc.) est appréciée par les ménages. Les dites aménités permettent, toutes choses égales par ailleurs, une augmentation des prix des logements de l'ordre de 8,5 %. Cela montre l'importance croissante des attributs environnementaux dans les choix résidentiels actuels des ménages fassis.

Concernant l'aménagement de l'espace public urbain, l'équipement en voies de plus de 6 mètres de largeur dans les lotissements résidentiels permet de valoriser les prix de logements de 8,2 %. Par contre, la proximité de l'école et du collège implique une dévalorisation de ces derniers de -5,8 %. Ce résultat, apparemment contre-intuitif, peut s'expliquer par la relative distribution sur tout le territoire ou presque de ces équipements de base. De même, on trouve des unités résidentielles dont les prix de logements sont élevés et qui sont mal desservies par ces derniers. En fait, elles concernent souvent une population à haut revenu et disposant souvent de groupes scolaires privés dans leur entourage.

Enfin, les variables de desserte en transport en commun par bus se sont révélées très révélatrices et importantes. La dotation d'une unité résidentielle d'une station de bus dans un rayon de 200m permet la valorisation de cette dernière. Une station de bus additionnelle au pied du bâtiment entraîne une augmentation des prix de logement de presque 3,4 % (toutes choses égales par ailleurs). Ni le nombre de bus, ni le nombre de lignes desservant l'unité résidentielle ne se sont révélés significatifs dans l'explication des prix de logements. Seule la qualité de desserte joue un rôle déterminant dans la valorisation des biens immobiliers. Quoique la fréquence du bus soit fonction du nombre des unités mises en disposition, c'est le respect de cette fréquence qui est déterminant pour les populations, en plus d'autres facteurs tels que la propreté du bus, le niveau de confort dans le voyage, etc. La desserte en transport en commun d'assez bonne qualité permet l'augmentation du prix de logement de presque 7,7 %. Au total, le transport en bus permet une valorisation du prix de logement de l'ordre de 11,1 %. Ce résultat est très significatif. Pour les ménages, à côté de la proximité des stations bus, l'important c'est d'avoir une desserte de qualité même avec moins de lignes ou parfois de bus. Pour les communes -les autorités responsables du transport en commun-, cela doit les inciter à investir de façon conséquente dans la qualité du transport public.

6.2. SIMULATION DE L'IMPACT D'AMÉNAGEMENT DE L'ESPACE PUBLIC URBAIN

Enfin et pour simuler l'impact de l'aménagement de l'espace public urbain la valorisation immobilière, nous proposons trois scénarios possibles correspondant à des combinaisons des trois variables d'aménagement (Tableau 6).

Au vu de ces scénarios, il paraît bien que l'impact des variables du transport en commun est très important et que le troisième scénario permet d'apporter la valorisation de l'espace la plus importante (de + 19,3 %).

Tableau 6 : Simulation de l'impact de l'aménagement et de l'usage de l'espace public urbain sur les prix de logements

	Scénario 1	Scénario 2	Scénario 3
Équipement en voies de plus de 6m	X	X	X
Desserte en bus de qualité acceptable		X	X
Aménagement de station bus additionnelle			X
Taux de croissance du prix de logement (%)	8,2	15,9	19,3

La croix (X) signifie la présence de l'effet de la variable

Ainsi, les autorités locales pourraient utiliser l'offre d'équipements de voirie et de transport urbain dans le but de favoriser les formes urbaines qu'elles estiment préférables. Les résultats suggèrent la récupération partielle des coûts de financement des biens publics grâce à l'accroissement des plus-values immobilières sans pour autant augmenter les taxes locales¹⁶.

7. UNE ANALYSE DES CHOIX « DÉCLARÉS » DE LOCALISATION RÉSIDENIELLE

Connaissant les limites de la méthode des prix hédoniques, étant donné les distorsions éventuelles contraignant l'équilibre du marché de logement, nous avons complété notre première démarche par une analyse de choix « déclarés ». Cette dernière a consisté à interroger directement les 400 ménages enquêtés sur leurs motifs de localisation résidentielle. Les consentements à payer pour le facteur de proximité du transport collectif ont été déterminés en soumettant aux familles différents scénarios fictifs pour les aider à formuler cette valeur (M.F.T.E, 2006). D'un autre côté, on s'est intéressé à leurs aspirations résidentielles futures et leurs comportements face à une politique de croissance compacte de l'agglomération et basée sur l'intégration du transport collectif dans le développement urbain. Il a été procédé ensuite à la mise en relation des facteurs de choix déclarés avec les profils socio-économiques des ménages afin d'aider les décideurs à mieux identifier les cibles de ménages concernées par une politique donnée.

Les principaux résultats de notre analyse des réponses en termes de

¹⁶ « Les communes, en choisissant la localisation et la nature des investissements en matière de transport et d'aménagement de l'espace public, provoquent des effets de valorisation et de dévalorisation des biens immobiliers et fonciers » (BECKERICH, 2000 : 163).

statistique descriptive peuvent être présentés brièvement comme suit:

- L'analyse des choix déclarés a permis généralement de corroborer les résultats indiqués par le modèle hédonique quant à l'importance relative des différents facteurs de localisation résidentielle (contribuant à la valorisation des prix immobiliers dans le modèle) : aménités, voisinage social, transport, etc. Elle a même permis de cerner un nombre plus varié de déterminants et de conditions nécessaires pour les ménages à l'attractivité résidentielle et du « cadre de vie », comme la proximité du lieu de travail, la proximité de la famille, etc.

- Les cinq déterminants de localisation résidentielle les plus importants (parmi dix) sont respectivement le calme et le cadre de vie agréable du quartier de résidence, le voisinage social, la proximité du lieu de travail du chef de ménage, la proximité des établissements scolaires publics et privés et la proximité du transport collectif urbain. L'importance du facteur de proximité du lieu de travail est un bon indice (quoique préliminaire) en faveur d'une politique de rapprochement des lieux de résidence et ceux du travail.

- La proximité du transport en commun est un facteur essentiel de localisation résidentielle surtout pour les familles dont le chef de ménage appartient à la catégorie socioprofessionnelle « moyenne » et dont deux enfants au moins l'utilisent pour leurs déplacements domicile-école¹⁷.

- Le « consentement à payer » pour le facteur de proximité du transport en commun peut être évalué à plus de 20 % du prix du logement et cela concerne 67 % des ménages enquêtés.

- L'étude des aspirations résidentielles futures des ménages relatives aux lieux d'habitat envisagés indique généralement leur préférence pour la proximité des quartiers centraux et des équipements publics et pour une assez grande densité résidentielle. Ceci suppose leur cohérence avec une politique de développement urbain « compact » de l'agglomération : plus des deux tiers des ménages enquêtés souhaitent habiter dans des logements non individuels en continuité du centre ville et optent pour un mode de vie plus social. La connaissance des dynamiques résidentielles est une condition essentielle de réussite des projets urbains (DA CUNHA et alii, 2004).

8. CONCLUSION

Notre objectif dans cet article était de déterminer si le degré d'accessibilité en matière de transport collectif peut être considéré comme un facteur essentiel de localisation résidentielle des ménages dans l'agglomération de Fès.

¹⁷ Pour beaucoup de ménages de la catégorie socioprofessionnelle « moyenne », le transport collectif est un facteur essentiel de choix de localisation résidentielle car il constitue également un moyen de déplacement pour les membres de la famille venant leur rendre visite.

Pour cela, nous avons examiné le rôle de la proximité du réseau-bus dans la valorisation des prix immobiliers. Le modèle hédonique estimé sur le segment des « maisons marocaines modernes » montre que la dotation d'une unité résidentielle d'une station de bus dans un rayon de 200m et sa desserte optimale en transport en commun permet la valorisation de cette dernière de plus de 11 %. Une analyse des choix déclarés des mêmes ménages a permis, d'une part, de corroborer globalement les résultats de la première démarche quant à l'importance relative des facteurs de localisation. D'autre part, elle indique des préférences des ménages généralement en faveur d'une politique de développement urbain compact de l'agglomération, basé sur l'utilisation du réseau de transport en commun. Cependant, la réussite d'une telle politique serait fortement liée à l'investissement dans l'infrastructure et à la qualité du réseau. Aussi suggérons-nous d'une part de se doter de structures et équipements adéquats (voies réservées, voies structurantes, priorité aux feux, régularité de fréquence, etc.) et d'autre part de l'intégrer dans la politique d'aménagement urbain en amont.

Néanmoins, ce travail ne peut constituer qu'un début d'une recherche plus approfondie. En effet, il doit être poursuivi par la prise en compte des autres segments du marché du logement (habitat individuel, immeubles collectifs, etc.) ainsi que des comportements résidentiels des ménages locataires et propriétaires d'autres types d'habitation.

BIBLIOGRAPHIE

ALONSO W. (1964) **Location and Land use**. Harvard University Press, Cambridge Press.

AMEUR M. (1996) Transport collectif et aménagement urbain : Le cas de la ville de Fès. In Ch. CHANSON-JABEUR, M. FAKHFAKH, X. GODARD, B. SEMMOUD (éd.) **Villes, transports et déplacements au Maghreb**. Paris, L'Harmattan, pp. 105-112.

BARKER W.G. (1998) Bus service and real estate values. **68th Annual Meeting the Institute of Transportation Engineers**, Toronto.

BECKERICH Ch. (1999) Les prix des biens immobiliers et l'offre de biens publics locaux: un état de l'art de capitalisation. In F. CALCOEN, D. CORNUEL (dir.) **Marchés immobiliers : Segmentation et dynamique**. Édition ADEF, pp. 27-64.

BECKERICH Ch. (2000) **Biens publics et valeurs immobilières**. Université Lyon 2, Thèse de doctorat en sciences économiques, mention « Économie des transports », 237 p.

BECKERICH Ch. (2001) Marché immobilier et proximité : L'apport de la géostatistique. **Troisièmes journées de la proximité, Nouvelles croissances et territoires**.

BOURBONNAIS R. (2000) **Économétrie : Manuel et exercices corrigés**. Paris, Dunod, 314 p. (3^{ème} éd.).

CAMAGNI R., GIBELLI M.C. (1997) **Développement urbain durable : Quatre métropoles européennes**. Paris, DATAR, Édition de l'Aube.

CERVERO R., DUNCAN M. (2004) Neighbourhood composition and residential land prices: Does exclusion raise or lower values? **Urban Studies**, Vol. 41, n° 2, pp. 299-315.

COTTRELL A., LUCETTI R.J. (2007) **Gretl user's guide**. Gnu Regression, Econometrics and Time- Series (<http://gretl.sourceforge.net>).

DA CUNHA A., BOCHET B. (2004) **Mobilité résidentielle, aspirations des ménages et transformations de l'habitat : l'agglomération lausannoise**. Université de Lausanne, Institut de géographie, Observatoire de la ville et du développement durable, 10 p.

DECKER C.S., NIELSEN D.A., SINDT R.P. (2005) Residential property values and community right to now laws: has do toxics release inventory had an impact? **Growth and change**, Vol. 36, n° 1, pp. 113-133.

DES ROSIERS F., THÉRIAULT M (2000) **Les systèmes d'information géographique et la gestion locale : Des outils d'aide à la décision incontournables**. Université Laval, Document du Centre de Recherche en Aménagement et Développement, 25 p.

DEYMIER Gh. (2002) Le nouveau périphérique nord de Lyon : Comment analyser les effets anticipés sur le marché foncier et immobilier de l'agglomération lyonnaise ? Communication au 38^{ème} colloque annuel de l'ASRDLF, 21-23 Août, Trois-Rivières, 20 p.

DEYMIER GH. (2005) **Capitalisation immobilière des gains d'accessibilité : Etude de cas sur l'agglomération lyonnaise**. Université Lumière Lyon 2, Thèse de doctorat en Sciences Économiques. Mention « Économie des transports », 300 p.

DIAZ R. (1999) Impacts of rail transit on property values. **Rapid Transit Conference Proceeding Paper**, American Public Transportation Association (APTA).

DIB P. (2005) **Impact du transport en commun sur la valeur des propriétés résidentielles unifamiliales : le cas du METROBUS dans la région métropolitaine du Québec**. Université de Laval, Essai présenté à la faculté des études supérieures de l'Université de Laval pour l'obtention du grade de maître en aménagement du territoire et développement régional, ESATDR, 38 p.

DOR E. (2004) **Économétrie : Synthèse de cours et exercices corrigés**. Pearson Education France, 290 p. (Coll. Synthèse).

FABUREL G., MALEYRE I. (2006) Le bruit des avions comme facteur de dépréciations immobilières, de polarisation sociale et d'inégalités environnementales : le cas d'Orly. **Développement Durable et Territoires**, document n° 2775, 21 p.

FEJJAL A. (1987) Croissance démographique et espace urbain dans la ville de Fès. **Revue de Géographie du Maroc**, n° 2.

FUJITA M. (1989) **Urban economic theory**. Cambridge University Press.

LANDIS J., GUHATHAKURTA S., ZHANG M. (1994) **Capitalization of transit investments into single-family home prices: A comparative analysis of five California rail transit system**. University of California, UCTC, n° 246, Transport Center, 40 p.

LE GALLO J. (2002) Économétrie spatiale : l'autocorrélation spatiale dans les modèles de régression linéaire. **Économie et Prévision**, n° 155, pp. 139-157.

LESAGE J.-P. (1999) **Spatial Econometrics**. University of Toledo, Department of Economics.

MASSON S. (2000) **Les interactions entre système de transport et système de localisation en milieu urbain et leur modélisation**. Université Lyon 2, Thèse de doctorat en Sciences économiques, Mention « Économie des transports », 570 p.

MINISTÈRE FRANÇAIS DES TRANSPORTS, DE L'ÉQUIPEMENT, DU TOURISME ET DE LA MER (2006) **Économie urbaine : Rassemblement de la connaissance**. Ch. 3 : Outils et méthodes, Fiche Outil : Les préférences des ménages et des entreprises pour la localisation et l'environnement urbain. L'utilisation des enquêtes contingentes. pp. 182-183.

MORAN P. (1950) A test for serial independence of residuals. **Biometrika**, Vol. 37, pp. 178-181.

NOËL C., HUCHETTE S. (2001) **Vers une planification intégrant usage du sol et transports : Quelques exemples issus du projet européen TRANS-LAND**. Rapport d'étude pour le Centre d'Études sur les Réseaux, les Transports, l'Urbanisme et les constructions publiques (CERTU), 66 p.

OBSERVATOIRE NATIONAL DE L'HABITAT (2004) **Étude sur le parc logement au niveau de la ville de Fès : Synthèse, interprétation et élaboration d'une méthodologie d'évaluation des besoins en logements**. Rabat, Ministère délégué chargé de l'Habitat et de l'Urbanisme.

PAPAGEORGIU Y.Y. (1990) **The isolate city state**. London-New York, Routledge, 466 p.

POUYANNE G. (2004) Des avantages comparatifs de la ville compacte à l'interaction forme urbaine mobilité : Méthodologie et premiers résultats. **les Cahiers Scientifiques du Transport**, n° 45, pp. 49-82.

- PRICE WATERHOUSE COOPERS (2001) **Richmond/Airport-Vancouver Rapid Transit Project: Review of Property Value Impacts at Rapid Transit Stations and Lines**. Technical Memorandum.
- RICS POLICY UNIT (2002) **Land value and public transport. Stage 1: Summary of findings**, United Kingdom, 34 p.
- ROSEN S. (1974) Hedonic prices and implicit markets: Production differentiation in pure competition. **Journal of Political Economy**, Vol. 82, pp. 34-55.
- SOGUEL N. (1994) **Évaluation monétaire des atteintes à l'environnement : Une étude hédoniste et contingente sur l'impact des transports**. Université de Neuchâtel, Institut de Recherches Économiques et Régionales, EDES, 182 p.
- STAFFORD J., BODSON P. (2006) **L'analyse multivariée avec SPSS**. Québec, Presses de l'Université du Québec, 245 p.
- THÉRIAULT M., DES ROSIERS F., VILLENEUVE P., KESTENS Y. (2003) Modeling interactions of location with specific value of housing attributes. **Property Management**, Vol. 21, n° 1, pp. 25-62.
- THÉRIAULT M., DES ROSIERS F., VILLENEUVE P., LEE-GOSSELIN M., VANDERSMISSEN M.-H., BOUCHARD J. (2004) **Perspectives d'avenir pour le transport en commun sur le territoire de la ville de Québec**. Université Laval, Centre de Recherche en Aménagement et Développement (CRAD), Mémoire présenté à la ville de Québec, 34 p.
- TIEBOUT C. (1956) A pure theory of local expenditures. **Journal of Political Economy**, Vol. 64, pp. 416-424.
- VARNAISON-REVOLLE P., JARDINIER L., JEHANNO A. (2008) **Mobilité et transport : Comment élaborer des stratégies de mobilité durable dans les villes des pays en développement ? Fiche n° 1, note de synthèse**. Lyon, CERTU, 12 p.
- VESSALI K.V. (1996) Land use impacts of rapid transit: A review of the empirical literature. **Berkeley Planning Journal**, 11, pp. 71-105.
- VOITH R. (1993) Changing capitalization of CBD-oriented transportation systems: Evidence from Philadelphia, 1970-1988. **Journal of Urban Economics**, Vol. 33, pp. 361-376.
- WHITE H. (1980) A heteroskedasticity-consistent covariance matrix estimator and a direct test for heteroskedasticity. **Econometrica**, Vol. 48, pp. 817-838.
- WINGO L. (1961) **Transportation and urban land**. Baltimore, John Hopkins, 132 p. (2ème éd.).