



La valeur économique des paysages des villes périurbanisées. Rapport final

Hubert Jayet, Jean Cavailhès, Mohamed Hilal, Pierre Wavresky, Daniel Joly, Thierry Brossard, François-Pierre Tourneux, Julie Le Gallo, Nicolas Ovtracht, Pierre-Yves Péguy, et al.

► To cite this version:

Hubert Jayet, Jean Cavailhès, Mohamed Hilal, Pierre Wavresky, Daniel Joly, et al.. La valeur économique des paysages des villes périurbanisées. Rapport final. 2007. hal-02822902

HAL Id: hal-02822902

<https://hal.inrae.fr/hal-02822902>

Submitted on 6 Jun 2020

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.



LA VALEUR ECONOMIQUE DES PAYSAGES DES VILLES PERIURBANISEES

EVALUATING LANDSCAPES IN PERIURBAN AREAS

Programme Sciences Economiques et
Environnement
Rapport de fin de contrat

Institut d'Economie Publique
Centre de la Vieille Charité
2, rue de la Charité
13002 Marseille
Professeur Hubert Jayet
Université des Sciences et Technologies de Lille
Faculté des Sciences Economiques et Sociales
59655 Villeneuve d'Ascq Cedex

Date : 13/04/2007

N° de contrat : CV 03000086
Date du contrat : 01/12/2003

LA VALEUR ECONOMIQUE DES PAYSAGES DES VILLES PERIURBANISEES

PROGRAMME SCIENCES ECONOMIQUES ET ENVIRONNEMENT

**Responsable scientifique du projet :
Hubert Jayet (IDEP et Université de Lille 1)**

**Autres partenaires scientifiques bénéficiaires :
Jean Cavailhès, Mohamed Hilal, Pierre Wavresky (INRA Dijon)
Daniel Joly, Thierry Brossard, François-Pierre Tourneux (THéMA, Université de
Franche-Comté)
Julie Le Gallo (CRESE, Université de Franche-Comté)
Nicolas Ovtracht, Pierre-Yves Péguy (LET, Université de Lyon 2)
Ghislain Geniaux, Claude Napoleone (IDEP et INRA-SAD Avignon)**

ANNEXE : TEXTES DES PUBLICATIONS

PUBLICATIONS SCIENTIFIQUES A PARAÎTRE

L'ensemble des contributions qui suivent devraient être réunies dans un ouvrage, dont la publication est prévue :

Titre	Page
Le prix des paysages ruraux et des espaces non bâtis dans la littérature économique	5
Données et méthodes	41
Statistiques descriptives sur les données foncières	89
L'effet sur les résultats économiques des images et du modèle géographique (Dijon, Besançon)	97
Paysages et valeurs immobilières dans le Nord-Pas de Calais	135
Paysages et valeurs immobilières dans L'aire urbaine de Lyon	157
Paysages et valeurs immobilières autour de Marseille	181
Paysages et valeurs immobilières dans le pays de Brest	205

PUBLICATIONS SCIENTIFIQUES PREVUES

LE PRIX DES PAYSAGES RURAUX ET DES ESPACES NON BATIS DANS LA LITTÉRATURE ECONOMIQUE

JEAN CAVAILHES, MOHAMED HILAL, CELINE TRITZ

1. INTRODUCTION

1.1. LE CADRE DU TRANSFERT DE CONNAISSANCES

L'appel d'offres du ministère en charge de l'environnement auquel ce rapport est une réponse insistait sur la « transportabilité » des résultats, ce que nous interprétons en termes de transfert. Face au coût élevé de réalisation d'études primaires pour connaître la valeur de biens environnementaux paysagers, il s'agissait de savoir si l'utilisation d'une méthode de transfert ne permettrait pas de réaliser des économies importantes de collecte et analyse des données en concevant une méthode permettant d'utiliser des travaux déjà réalisés pour appliquer leurs conclusions à d'autres régions d'étude.

Nous avons répondu, dans notre projet de recherche : « la transportabilité des résultats, au sens mentionné dans l'appel d'offres, nous semble impossible à partir d'un travail de deuxième main, de type méta-analyse (...). Pour éviter les inconvénients des monographies et ne pas s'engager dans une démarche d'accumulation infinie d'études de cas avant de risquer des conclusions générales souhaitées par l'appel d'offres, nous allons proposer une démarche différente » (extrait de la demande de subvention).

Il s'agit revenir, dans ce chapitre, sur l'idée qu'une méthode de transfert est inadaptée dans le cas de la valeur de paysages « verts » urbains ou périurbains, afin de justifier la démarche alternative qui a été proposée et mis en œuvre dans les autres parties de ce rapport.

Nous ne développerons pas la méthode de transfert en général, sur laquelle Genty (2005) propose une synthèse récente en langue française, dont nous partageons les conclusions assez négatives : « jusqu'à présent, les travaux relatifs à la validité ont globalement montré des résultats en deçà des espérances (...). Au-delà des procédures de tests discutables, voire inadéquates, la validité mitigée du transfert peut s'expliquer par le faible nombre, la qualité inégale et l'information manquante des études primaires ».

Sur la question plus précise de l'application aux biens paysagers, Rambonilaza (2004) fait une synthèse des travaux utilisant des méthodes de préférences déclarées afin de voir si des transferts de bénéfices peuvent être réalisés. Elle exploite de nombreuses dizaines de références fournies par la base de données *Environmental Valuation Reference Inventory* (EVRI). Ses conclusions sont également prudentes, ce qui tient en bonne partie aux caractéristiques du bien paysager lui-même : « les valeurs paysagères sont difficilement comparables car elles concernent des paysages spécifiques. Les variations des niveaux d'attributs considérés dans les différents scénarios sont définies par rapport au contexte naturel, culturel et social des sites évalués (...) or le montant d'un CAP moyen est sensible à la distribution [des différents groupes sociaux], d'autant plus que le paysage est pour l'essentiel une construction sociale ».

C'est pour tenter de pallier ce problème que Santos (1998 ; 2001) a tenté de réaliser une méta-analyse. Il s'agit de ne pas transférer des résultats eux-mêmes mais de faire une nouvelle analyse statistique en estimant une méta-fonction à partir des données primaires de 66 (1998)

ou de 19 (2001) études de cas menées dans différents pays. Il s'agit, comme chez Rambonilaza (2004), de travaux utilisant des méthodes de préférences déclarées, plus spécifiquement l'évaluation contingente. Il obtient des résultats qu'il considère comme assez satisfaisants : les signes de variables expliquant le consentement à payer sont ceux attendus et les ordres de grandeurs sont plausibles.

L'état des connaissances sur la valeur des paysages et la transférabilité des résultats à d'autres régions n'a pas, à notre connaissance, été réalisé pour les travaux utilisant la méthode des prix hédonistes. Nous allons faire le point sur ces travaux, afin de montrer que le transfert est, à l'heure actuelle, hors de portée.

1.2. LE CADRE DES PAYSAGES PERIURBAINS VERTS

La plupart des pays développés connaissent un mouvement d'extension des villes en direction des campagnes environnantes ou de zones rurales plus éloignées (cf. par exemple, pour cinq pays européens, Caruso, 2002), qui peut s'expliquer pour partie par la recherche de paysages ou d'un cadre de vie « vert ». Pour la France, Le Jeannic (1997) parle du goût pour « vivre dans un cadre naturel loin de l'agitation des villes, dans des maisons spacieuses et pourvues de jardins, tout en conservant la source de rémunération qu'est l'emploi en ville ». En effet, résider en milieu urbain ou périurbain résulte, pour les ménages qui ont à faire un tel choix, d'un arbitrage qui dépend à la fois de l'accessibilité à des bassins d'emplois et à des infrastructures culturelles et éducatives (écoles notamment) usuellement associés au tissu urbain et à des aménités environnementales et paysagères plus spécifiquement rurales. La gestion de ces aménités, en particulier dans les villes et leurs ceintures périurbaines, est aujourd'hui une préoccupation des pouvoirs publics locaux (Davodeau, 2005).

Les basses densités de population, le calme, la faible pollution atmosphérique, la présence d'espaces ouverts et récréatifs participent de ce cadre de vie périurbain recherché par les migrants, ainsi que les paysages entretenus par l'activité agricole et forestière dont nous allons analyser le rôle. La revue *Landscape and Urban Planning* s'est largement spécialisée dans l'étude des paysages de cet habitat métropolitain éparpillé dans les campagnes, avec des travaux conduits dans des approches paysagères, architecturales, géographiques ou économiques. En France, Donadieu et Dalla Santa (1998) ont décrit, illustré et analysé ces « campagnes urbaines ». En Amérique du Nord et en Europe, les travaux sont à foison.

Nous nous proposons ici de faire le point sur le pan de cette littérature qui est consacrée à l'évaluation économique des paysages de campagnes résidentielles. Nous insisterons tout particulièrement sur les recherches qui estiment ce prix à travers le fonctionnement du marché foncier et immobilier grâce à la méthode des prix hédonistes et nous n'évoquerons qu'incidemment des travaux fondés sur d'autres méthodes économiques (évaluation contingente, analyse des préférences), bien que la matière soit fort abondante. L'objectif poursuivi, qui est d'éclairer le rôle des déterminants « verts » dans la périurbanisation, nous amène également à laisser en dehors du champ analysé ici le domaine des paysages urbains ou d'objets particuliers, comme les sites industriels à risque ou polluants, les décharges, les accès aux réseaux ferroviaires ou autoroutiers, etc. Nous ne nous intéresserons pas non plus particulièrement aux paysages remarquables ou aux sites exceptionnels car, au-delà de cas particuliers, il s'agit d'évaluer le prix de paysages ordinaires pour comprendre le rôle de ces derniers dans la périurbanisation, qui est un phénomène massif et profond des sociétés développées modernes.

Le repérage bibliographique que nous avons effectué nous a donné un ensemble de références bien trop large pour qu'elles puissent être citées ici. Nous avons retenu celles qui nous ont semblé particulièrement importantes, soit parce qu'elles étaient innovantes lorsqu'elles ont été

publiées, soit parce qu'elles sont souvent citées dans la littérature, soit pour la notoriété des revues qui les ont publiées, etc. Il n'en reste pas moins que d'autres articles auraient pu être choisis. En tout état de cause, une couverture la plus large possible du champ n'était pas notre ambition. Les références retenues sont issues d'une recherche systématique menée dans un ensemble de revues, françaises puis internationales, ayant trait à la géographie, à l'économie et au paysage (cf. liste en annexe).

Le reste de ce chapitre est ainsi organisé. La section 2 brosse les traits saillants des travaux sur les paysages afin d'indiquer la place du domaine qui est le nôtre dans ce tableau d'ensemble. La section 3 présente des résultats sur la valeur économique des paysages et la section 4 conclut.

2. LE PAYSAGE ET SON EVALUATION ECONOMIQUE

Le paysage est conceptualisé par de nombreuses disciplines scientifiques, qui développent des méthodes pour l'analyser et l'évaluer. En des termes synthétiques, cette section rend compte, tout d'abord, de cette diversité d'approches¹, avant d'en venir aux catégories paysagères qui font l'objet d'évaluations économiques et aux méthodes utilisées par cette discipline pour estimer le prix des paysages.

2.1. LE PAYSAGE

La notion de paysage. La notion de paysage a des sens multiples, ambigus et parfois antagonistes. Etymologiquement, « le paysage, c'est ce que l'on voit du pays ; ce que l'œil embrasse d'un seul coup d'œil, le champ du regard ». Cette définition, tirée de « Les mots de la géographie » (Brunet *et al.*, 1992) fusionne celle de Neuray (1982), le paysage c'est « ce que je vois », et de Noirfalise (1988), c'est-à-dire la « physionomie d'un espace qu'on embrasse du regard ou celle d'une contrée que l'on traverse, parcourt ou survole ».

Bertrand (1978) et Berque (2000) précisent que le plus simple et le plus banal des paysages est à la fois social et naturel, subjectif et objectif, production matérielle et culturelle, réel et symbolique. Le paysage se situe à la frontière entre un objet, l'espace ou le lieu, et un sujet, l'observateur.

Le paysage apparaît dans ces définitions comme une image de la réalité perçue par les sens. Il fournit des informations sur un espace de dimensions réduites, celui qu'un observateur perçoit du sol, en trois dimensions, dans une vision nécessairement limitée par des volumes, des plans verticaux, des écrans, des perspectives, des angles de vision (Pinchemel et Pinchemel, 1992). Le paysage est donc une apparence de la manière dont les éléments constitutifs d'un lieu s'organisent dans l'espace.

Les différentes approches du paysage. Le paysage peut être abordé par différents points de vue qui renvoient aux composantes physiques créatrices de la morphologie paysagère, à des processus géomorphologiques, écologiques, économiques ou sociaux qui le façonnent, à la manière dont un sujet-observateur l'appréhende.

Le géomorphologue s'intéresse à la genèse du modelé du paysage, à la nature géologique de son sous-sol et aux forces d'érosion qui vont conditionner la mise en place de sols avec des aptitudes diverses, d'où vont découler une colonisation biologique et une occupation humaine différenciées. L'écologue va identifier des écosystèmes associés au paysage afin d'en comprendre le fonctionnement. Il pourra ensuite en proposer des modalités de conservation et de gestion. L'historien va proposer une lecture du paysage en tant qu'héritage culturel de

¹ Cette section emprunte de nombreux éléments à Froment et Van Der Kaa (1996) : Introduction et chapitres Analyse du paysage, Paysage et aménagement du territoire et Paysage et gestion de l'environnement.

civilisations passées. Son attention se porte sur les marques de l'homme et des sociétés humaines sur le paysage. Une trame cadastrale ancienne, des bâtiments patrimoniaux, des toponymes anciens sont autant de traces d'une civilisation, de ses permanences, de son évolution, de ses ruptures. Le géographe, par une approche globale, va s'intéresser aux localisations, à l'identification de structures spatiales produites par l'occupation humaine, comme par exemple les systèmes agraires, et à l'analyse des relations qui sous-tendent ces structures. Le psychologue introduit dans l'analyse du paysage la dimension de la perception (Gestalt). Le paysage n'existe que si on le regarde et l'observateur en est lui-même un acteur dont il faut tenir compte dans l'analyse paysagère. L'économiste s'intéresse au paysage qui constitue un cadre de vie résidentiel, un espace récréatif visité ou un environnement à conserver. La personne est ici privilégiée : il s'agit d'analyser ses préférences paysagères, les comportements qui en découlent et le prix qu'elle consent à payer pour jouir de paysages, les sauvegarder ou les embellir.

Ainsi, les éléments caractérisant le paysage, dans toutes ces approches, appartiennent autant à la nature, constituant un donné de base, qu'à la culture des hommes qui occupent l'espace ou l'ont occupé. Le paysage donne l'image d'une interface nature/culture.

2.2. L'ANALYSE DU PAYSAGE

L'analyse du paysage s'attache à l'inventaire des éléments constitutifs du paysage. Elle se distingue de l'évaluation du paysage qui tente quant à elle de déterminer la valeur ou l'importance du paysage.

Sur des bases objectives

Le relief constitue la structure de base du paysage. Il définit dans une large mesure la limitation du champ visuel. L'absence de relief permet à un observateur, si aucun masque ne bouche la vue, de voir un horizon très lointain (mer, grande plaine, etc.). Le relief peut également structurer la vue en plaçant en horizon des lignes de crête. Par ailleurs l'orographie, par l'intermédiaire des pentes, exerce une influence sur les lieux d'habitat, le dessin du parcellaire, la capacité de mise en valeur agricole et forestière, etc.

La couverture du sol, composée d'éléments naturels et construits, pose sur le relief une nouvelle trame. Outre qu'elle peut produire des masques visuels, l'occupation du sol est un élément majeur de la diversité des formes et des couleurs du paysage. Les différentes affectations (occupation végétale et éléments construits) et leur agencement dans l'espace, en créant des gabarits, des couleurs, des ordonnancements, vont influencer la structure et la lisibilité du paysage.

Sur des bases perceptives (subjectives)

Le processus de perception du monde réel, à travers nos différents sens, produit une image mentale ou représentation du paysage. La perception du paysage varie non seulement d'un individu à l'autre mais également d'un contexte à l'autre, en fonction de l'état physique, psychique et affectif momentané de l'observateur. Un lieu réel, objectif, forcément unique, donne naissance à une multitude de représentations mentales individuelles, conduisant à des différences d'appréciation du niveau qualitatif du paysage. Les appréciations individuelles se rejoignent en fonction de sensibilités communes liées à la culture, la formation, l'appartenance sociale, etc.

La perception paysagère est essentiellement visuelle, dans le cas de notre culture occidentale. Le paysage est perçu d'emblée et dans sa totalité. Ce n'est qu'en seconde étape que l'observateur passe à l'analyse des détails. L'analyse paysagère procède par hiérarchisation et tient compte de plusieurs critères.

Les limites du paysage bornent la vue. Ce sont les limites visuelles qui font obstacle à la vue et qui correspondent à des zones particulièrement sensibles puisque tout changement y est perçu avec un maximum d'acuité. Un autre cas particulier de limite est celui de l'horizon, en distinguant l'horizon externe au-delà duquel plus rien n'est visible et l'horizon interne constitué des jeux d'écrans créant des zones d'ombre, à l'intérieur du champ de visibilité, que l'observateur peut deviner. Les limites définissent également la profondeur du champ visuel et l'ordonnement des plans de vision.

Le contenu du champ visuel est analysé en distinguant des zones homogènes qui vont se différencier par :

- les composantes visuelles (relief, contours, lignes, textures et couleurs) ;
- l'organisation visuelle du paysage (lignes de force, points d'appel, effets de contraste, ...) ;
- les facteurs d'ambiance, c'est-à-dire la manière dont les éléments du paysage parviennent, par leur organisation spatiale, à satisfaire le sens esthétique de l'observateur. Un paysage de qualité répond, ainsi, à des besoins de l'esprit en information permettant de voir les choses telles qu'elles aient une signification dans le cadre de l'expérience passée de l'observateur, une lisibilité (regroupement visuel, repérage, identification), ainsi qu'une harmonie (pour « l'émotion esthétique ») ;
- les facteurs de variabilité. L'appréciation qu'un individu porte à un paysage ne sera pas identique à celle d'un autre. De plus, la position d'un observateur permettra d'apprécier différemment le paysage. C'est pourquoi, les paysages les plus appréciés sont ceux que l'on observe depuis des points de vue dominants (par exemple un appartement en haut d'un immeuble ou une position topographique stratégique). Finalement, les facteurs climatiques peuvent exercer une influence sur l'aspect du paysage en modifiant sa visibilité, les textures ou les couleurs.

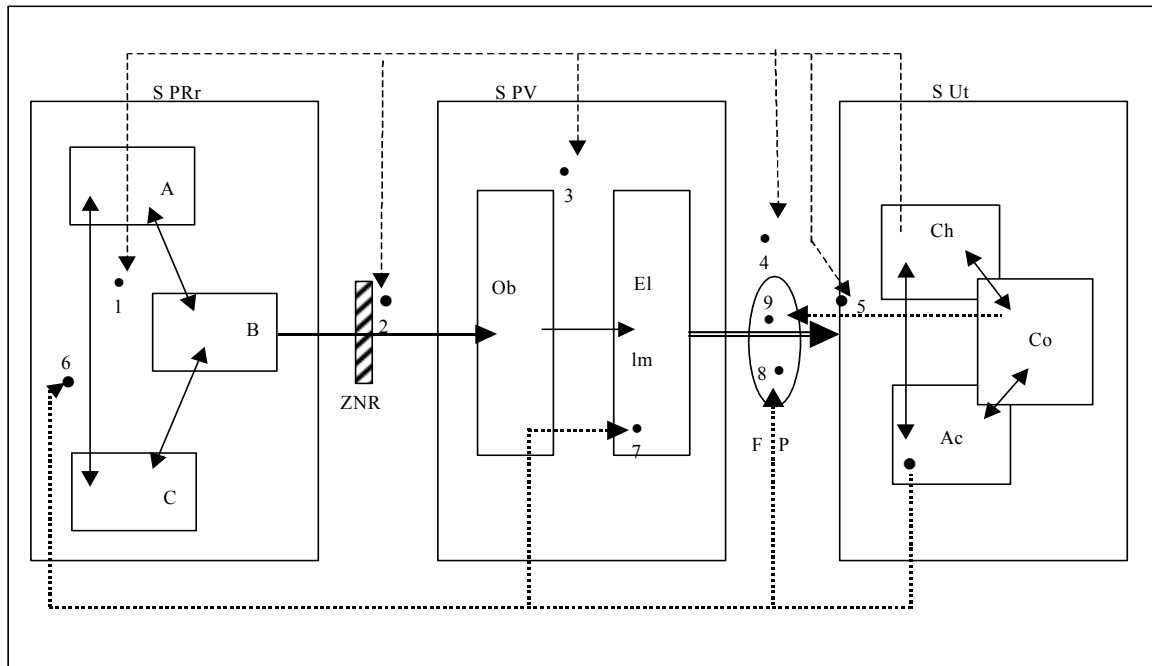
Du paysage réel au paysage vécu. Plusieurs étapes permettent de caractériser un paysage et de l'intégrer dans chacun de nos esprits. Premièrement, le paysage réel, objectif, peut être appréhendé par l'impression d'ensemble (les plans successifs) que l'on retire de l'objet observé, et également par les composantes de l'espace, c'est-à-dire la structure primaire (relief et modelé) et secondaire (éléments naturels et construits, utilisation du sol). Ensuite, des éléments de perception permettent, comme leur nom l'indique, de passer du paysage réel au paysage perçu. Il s'agit d'éléments tels que la texture (couleur et rugosité) ou encore des critères de dominance (ligne de force, éléments valorisants, diversité et harmonie des formes, luminosité, saison, etc.). Finalement, le filtre de la subjectivité, qui nous fait percevoir un paysage d'une manière ou d'une autre, dépend également de l'observateur, de sa culture et des conditions d'observation. Ces éléments renforcent encore l'idée que le paysage ne peut pas être que perçu, mais également et surtout vécu. Ainsi, la perception est elle-même influencée par la familiarité que l'on possède avec le paysage (paysage vécu).

L'approche bisontine : du paysage analogique au paysage digital

La démarche de l'école bisontine s'appuie sur la formalisation systémique mise en place par Brossard et Wieber (1980 ; 1984) et qui fait référence dans les travaux contemporains de la géographie quantitative française. Globalement, cette approche propose d'aborder la complexité du paysage sous l'angle de la théorie des systèmes et de l'information (figure n°1). Le paysage est le produit de l'interaction du milieu physique (l'abiotique qui correspond aux éléments invariants), du milieu naturel (le biotique) et de l'action humaine (l'anthropique, ou les signes patents de l'action de l'homme). Cet ensemble constitue le « sous système producteur » du paysage et correspond aux éléments matériels : c'est l'émetteur. Le paysage est aussi l'objet d'une perception individuelle, mais également objet de représentations construites socialement et collectivement selon les rapports que les groupes sociaux

récepteurs (consommateurs, chercheurs ou aménageurs) entretiennent avec lui. Cet ensemble constitue le « sous système utilisateur » qui peut, dans une certaine mesure, rétroagir directement ou indirectement sur la production du paysage. Entre les deux sous systèmes s'intercale le « sous système paysage visible » formé d'une collection d'objets (relief, pente, modelé, végétation, constructions, réseaux, etc.) associés d'une certaine manière les uns aux autres pour former des éléments d'image (amplitude, tracé, contraste, couleur, structure, texture) et qui par leur composition particulière en chaque point de l'espace et selon la position d'un observateur produisent un volume scénique.

Figure 1 : Le modèle systémique « paysage » de l'école bisontine



ZNR : Zone de non réductibilité ; FP : Filtre perceptif ; Boîtes : S Pr. Système producteur ; a : Abiotique ; B. Biotique ; C. Construit ; S PV : Système paysage visible ; Ob. Objets ; El. Im. Éléments d'images. S Ut. Système utilisateur ; Ch. Recherche, étude ; Co. Consommation, vente ; Ac. Action, aménagement. Flux : Flèche noire : objets ; flèche creuse : images. Etude (flèche tiretée) : 1. 1. Directe du S Pr ; 2. Indirecte du S Pr ; 3. Directe du S PV ; 4. Du filtre perceptif ; 5. Du S Ut. Action (flèche pointillée) : 6. Indirecte par l'aménagement, la construction ; 7. Directe sur l'aspect paysager ; 8. Sur FP par l'information, la législation ; 9. Sur FP par les choix, les mythes.

(Extrait de Th. Brossard et J.C. Wieber, 1984).

Cette analyse du paysage a été déclinée en deux approches successives.

L'approche analytique. En prenant ici l'exemple des travaux d'Ormaux (1986 ; 1987), cet auteur, pour décrire les formes visibles du paysage, utilise une nomenclature organisée autour des trois catégories « abiotique », « biotique », « construit ou anthropique », en s'appuyant sur un échantillonnage raisonné de photographies de paysages (collectées à partir des routes, chemins, pistes, cours d'eaux, etc.). Une lecture systématique des photographies permet de distinguer les poids visuels des plans photographiques et la part relative occupée visuellement par les objets qui s'inscrivent dans chacune des trois catégories. Enfin, le corpus de données quantitatives issues des dépouillements précédents fait l'objet de traitements statistiques (typologies factorielles) et de traitements par analyse spatiale (lissages, cartographie des cônes de vue, etc.) afin de faire apparaître les structures paysagères. Comme la collecte des données est faite « manuellement » (prises de vue, puis codage de l'information visuelle photographique), l'inventaire paysager devient vite très lourd dès que la zone d'étude est un peu étendue. Ainsi, même si elle fut très productive sur un plan théorique, cette filière a été entièrement repensée depuis une dizaine d'années à la lumière des possibilités techniques offertes par les nouvelles techniques d'analyse de l'espace et les pratiques qu'elles autorisent.

L'approche digitale. Grâce au développement de nouveaux outils et techniques (système d'information géographique, analyse d'image) qui apportent une aide très significative à la gestion et à l'analyse de l'information spatiale, Vuillod (1994), Brossard et Joly (1999), Foltête (1998), etc. introduisent des procédures d'inventaire paysager originales. Aujourd'hui, le corps de méthode construit à ThéMA (Théoriser et modéliser pour aménager, UMR CNRS 6049, Université de Franche-Comté), fonde la filière « digitale » qui privilégie une approche indirecte et modélisée. Le paysage visible résulte de la superposition et de la combinaison de plusieurs couches d'information spatiale. Il s'agit, principalement, d'une part des formes du relief qui constituent l'armature topographique du paysage et qui sont représentées grâce à un modèle numérique de terrain (MNT) et, d'autre part, de l'occupation du sol qui décrit la couverture paysagère est qui est connue par des photo-interprétations d'images satellites. A partir de ces deux sources, une image des paysages est créée. Nous ne détaillerons pas cette méthode ici, car elle est exposée par ailleurs dans ce rapport (cf. chapitre X).

2.3. L'EVALUATION DU PAYSAGE

Il n'y a pas d'étalon fixe, ni absolu, de la qualité d'un paysage. Cependant, il existe plusieurs méthodes qui en proposent une évaluation relative. Selon l'approche adoptée, on distingue trois catégories : les méthodes d'inventaires descriptifs privilégient une approche basée sur les composantes physiques du paysage (paysage-objet) ; à l'opposé, les méthodes de préférences individuelles relèvent d'une évaluation anthropocentrique du paysage, puisque c'est au travers de l'utilité retirée par les individus qu'il est possible d'en appréhender la valeur ; enfin, une troisième approche prend en considération les aspects physiques et anthropocentriques dans des méthodes quantitatives.

Les inventaires descriptifs

Deux types de modèles évaluatifs existent. Le premier, *formal aesthetic model*, pour lequel les valeurs esthétiques sont inhérentes dans les propriétés formelles du paysage (les formes, lignes, couleurs et textures), ainsi que dans leur interrelation (Daniel et Vining, 1983). Ces relations entre éléments sont évaluées afin de classer chaque espace en termes de variété, unité et intégrité. Du fait que les résultats de ce type d'évaluation sont ordonnés en catégories, et non de manière cardinale ou en intervalles, il est plus difficile de les intégrer dans des évaluations de type économique.

Le second modèle, dit écologique, examine la qualité d'un paysage sous l'angle biologique ou écologique. Le paysage est évalué en termes d'espèces de plantes et d'animaux présents, ou encore de zones écologiques. L'être humain est considéré comme un utilisateur du paysage (Daniel et Vining, 1983). Les modèles écologiques sont conçus pour des zones spécifiques et sont par-là même difficilement reproductibles pour d'autres zones.

Les modèles de préférences individuelles

On considère ici que l'attractivité visuelle d'un paysage est, en dernier recours, un produit de l'ensemble des opinions émises par les individus concernés par le paysage. La qualité (ou valeur) d'un paysage est classée sur la base des préférences individuelles du paysage global. L'essence de cette approche réside dans le jugement du paysage dans sa totalité. Les données sont récoltées au moyen de questionnaires ou d'enquêtes verbales. Parmi les méthodes utilisées, les modèles psychologiques se réfèrent aux sentiments et perceptions des individus regardant le paysage. Ainsi, un paysage de haute qualité évoque des sentiments positifs, tels que sécurité, joie, relaxation, alors qu'un paysage de moindre qualité est associé au stress, à la peur, etc. Ensuite, les modèles phénoménologiques conceptualisent la perception comme une relation intime entre un individu et l'environnement. L'outil principal d'évaluation est

l'entretien personnel. Ces modèles sont surtout utilisés pour mettre en évidence l'importance du contexte humain auquel les paysages se heurtent (Daniel et Vining, 1983).

Les techniques quantitatives

Ces techniques regroupent, en partie, la méthodologie utilisée par les deux types de modèles évaluatifs décrits précédemment. Cependant, l'aspect majeur réside dans l'utilisation d'outils statistiques, et plus particulièrement les analyses de régression multiple. Le but est d'établir une relation entre les composantes du paysage et les préférences des individus.

Parmi ces techniques, les modèles psychophysiques cherchent à déterminer une relation entre les caractéristiques physiques du paysage (topographie, végétation, hydrographie, etc.) et les jugements perceptifs des individus. Les « *surrogate component models* » cherchent, quant à eux, à identifier et mesurer les caractéristiques physiques du paysage, en tant que substituts de la qualité visuelle. Les caractéristiques sont réparties en trois groupes : macrorelief (types de terrains), relief relatif et présence d'eau. A noter encore un autre type de technique, celui des systèmes de management visuel, qui utilisent les construits intuitifs et les attributs physiques des paysages facilement observables, afin d'aboutir à une décision de classification du paysage.

2.4. L'EVALUATION ECONOMIQUE DES PAYSAGES

2.4.1. Les méthodes d'évaluation économique disponibles

Les économistes disposent de deux familles de méthodes pour évaluer des biens non marchands. Les méthodes des préférences révélées déduisent le prix de ce bien du prix de la dépense consacrée à son acquisition ou à l'achat d'un bien qui le contient. Il s'agit, principalement, de la méthode des prix hédonistes et de celle des coûts de transport. Les méthodes des préférences déclarées procèdent par enquête directe auprès d'agents économiques pour qu'ils déclarent la valeur qu'ils attribuent à ce bien. Parmi celles-ci, la méthode d'évaluation contingente est la plus répandue, tout au moins jusqu'à récemment.

Plus précisément :

Préférences révélées :

- **La méthode des prix hédoniste** permet de décomposer le prix global d'un bien, comme un logement, pour obtenir le prix de chacun de ses attributs, en particulier celui des attributs paysagers auxquels on s'intéresse. On peut décomposer, de la même façon, le salaire pour obtenir le prix de ses attributs intrinsèques (âge, diplôme, qualification du travailleur, etc.) et celui des attributs de l'environnement (accepte-t-on des salaires inférieurs en présence d'aménités, en demande-t-on des plus élevés dans un cadre aux fortes nuisances ?).
- **La méthode des coûts de transport** mesure le coût consenti pour aller visiter un site et déduit de cette dépense la valeur de ce site pour le visiteur. Les prix hédonistes s'appliquent donc surtout à des biens résidentiels et les coûts de transport à des biens récréatifs.

Préférences déclarées :

- **La méthode d'évaluation contingente** utilise un questionnaire pour présenter à un enquêté un scénario qui implique le bien non marchand d'intérêt et lui demander son consentement à payer pour la réalisation de ce scénario. La précision de ce dernier et le réalisme de la question (en particulier : quel moyen de paiement est-il proposé et comment faire déclarer un montant monétaire ?) sont les grandes difficultés de cette méthode.

- La méthode d'évaluation contingente cède de plus en plus la place à des méthodes apparentées, i.e. qui relèvent également des méthodes de préférences déclarées, comme la **méthode de comparaison de paires** (l'enquêté choisit entre des couples de photos ou de scénarios), qui s'élargit en **méthode des choix expérimentaux**. Par exemple, il s'agit de choisir entre deux maisons qui diffèrent par leur surface habitable, la distance au lieu d'emploi, le paysage, le prix, etc. On évite ainsi, en particulier, la question du mode de paiement, puisque le prix n'est qu'un élément parmi d'autres qui permettent à l'enquêté d'opérer son choix.

Ces deux types de méthode sont complémentaires. Les préférences révélées exploitent des comportements observés, en particulier des prix payés sur des marchés. Mais le bien non marchand d'intérêt étant souvent un simple attribut d'un bien composite (comme un logement), il n'est pas simple d'extraire du total le prix de ce seul bien. Avec les préférences déclarées, on se heurte au problème du comportement de la personne enquêtée, qui peut ne pas accepter le scénario hypothétique de l'enquête, mal le comprendre ou faire parfois de fausses déclarations. Pour simplifier, disons que les préférences déclarées permettent de contrôler le protocole de l'enquête, un peu comme lorsqu'on fait une expérience en laboratoire, alors que les préférences révélées s'apparentent à un travail de terrain, où c'est le monde réel qui est observé, mais où on n'est pas sûr que la condition « toutes choses égales d'ailleurs » soit réalisée.

De plus, les valeurs mesurées ne sont pas les mêmes dans les deux cas, pour plusieurs raisons. Avec les préférences révélées, on obtient la valeur d'usage du bien non marchand auquel on s'intéresse. Les préférences déclarées permettent d'évaluer également des valeurs de non usage, comme les valeurs d'existence (la valeur que procure à un agent économique le fait de savoir qu'un bien existe, même s'il n'en a pas l'usage), les valeurs de legs (la valeur attribuée au fait de savoir que les générations futures pourront en avoir l'usage), ou d'altruisme (le plaisir de faire plaisir à autrui). Les préférences déclarées donnent donc un minorant de la valeur totale du bien non marchand. Cependant, on s'accorde pour reconnaître que l'estimation de valeurs de non usage est la partie la plus difficile et la plus controversable des méthodes des préférences déclarées.

Nous allons, par la suite, nous centrer sur la méthode des prix hédonistes, sans nous arrêter aux problèmes de méthode propres à l'évaluation contingente (sur le sujet : voir Amigues *et al.*, 1996) ni aux résultats qu'elle permet d'obtenir sur le consentement à payer pour les paysages (sur cette question Rambonilaza, 2004, présente une abondante bibliographie).

2.4.2. Les variables paysagères des travaux d'évaluation économique

Un bref inventaire des types de variables que les économistes introduisent dans les modèles d'évaluation du paysage permet d'ordonner la présentation des résultats qui suivra. Nous distinguons des approches qui s'appuient sur des variables mesurées seulement par des distances (géographie en une dimension), puis des travaux reposant sur des paysages définis dans un espace à deux dimensions, sans ou avec reconnaissance de formes et, enfin, les paysages vus, soit à travers des images photographiques soit par reconstitution (modèles numériques à trois dimensions, images de synthèse). Il va de soi que cette classification est schématique. En particulier, elle ne tient pas compte de ce que de nombreux articles que nous allons présenter combinent plusieurs de ces approches.

Les objets et la distance (une dimension)

Dans ces approches, on repère des objets particuliers, qu'il s'agisse de nuisances (décharges, pylônes électriques, routes) ou d'aménités (golfs, jardins publics, espaces verts) et on tient généralement compte de la distance qui les sépare de l'habitation. On est donc assez loin des

paysages, quoique ce soit parfois la vue sur ces objets qui soit étudiée. Les résultats apportent une information sur la décroissance plus ou moins rapide de l'influence sur le prix du bien de la distance à ces objets.

Les paysages à deux dimensions, sans variables de forme

On s'intéresse ici à des surfaces dans un périmètre autour de l'habitation (le plus souvent un cercle ou une unité administrative, comme une commune ou, aux Etats-Unis, un comté). Il s'agit généralement d'une partition de l'occupation des sols en grandes catégories ou de la part occupée par celles-ci. Les photographies aériennes ou des images de satellites sont les sources de données les plus souvent utilisées. L'exhaustivité peut ainsi être atteinte, qui permet de dresser des cartes de régions étudiées ou de relier le paysage en un point donné à une habitation, pour étudier si le prix de celle-ci incorpore ou non des attributs paysagers. Mais c'est au prix d'une très forte simplification : non seulement l'esthétique n'est pas prise en compte, mais on perd également toute notion de forme, pourtant essentielle pour caractériser un paysage.

Les paysages en deux dimensions, avec variables de forme

Dans ces approches, on mesure des surfaces, comme précédemment, mais aussi la taille des taches, leur forme ou leur combinaison. Pour cela, on utilise des indices définis par l'écologie du paysage (diversité, fragmentation, etc.), des variables géométriques (dimension fractale) ou des résumés statistiques (moyenne, écart-type). On ne sait pas si les ambiances paysagères, ainsi définies par ces variables, sont vues ou non depuis l'habitation, mais on suppose que tel est le cas ou que, à tout le moins, elles sont un cadre de promenade de proximité et, par voie de conséquence, on teste la sensibilité du consommateur à ces variables par des méthodes directes ou indirectes.

Nous reprenons ici la caractérisation de ces travaux faite par Cavailhès et Hilal (1999) : « Le paysage est analysé par l'intermédiaire des objets matériels qui le composent sans toujours tenir compte de leur visibilité. Les composantes retenues intègrent les formes du relief du point de vu topographique et géologique, le sol, le couvert végétale, etc., en somme la géosphère², le but étant de montrer comment s'agencent ces différentes couches et comment elles interagissent pour créer les états et les comportements des paysages. L'équilibre des formes de composition élémentaires et leur biodiversité servent à qualifier et à donner une valeur aux paysages. Dans cette perspective, les travaux d'écologie du paysage s'orientent vers la définition d'indices paysagers (Geoghegan *et al.*, 1997), alors que d'autres recherches, plutôt agro-écologiques, procèdent par découpages successifs du paysage visible et du milieu aboutissant à une cartographie des unités physiologiques (Deffontaine et Prigent, 1987), des écotopes, des segments de paysages, etc. (Richard, 1989 ; Lo, 1994 ; Richard et Beroutchachvili, 1996). Dans ces démarches, paysage et espace sont souvent confondus dans le sens où la lecture du paysage est zénithale : celui-ci est vu pour reprendre l'expression de Foltête (1998), du dessus, selon un plan vertical. Les méthodes d'évaluation qui entrent dans le cadre de ces démarches naturalistes, posent les caractéristiques écologiques du paysage comme éléments fondateurs de sa qualité esthétique ».

La vue de paysages par des photographies

Les photographies de paysages ont pendant longtemps été le matériau essentiel utilisé pour en faire l'analyse et estimer leur valeur économique. Elles présentent l'avantage d'introduire l'esthétique dans l'analyse des paysages et leur évaluation, mais les inconvénients sont forts :

² Enveloppe qui correspond à l'épiderme de la terre, soit en gros une succession de couches qui se superposent et s'imbriquent les unes dans les autres depuis le front d'altération des roches jusqu'à la cime des plus grands arbres.

des biais risquent d'être introduits (la qualité de la prise de vue est difficilement séparable de l'esthétique du paysage), l'échantillonnage est difficile, mais indispensable puisqu'il n'est possible de montrer qu'un petit nombre de photographies, la méthode est lourde et coûteuse en temps. Néanmoins, elle est encore utilisée de nos jours, du fait de ses avantages, et les recherches méthodologiques en ce domaine se poursuivent (par exemple Meitner, 2004, compare différentes techniques de prise de vue, l'objectif étant de reconstituer un panorama sur 360°).

La vue de paysages par des modèles numériques en trois dimensions

Dans ces approches, dont l'usage ne remonte qu'à quelques d'années, on introduit la vision elle-même dans le monde à deux dimensions précédemment présenté, en intégrant à l'analyse la troisième dimension par la topographie. Il s'agit ici d'étudier l'effet du champ vu et, au sein de celui-ci et selon les travaux, celui des surfaces vues et occupées par différents usages, de la vue sur des objets et de leur composition, des formes topographiques, selon la distance entre l'observateur et ces éléments du champ visuel.

Pour reprendre à nouveau l'analyse de Cavailhès et Hilal (1999), « l'observateur [est mis] au centre de l'analyse. Le paysage est défini comme ce qui est vu par un individu : il est image territoriale qui relève plus que d'une perception visuelle, de systèmes de représentations forgés par des valeurs collectives, culturelles, sociales (souvent celles des classes dominantes). (...) Les méthodes d'évaluation intègrent les éléments de la perception visuelle et les sens et les valeurs sociales et culturelles que l'observateur leur attribue. Au-delà de cette approche « subjectiviste » des paysages, des méthodes intégrant les éléments objectifs ont été développées, pour lesquelles « les méthodes d'évaluation se décomposent schématiquement en trois temps (Le Floch, 1996 ; Girardin et Weinstoerffer, 1998) : une analyse du paysage objet ; un inventaire des perceptions à l'égard du paysage ; une synthèse des données rassemblées lors des deux phases précédentes. Les résultats de ces démarches aboutissent à la constitution de grilles de lecture paysagère (cf. Rougerie et Beroutchachvili, 1991 ; Facchini, 1994) qui donnent selon les auteurs et selon les champs disciplinaires une place variable aux complexes psychologiques, sociaux ou naturels ».

3. LE PRIX HEDONISTE DES PAYSAGES ET ESPACES VERTS ET NON BATIS

Nous reprenons, dans cette section, la typologie proposée ci-dessus, en exposant successivement les travaux qui analysent le prix hédoniste de la présence d'objets selon leur éloignement, puis celui de la couverture des sols (deux dimensions) selon qu'ils n'introduisent pas ou, au contraire, qu'ils utilisent des variables de forme (compositions paysagères, indices d'écologie des paysages). Les vues de paysages sur photographies et, enfin, la vue de paysages en trois dimensions sont analysés. Le plus souvent, nous présentons les articles des revues scientifiques internationales avant ceux qui concernent la France, qui sont souvent publiés dans des revues nationales. A la fin de chaque sous-section, un tableau résume les travaux principaux.

3.1. DISTANCE AUX OBJETS PAYSAGERS

La présence d'objets particuliers, qu'il s'agisse d'aménités comme un parc ou de nuisances comme un pylône électrique, est facile à renseigner statistiquement, de même que la distance entre un logement et cet objet, aisément calculée sur un plan ou une carte. C'est pourquoi les économistes ont intégré depuis longtemps ce type de variables dans des évaluations de prix hédonistes. Si les géographes savent, depuis toujours pourrait-on dire, que les paysages s'analysent selon la distance entre un observateur et ce qu'il voit, pour les économistes, la

distance permet d'introduire le concept de bien public paysager impur (Correll *et al.*, 1978 ; Lee et Fujita, 1997). Elle permet aussi d'analyser, lorsque l'échelle est assez grande, l'effet sur le prix d'une habitation de la contiguïté à un objet comme un espace vert (Hobden *et al.*, 2004 ; Mooney et Eisgruber, 2001 ; Thorsnes, 2002). La distance se prête également à l'étude de la décroissance de l'effet sur le prix immobilier d'un objet lorsqu'on s'en éloigne, ce qui s'applique aussi bien à des nuisances (Garrod et Willis, 1998 ; Hamilton et Schwann, 1995) ou à des aménités comme des zones humides (Mahan *et al.*, 2000), vertes (Bolitzer et Nefusil, 2000 ; Morancho, 2003 ; Smith *et al.*, 2002) ou boisées (Tyrvaïnen et Miettinen, 2000). Ces quelques exemples, que nous allons développer, ne représentent qu'une petite fraction des très nombreuses études d'évaluation économique utilisant des variables de distance.

La distance permet de comprendre que la plupart des biens paysagers ont un double statut, comme le montrent Correll *et al.* (1978), distinction reprise par Lee et Fujita (1997). En effet, une ceinture verte est à la fois bien public pur par la vue que l'on en a et un bien public impur, puisque, du fait de l'éloignement, il est possible d'exclure une fraction des consommateurs. Correll *et al.* mesurent ce dernier aspect avec une fonction de prix hédoniste assez simple et ils concluent qu'à un kilomètre d'un parc, les valeurs immobilières ont baissé d'un tiers par rapport aux maisons adjacentes. Rajouter la vue sur ce parc n'est pas significatif, mais peut-être, disent-ils, est-ce parce que la vue est une variable difficile à mesurer : elle peut être bouchée de façon quasi-aléatoire, eu égard aux possibilités de la mesurer avec les méthodes disponibles en 1978.

La mesure de la contiguïté entre un parc, un espace ouvert ou une forêt et des habitations suppose des plans à grande échelle. Nous prendrons quelques exemples pour illustrer ces travaux. Bolitzer et Netusil (2000) s'intéressent à la fois à l'effet sur le prix des habitations de la présence de zones vertes selon la distance, en particulier lorsque ces habitations jouxtent les espaces verts. Ils utilisent la méthode des prix hédonistes à partir de 16400 ventes de maisons individuelles dans la région de Portland (Oregon). En moyenne, les logements à moins de 500 mètres à vol d'oiseau valent 1,5% plus cher que la moyenne. Cette valeur s'applique aux jardins publics, la proximité de golfs étant davantage valorisée ; mais celle de jardins privés et de cimetières n'apporte pas de plus-value immobilière. Ils obtiennent un paramètre non significatif pour les logements à moins de 30 mètres d'un jardin public alors qu'il est positif au-delà (mais le nombre d'observations est faible). Ce résultat est interprété comme un effet négatif d'une trop grande proximité d'un espace vert (congestion, bruits), qui contrebalance les effets positifs de l'aménité.

En 2001, Mooney et Eisgruber estiment le prix hédoniste de zones tampons (qui font en moyenne 30 pieds de largeur) destinées à réduire la température de cours d'eau à saumons, dans le bassin hydrographique de Mohawk (Oregon). Ils utilisent les valeurs comptables de 705 transactions et des données qui sont toutes géoréférencées, en particulier pour les zones tampons (variable obtenue par photo-interprétation). Ils montrent que le prix est de 7% supérieur pour les transactions situées sur le front de rivière, mais que la présence d'une zone tampon le fait baisser de 0,06% si elle est large d'un mètre et de 3% si elle fait 50 pieds de large, peut-être parce qu'elle cache alors la vue. La distance intervient donc ici de façon très précise (au mètre près).

Smith *et al.* (2002) distinguent, comme le font Irwin (2002) et Bockstael et Irwin (2000), des espaces qui resteront verts jusqu'à un horizon lointain, du fait de leur statut (parcs publics, golfs) et d'autres qui sont menacés d'urbanisation à une échéance plus proche (terres agricoles ou forêts privés). Ils examinent l'effet de la proximité de la plus proche de ces zones sur les valeurs résidentielles sur un ruban autour d'une route principale en Caroline du Nord, qui s'est fortement urbanisé depuis quelques décennies. L'éloignement du golf le plus proche a un effet négatif sur le prix des maisons et le fait d'être sur une parcelle qui est adjacente à un golf

est positivement valorisé. Par contre, l'éloignement du parc public, de la terre agricole ou de la forêt le plus proche a un effet positif sur le prix (on préfère être loin), ce qui est inexplicable, au moins pour les parcs publics. De plus, les ménages préfèrent que leur parcelle ne donne pas directement sur une terre agricole. Ils attribuent ces résultats à l'anticipation du risque de conversion de ce terrain vers des usages urbains.

Au même moment, Thorsnes (2002) analyse l'impact de la protection de la forêt sur les valeurs de lots (terrains bâtis et non bâtis) situés dans trois lotissements qui la jouxtent, dans la région des Grands Rapides dans le Michigan. La méthode des prix hédonistes est également utilisée, en introduisant des variables caractéristiques des parcelles, de leur localisation au sein du lotissement (voie sans issue, rue principale, croisement...) et leur proximité à la forêt. Pour les maisons, il dispose de quelques variables de structure (peu nombreuses dans la base de données notariales). Le prix des terrains à bâtir est analysé à partir de 431 parcelles et celui des maisons à partir de 486 transactions. L'effet sur le prix de la proximité de la forêt est significatif, puisque les biens valent 5400 à 8400 dollars en plus, soit 19 à 35% du prix, lorsque le *backyard* donne directement sur la forêt. Par contre, de l'autre côté de la rue, probablement sans accès direct à la forêt, la proximité de celle-ci est sans effet sur le prix. Pour les maisons, le prix est très supérieur (14000 à 16000 dollars) sauf dans un cas, mais le *t* de Student est inférieur à celui des terrains, suggérant que des caractéristiques omises de la maison sont captées par le prix de la forêt adjacente.

L'article le plus récent que nous ayons retenu sur la question de la contiguïté est celui de Hobden *et al.* (2004), qui s'intéressent à la plus-value d'une parcelle lorsqu'elle jouxte un espace vert dans une ville de 300 000 habitants, à 25 kilomètres de Vancouver (Canada). Ils utilisent une méthode de comparaison de paires, avec un algorithme qui apparie des biens « vert-adjacents » à des biens ayant des caractéristiques très proches en tout, sauf sur ce point (cette méthode donne des intervalles de confiance plus grands que celle des prix hédonistes, mais des estimateurs moins biaisés). En moyenne, les parcelles mitoyennes d'espaces verts valent 2,8% de plus que les autres. Les petits espaces verts, qui sont généralement des corridors conduisant à de grands parcs, augmentent la valeur de 6,9%. Lorsqu'il y a en plus un sentier piétonnier, la plus-value est de 11%. Ces zones vertes de petite dimension sont plus valorisées que les grands parcs.

Parmi les travaux qui estiment des gradients de valeur selon la distance, retenons celui de Tyrvainen et Miettinen (2000) qui étudient une petite région peu peuplée au Nord d'Helsinki. L'étude a été conduite à partir de 590 transactions de maisons attenantes, en utilisant des plans urbains et des photos aériennes pour le calcul des distances. Le prix des maisons diminue de 5,9% par kilomètre d'éloignement du parc forestier le plus proche. En plus de la distance, la vue sur des forêts a un prix hédoniste correspondant à 4,9% de la valeur du logement. En distinguant des classes de distance, les auteurs analysent plus précisément le gradient de distance au parc forestier le plus proche : l'effet sur le prix des maisons est significatif au seuil de 1% à moins de 600 mètres, il n'est significatif qu'au seuil de 5% entre 600 mètres et un kilomètre, et il ne l'est plus au-delà. Tyrvainen (1997) avait précédemment montré, sur l'exemple d'une autre petite ville finlandaise, qu'un éloignement de 100 mètres d'un parc récréatif boisé entraînait une baisse du prix du logement de 42 FIM par mètre carré.

La proximité et la surface des zones humides ont un prix hédoniste positif dans la région urbaine de Portland (Oregon, Etats-Unis), comme le montrent Mahan *et al.* (2000) en utilisant 14000 observations dans une régression de prix hédoniste : un accroissement d'une acre de la surface de la zone humide la plus proche fait augmenter le prix du bien de 24,4 dollars et, en s'en rapprochant de 300 mètres, sa valeur augmente de 440 dollars. La proximité de lacs est davantage valorisée (1600 dollars pour un rapprochement de 100 mètres). La seconde étape

de la méthode hédoniste, destinée à connaître les fonctions de demande de zones humides, échoue.

Le rôle de la distance à des espaces verts n'est pas identique dans des villes, comme Saint Paul et Minneapolis (Etats-Unis), et dans leurs banlieues, comme le montrent Anderson et West (non daté). Dans ces deux villes jumelles, la proximité de parcs est positivement valorisée (les valeurs immobilières décroissent de 2 à 3 dollars par mètre d'éloignement) ce qui n'est pas le cas dans les banlieues où, par contre, la proximité de lacs ou de golfs a un prix hédoniste supérieur à celui de la ville. De plus, le rôle de la distance interagit avec celui de la surface des espaces verts : la proximité est d'autant plus valorisée qu'ils sont grands, au point que les plus petits d'entre eux peuvent avoir un prix hédoniste négatif.

Moranco (2003), à partir de 810 observations, introduit dans une analyse du prix de biens immobiliers à Castellon (Espagne) plusieurs variables environnementales. Outre les variables de caractérisation des biens, trois variables paysagères ont des prix hédonistes positifs : la vue sur un jardin, la superficie d'espace vert et la distance à l'espace vert le plus proche. Cette dernière est la plus significative : le prix du bien augmente de 300000 pesetas lorsqu'on se rapproche de 100 mètres. L'auteur conclue qu'il serait profitable de préserver un nombre important de petits espaces verts dans la ville, plutôt que quelques grands parcs.

Du côté des nuisances, nous ne citerons que certains travaux sur la vue sur des lignes électriques à haute tension, pour ses effets négatifs sur les valeurs immobilières. Hamilton et Schwann (1995) montrent qu'ils ne s'exercent que dans une étroite bande autour des lignes électriques, mais que cet effet peut être important (jusqu'à 6% de décote) ; il est principalement dû à l'intrusion visuelle. Une méthode d'évaluation contingente (*contingent ranking*) permet à Garrod et Willis (1998) d'estimer le consentement à payer pour réduire la nuisance visuelle de pylônes électriques et autres infrastructures le long de canaux à usage récréatif. Ils obtiennent un résultat significatif, mais faible (0,04 livres par promeneur pour 1% de pylônes en moins).

Pour ce qui concerne les travaux réalisés sur la France, Goffette-Nagot (1994) introduit dans son analyse les plans d'eau (présence ou absence dans une commune) ainsi que des motifs « ruraux » d'attraction touristique (idem) et la présence d'itinéraires de randonnée pédestre (idem). Ces variables n'influencent significativement le prix des logements. Lecat (2003) montre, par contre, que la présence de sentiers pédestres a un très léger effet positif sur le prix des terrains à bâtir, alors que l'existence d'une base de plein air sur la commune n'en a pas. Cavailhès (2005) a introduit dans une équation de prix hédoniste la présence de sentiers de randonnée sur la commune, avec des résultats variables selon le type d'aire urbaine et qui sont rarement significatifs.

Le Goffe et Gerber (1994) s'intéressent à la dégradation du paysage d'un site du fait de l'implantation d'une sablière, par la méthode d'évaluation contingente et concluent que l'effet est significativement négatif. Ils intègrent ce résultat à une analyse coût – avantage.

En conclusion, retenons que les variables de présence d'objets particuliers et de distance qui les séparent d'habitations sont assez faciles à obtenir et qu'elles donnent des résultats assez homogènes d'une étude à l'autre, qui correspondent assez bien à l'intuition. En particulier, ces travaux montrent que les effets de la distance sont en général très localisés : il faut parfois être adjacent à l'objet considéré, ou à quelques dizaines de mètres tout au plus, pour en ressentir les effets positifs (espaces ouverts) ou négatifs (pylônes électriques). Au-delà de quelques dizaines de mètres, une ou deux centaines tout au plus, les consommateurs semblent indifférents à la présence des objets retenus.

En résumé, le tableau 1 indique les principaux travaux qui viennent l'être analysés.

Auteur	Région	Méthode	objet	résultat
Bolitzer et Netusil (2000)	Portland	Prix hédoniste	Zone verte	> 0 si rapprochement
Cavailhès (2005)	France	Prix hédoniste	Sentiers randonnée	NS
Correll <i>et al.</i> (1978)		Prix hédoniste	Ceinture verte	> 0 si rapprochement
Garrod et Willis (1998)		Classement contingent	Vue sur pylônes électriques	< 0
Goffette-Nagot (1994)	France	Capitalisation foncière	Plans d'eau, sentiers randonnée, causes attraction touristique	NS
Hamilton et Schwann, 1995		Prix hédoniste	Vue sur pylônes électriques	< 0
Hobden <i>et al.</i> (2004)	Vancouver	Comparaison de paires	Parcelle adjacente à un espace vert	> 0
			Idem + sentier piétonnier	> 0
Lecat (2003)	Rhône-Alpes	Prix hédoniste	Sentiers pédestres	> 0
			Espaces ouverts	> 0
Lee et Fujita (1997)		Modèle théorique	Localisation optimale d'une ceinture verte	
Le Goffe et Gerbier (1994)			Présence sablière	> 0
Mahan <i>et al.</i> , (2000)	Portland (Oregon)	Prix hédonistes	Surface zone humide la plus proche	> 0
			Distance zone humide la plus proche	> 0 si rapprochement
Mooney et Eisgruber (2001)	Oregon	Prix hédoniste	Front de rivière	> 0
			Front de rivière + zone tampon (50 pieds)	< 0
Morancho (2003)	Castellon (Espagne)	Prix hédoniste	Distance à espace vert, superficie de l'espace vert, vue sur jardin	> 0 pour rapprochement
Smith <i>et al.</i> (2002)	Caroline du Nord	Prix hédoniste	Golf	Distance < 0 et adjacence > 0
			Parc public	Distance > 0
			Parcelle agricole	Distance > 0 et adjacence < 0
			Forêt	Distance > 0
Thorsnes (2002)	Michigan	Prix hédoniste	Forêt	> 0 si accès direct, NS sans accès direct
Tyrvalinen et Miettinen (2000)	Région rurale au Nord d'Helsinki	Prix hédoniste	Parc forestier	> 0 si rapprochement
Tyrvalinen (1997)	Finlande	Prix hédoniste	Parc récréatif boisé	> 0 si rapprochement

Seul le signe positif ou négatif du résultat est renseignée, car la valeur chiffrée dépend beaucoup de la méthode ;
NS : non significatif

Tableau 1. Travaux sur la présence d'objets et la distance

3.2. COUVERTURE DES SOLS (DEUX DIMENSIONS)

Les évaluations économiques du prix de l'occupation du sol par différents types de couverts sont très nombreuses. Nous prendrons deux exemples voisins qui permettent de présenter des résultats sur de nombreux aspects. Des Rosiers et al. (2002) utilisent une modélisation

hédoniste pour estimer la valeur des attributs paysagers autour de 760 transactions vendues entre 1993 et 2000 dans la communauté urbaine de Québec. Un SIG (système d'information géographique) est utilisé pour mesurer les distances au centre ville et la proximité des éléments paysagers, distingués en 31 catégories (arbres localisés devant ou derrière les biens, classés selon leur taille, leur espèce, avec distinction des compositions florale, des haies, des trottoirs aménagés, la présence de patio, les arrangements des balcons...) et situés dans le proche environnement. La méthode économétrique est standard ; elle contrôle les autocorrélations spatiales et fait un diagnostic de l'hétéroscédasticité. Trois modèles ont été estimés, le premier sans variables paysagères, puis deux autres l'un sur des valeurs absolues, le troisième sur les valeurs relatives de ces dernières. Il ressort des résultats que la présence d'arbres a un impact positif sur le prix, tout comme la vue que les propriétaires peuvent en avoir ; c'est encore plus vrai lorsque les biens sont « retirés » ou isolés, et que les propriétaires sont des retraités. Les aménités florales ou jardinières ont aussi un impact positif sur le prix des bungalows et des cottages. Toutefois la densité de végétation visible influe de façon négative, et fait chuter le prix. Plus précisément, les parcelles résidentielles arborées valent 0,2% de plus pour 1% d'arbres en plus. Cette valeur est plus élevée pour les retraités, comme le montre une variable d'interaction. Les aménagements paysagers alentour font augmenter le prix 0,1 à 0,2% par point supplémentaire de sols « paysagés », et une haie se traduit par une augmentation du prix de 4%. Au total, les attributs paysagers à leur point moyen augmentent le prix des logements de 7,7%. Dans un travail voisin réalisé sur la même région, Kestens *et al.* (2001) analysent des photos aériennes pour définir quatre catégories d'usage des sols (arbres, pelouses, friches et sols artificialisés) dans des cercles de distance de 20 à 500 mètres autour de transactions immobilières. Les friches dans un rayon de 100 mètres sont la seule variable significative, avec un signe négatif, surtout pour les personnes âgées, ce que les auteurs attribuent à un sentiment d'insécurité (montré par d'autres auteurs). Le ratio arbres / sols artificiels dans un rayon de 80 mètres a également un prix négatif pour la même classe d'âge. Il est intéressant de noter que les résultats significatifs correspondent à des cercles étroits autour des maisons.

Plutôt que d'énumérer un grand nombre de références de ce type, qui concluent souvent (mais pas toujours, comme quelques exemples vont le montrer) que les espaces verts ont des prix hédonistes positifs, nous avons choisi d'insister sur quelques aspects particuliers. Premièrement, plusieurs travaux montrent que, au-delà de l'état physique de la couverture des sols, en particulier végétale, le statut juridique des terrains intervient dans la détermination du prix, soit parce qu'il influence les anticipations sur la conversion ultérieure d'espaces ouverts vers des usages urbains (Irwin, 2002), soit parce que la possibilité de pénétrer ces espaces pour s'y promener dépend de ce statut (Cheshire et Sheppard, 1995). Deuxièmement, certains travaux estiment des prix hédonistes de la couverture des sols dont le signe change selon qu'elle intervient seule dans l'explication du prix d'un logement ou qu'elle est introduite conjointement avec la vue du paysage (Paterson et Boyle (2002) ou avec des indices d'écologie du paysage (Dumas *et al.*, 2005). Ces deux premiers aspects montrent qu'il faut être prudent dans l'interprétation des résultats. Troisièmement, le développement de nouvelles méthodes de déclaration des préférences doit être mentionné, ce que nous faisons à travers le travail de Roe *et al.* (2004) qui utilisent une méthode d'utilité aléatoire.

Les anticipations sur la conversion à des usages urbains d'espaces ouverts sont étudiées par Irwin (2002). Elle se centre sur leur statut juridique (privé ou public, constructible ou non) car la possibilité d'une conversion des sols à un usage urbain dépend de ce statut. Elle utilise la méthode des prix hédonistes et dispose de 56000 données de transactions individuelles géocodées (ainsi que de diverses variables géographiques) dans le Maryland. Elle prend également en compte les usages urbains, la distance à Washington et Baltimore ainsi que des

variables de contrôle. Les espaces ouverts sont définis par l'occupation du sol (labour, prairie, forêt) dans un rayon de 400 mètres autour de chaque maison et par le statut juridique des terrains. Les résultats montrent que le prix hédoniste des terres labourables ne se distingue pas de celui des prairies ; les forêts ont un prix nettement négatif. La probabilité d'être ultérieurement construit, saisie par le statut juridique actuel, influence négativement le prix. Cette probabilité, forte ou faible selon le statut privé ou public, se traduit par de fortes différences de prix des espaces ouverts : les anticipations jouent donc un rôle décisif. A partir des paramètres estimés, la valeur résidentielle des espaces ouverts environnants est calculée. Une acre de plus de terrains non constructibles (soit 0,7% du cercle de 400 m²) représente de 0,6 à 2% du prix d'une maison. Conserver 10 acres de terres agricoles (soit le cinquième de ce cercle) par une servitude de non-construction augmente de 2,6% la valeur résidentielle.

Cheshire et Sheppard (1995) introduisent dans un modèle de prix hédoniste la part des surfaces occupées par les espaces verts au sein d'un carré de un kilomètre de côté dans lequel est située la résidence (ils ne précisent la localisation exacte de la résidence dans le carré). L'étude porte sur Reading (Sud Est de l'Angleterre) et Darlington (Nord Est) en utilisant respectivement 450 et 350 observations datant de 1984. Ils distinguent les espaces verts pénétrables (publics) et non pénétrables (agricoles). Les estimations montrent un effet positif et significatif des espaces ouverts sur le prix des maisons dans les deux villes à condition que ces espaces soient suffisamment rares. Un pour cent de quantité d'espaces verts pénétrables en plus augmente de 83 livres la valeur d'une maison à Darlington (8,5 % d'espace ouvert en moyenne) et de 50 livres à Reading (18,1 %). L'effet de pénurie joue également pour les espaces agricoles : à Reading, où ils sont plus rares (7,8 % contre 9,1 %), une hausse de un pour cent des espaces verts clos entraîne une augmentation de 101 livres.

Nous verrons, dans la sous-section qui suit, que les indices d'écologie des paysages utilisés par Dumas *et al.* (2005) changent le signe de la présence d'un couvert bâti dans un petit périmètre autour de maisons dans les Bouches-du-Rhône : un tissu urbain bâti continu a un prix hédoniste positif s'il est introduit seul, alors qu'il devient négatif lorsque des indices d'écologie du paysage sont intégrés à l'équation hédoniste. Il est également intéressant de noter que, dans le Connecticut, Paterson et Boyle (2002) obtiennent des résultats volatiles selon que la spécification introduit ou non la vue dans une équation comprenant la proportion des différents types de couverture des sols. Le bâti, dans un rayon d'un kilomètre, a un prix négatif (contrairement à Dumas *et al.*), qui devient non significatif lorsque la vue est ajoutée dans l'équation.

Ces travaux, comme celui d'Irwin (2002) ou de Cheshire et Sheppard (1995), montrent l'importance de la spécification des équations économétriques. Les paysages sont des objets complexes, comme l'a montré la section 2, et les variables quantitatives qui les caractérisent sont difficiles à produire, comme nous l'avons également vu.

Roe *et al.* (2004) réalisent une analyse conjointe, variante de l'analyse des préférences déclarées basée sur la méthode de l'utilité aléatoire. Il s'agit d'une enquête qui porte sur le choix entre différentes paires de maisons qui diffèrent par leurs attributs (y compris des variables d'environnement et d'aménités) et leurs prix. Le modèle probit (i. e. choix de la maison préférée) est estimé à partir de 1257 questionnaires d'une enquête postale réalisée dans l'Ohio (Franklin county). Les résultats montrent qu'une augmentation de 10% de la part de l'agriculture ou des cultures permanentes dans un rayon de un mile fait augmenter le prix de la maison de 5% (3% chez les pauvres, 6% chez les riches). Le prix est supérieur quand il y a peu d'agriculture, du fait d'un effet de rareté. Un calcul à partir des résultats montre que l'aménité agricole joue un rôle attractif dans la suburbanisation.

Reginster et Goffette-Nagot (2005 ; voir également Reginster, 1998) définissent un indice de « verdurisation » qui dépend de la taille et de la nature des jardins d'agrément, ainsi que la densité de verdure dans un rayon de 500 mètres autour d'un logement. Elles utilisent des photos aériennes et des images satellites avec un pixel de 10 mètres, pour les villes belges de Namur et Charleroi. L'indice de verdurisation a un effet positif sur les valeurs immobilières à Namur, avec une élasticité-revenu faible (0,11), alors que la présence de jardins a un effet négatif (et significatif) à Charleroi, ce qu'elles attribuent au fait qu'il s'agit de jardins ouvriers, donc situés dans des quartiers populaires.

En nous penchant maintenant sur les travaux qui ont été réalisés en France, Goffette-Nagot, dans sa thèse sur la périurbanisation en France (1994 ; voir également Goffette-Nagot, 1996), estime un modèle économétrique à équations simultanées (pour traiter le problème de l'endogénéité de la surface du lot et de la distance), où la part de la superficie communale en forêts intervient comme variable explicative, les résultats montrant qu'elle n'a pas d'effet sur le prix des logements (ce qui pourrait s'expliquer par une courbe en U inversé). Le Goffe et Delache (1997), Lecat (2003) et Cavailhès (2005) analysent les effets de l'utilisation du sol par l'agriculture et la forêt ou la spécialisation productive des exploitations agricoles, respectivement sur le prix de location des gîtes ruraux en Bretagne, celui des terrains à bâtir en Rhône-Alpes ou sur le loyer (France entière). Dans le premier cas (Le Goffe et Delache, 1997), la présence sur la commune de cultures fourragères ou d'élevages hors sol tire le prix d'un gîte rural vers le bas, alors que les prairies permanentes semblent avoir un effet inverse ; la forêt et les céréales n'ont pas d'effet significatif sur le prix. Ces résultats sont, cependant, sujets à caution car les locations de gîtes ruraux se font sur catalogue et l'utilisation agricole du sol alentour n'est pas précisée dans ceux-ci. Dans la région Rhône-Alpes (Lecat, 2003), les cultures pérennes, le maraîchage et l'horticulture ont un effet positif sur le prix des terrains à bâtir, ce que peut s'expliquer par une rente foncière agricole élevée (qui est la rente d'opportunité pour le propriétaire foncier), tout autant (sinon plus) que par un environnement agricole recherché. Par contre, le fait que les terrains soient significativement plus cher lorsqu'ils sont situés dans une commune spécialisée dans les productions bovines de montagne ou pratiquant des systèmes de polyculture et élevage peut s'expliquer par les aménités de ces systèmes de production agricoles. Les autres systèmes de production, élevages bovins ou ovins en plaine, et même ceux de granivores, n'ont pas d'effet significatif sur le prix des terrains à bâtir (ce sont les systèmes céréaliers qui sont la modalité de référence). L'auteur montre également que les zones d'intérêt pour la conservation des oiseaux (ZICO) ont un effet positif sur le prix des terrains à bâtir, ce qui peut tenir à des variables paysagères liés à ce zonage, plus qu'à un intérêt purement ornithologique d'habitants aimant les oiseaux. Pour la France entière (Cavailhès, 2005), les caractéristiques des exploitations agricoles (système de production dominant, pourcentage de bois, de friches ou de vignes dans le parcellaire des exploitations agricoles d'une commune) ont des effets sur le loyer variables d'un sous-échantillon à un autre (avec parfois changement de signe) et qui sont rarement significativement non nuls.

En conclusion, il apparaît que les résultats sont variables d'une étude à l'autre, voire au sein même d'une étude dès lors que les spécifications diffèrent. Par exemple un couvert arboré, qui est une variable dont on pourrait penser qu'elle a un prix hédoniste positif, peut présenter un signe significativement négatif. L'agriculture n'est pas, elle non plus, appréciée partout. Il n'est pas possible de dire si ces résultats variables, parfois surprenants, tiennent à l'imprécision des variables, aux méthodes utilisées, ou bien s'ils proviennent de différences socio-économiques entre les pays ou les régions d'étude.

En résumé, on trouvera dans le tableau 2 les travaux qui viennent d'être analysés.

Auteur	Région	Méthode	indices	résultat
Cavailhès (2005)	France	Prix hédoniste	Types d'exploitations agricoles	NS
Cheshire et Sheppard (1995)	Reading et Darlington	Prix hédoniste	% espaces verts pénétrables dans un rayon de 1 km	Reading : > 0 Darlington : > 0
			% espaces verts clos dans un rayon de 1 km	Reading : > 0 Darlington : NS
Des Rosiers <i>et al.</i> (2002)	Québec	Prix hédoniste	% d'arbres sur parcelle	> 0
			Une haie	> 0
Dumas <i>et al.</i> (2005)	Bouches-du-Rhône	Prix hédoniste	Cf. tableau 3	
Goffette-Nagot (1994)	France	Capitalisation foncière	% surface communale en forêts	NS
Irwin (2002)	Maryland	Prix hédoniste	% Forêts	< 0
			1 acre espace vert	> 0
			% espaces ouverts privés	< 0
Kestens <i>et al.</i> (2001)	Québec	Prix hédoniste	% friches dans un rayon de 100 m	< 0
Lecat (2003)	Rhône-Alpes	Prix hédoniste	Exploitations bovines de montagne	> 0
			Exploitation polyculture	> 0
			Zicos	> 0
Le Goffe et Delache (1997)	Bretagne	Prix hédoniste	Elevage hors sol, cultures fourragères	< 0
Paterson et Boyle, 2002	Connecticut	Prix hédoniste	% bâti	< 0
			% agriculture	NS
			% Forêt	NS
			% eau	< 0
Réginster et Goffette-Nagot (2005)	Namur et Charleroi	Capitalisation foncière	Verdure : Namur	> 0
			Verdure : Charleroi	< 0
Roe <i>et al.</i> 2004	Ohio	Analyse conjointe	Part agriculture	> 0 (pauvres < riches)

Seul le signe positif ou négatif du résultat est renseignée, car la valeur chiffrée dépend beaucoup de la méthode ;
NS : non significatif

Tableau 2. Travaux sur le prix de la couverture des sols

3.2. COUVERTURE DES SOLS ET FORMES PAYSAGERES

Au-delà de l'occupation des sols mesurée par la part de différents types de couverts, l'analyse des formes a retenu l'attention car elle permet de se rapprocher de ce qu'est un paysage par l'analyse du nombre de taches de chaque type, de leur forme, de la complexité ou de l'uniformité des compositions qui s'en dégagent, etc. C'est évidemment un travail plus complexe que la simple mesure des surfaces.

Pendant longtemps, les géographes ont utilisé des photographies, comme nous l'avons illustré par l'exemple Ormeaux (1986). Cette méthode permet de dresser un inventaire assez précis des objets paysagers. Elle reste utilisée de nos jours (Palmer, 2003). Toutefois, comme la collecte des données est faite manuellement (prises de vue, puis codage de l'information visuelle photographique), l'inventaire paysager devient vite très lourd dès que la zone d'étude est un peu étendue. C'est pourquoi les géographes se sont tournés vers les images satellites dès qu'elles ont été accessibles. L'écologie du paysage a été la discipline la plus active en ce domaine, ce qui explique probablement que ce soit celle qui ait fourni des variables de composition paysagères utilisées dans des modèles économiques : le premier travail publié

résulte d'un programme interdisciplinaire d'écologie du paysage et d'économie (Geoghegan *et al.* 1997). Depuis, d'autres travaux utilisant les mêmes variables d'écologie du paysage ont été réalisés aux Etats-Unis (Acharya et Bennett, 2001) et en France (Dumas *et al.*, 2005) et ceux qui avaient recours à l'analyse de photographies ont également utilisé ces variables (Palmer, 2003).

Palmer (2003) procède à l'examen comparé de 55 photos du Cap Cod (Dennis, Massachusetts) prises en 1976 et en 1996. Les enquêtés, appelés à noter les photos, sont plus sensibles aux qualités esthétiques qu'aux variables quantitatives. Ils valorisent l'eau, mais dévalorisent les forêts, en étant indifférents à leur aspect esthétique et en affectant une valeur négative à la superficie qu'elles occupent. Les forêts sont, pourtant, le type d'occupation du sol le plus fréquent de cette région mais qui, il est vrai, a régressé d'un tiers entre 1976 et 1996. Les indices d'écologie du paysage (taille de la tache la plus grande, nombre de taches par hectare, longueur des frontières par hectare, richesse, indice de Shannon) n'ont pas d'impact significatif sur la valeur, à l'exception de la longueur des haies qui est un peu valorisée.

Geoghegan *et al.* (1997), dans un programme pluridisciplinaire d'économie et d'écologie du paysage, utilisent des indices d'écologie du paysage qu'elles intègrent dans une fonction de prix hédoniste classique (comportant les caractéristiques du logement, la distance à la ville, etc.), avec un modèle où la valeur des paramètres peut varier selon la distance. La zone étudiée est un bassin hydrographique du Maryland de 1000 miles carrés, proche de Washington D.C. Acharya et Bennett (2001) réalisent un travail très proche, pour estimer la valeur d'attributs identiques ou voisins dans un bassin hydrographique de 600 km² (comptant 600 000 habitants, avec un habitat allant de l'urbain au rural) dans le Connecticut.

Les premières définissent 8 types d'usage des sols et introduisent dans la régression un indice de diversité des usages du sol (Turner, 1990) : $H = \sum_k P_k \ln P_k$ et un indice de fragmentation

égal au rapport du périmètre P à la surface A des pièces : $R = \sum P_i / A_i$. Ces deux indices sont calculés dans un cercle de 400 mètres autour du logement (on suppose que cela correspond au champ de vision) et de un kilomètre (le champ d'une promenade pédestre). Acharya et Bennett (2001) définissent aussi deux cercles, de 800 mètres et 1,6 kilomètres censés correspondre également au champ visuel et à celui d'une promenade (le modèle est estimé séparément sur ces deux champs). Ces auteurs construisent également des indices d'écologie des paysages : la diversité est définie par l'indice de Turner, comme précédemment ; la richesse est mesurée par le nombre de catégories d'occupation des sols présentes dans chacun des cercles rapporté au nombre maximum de catégories possibles ; enfin, une interaction développement = richesse * densité de population, permet de distinguer la richesse d'un paysage rural de celle d'un paysage urbain.

Chez Geoghegan *et al.* (1997), le nombre d'observations et l'origine des données sur les transactions immobilières ne sont pas présentés. La régression se fait par les moindres carrés ordinaires, la spécification étant log – log avec les variables de contrôle habituelles. Acharya et Bennett utilisent 4000 transactions géoréférencées, avec des variables de contrôle plus nombreuses : densité de population du quartier, criminalité, qualité des écoles, pourcentage de noirs, taux de la fiscalité locale, distance et temps d'accès aux villes, distance à l'océan. Une forme semi-logarithmique est retenue (après test de spécifications alternatives) et test (négatif) d'une autocorrélation spatiale et d'hétéroscédasticité (également négatif). L'estimation se fait par les moindres carrés ordinaires.

Les résultats montrent que dans le Maryland, autour de Washington, la proximité immédiate d'espaces ouverts (usages agro-forestiers des sols) accroît (faiblement) les valeurs foncières,

mais que l'effet devient négatif pour des espaces ouverts plus distants. La fragmentation et la diversité du paysage autour du logement ont un effet négatif sur les valeurs foncières, sauf très près et très loin de Washington. Dans le bassin hydrographique du Connecticut étudié par Acharya et Bennett, pour les deux cercles entourant la transaction, la diversité et la richesse ont un prix hédoniste négatif et l'interaction richesse - densité a un prix légèrement positif. L'effet négatif de la diversité est cohérent avec les politiques de zonage, qui visent à séparer spatialement les différents types d'usage des sols. L'effet positif de l'interaction est supposé refléter un prix positif de la richesse en milieu urbain (habitat, jardins, commerces) et un prix négatif d'une faible richesse en milieu rural (uniformité des paysages). Le pourcentage d'espaces ouverts dans chacun de ces cercles a un effet positif sur le prix, avec une forme parabolique. Au point moyen, son prix hédoniste est de 75 dollars pour un accroissement de 1%, soit 0,06% de la valeur immobilière. Le prix de la richesse (en prenant en compte l'interaction) est de – 85 dollars.

Pour ce qui concerne la France, Dumas *et al.* (2005) ont appliqué un modèle de prix hédoniste sur près de 15000 transactions de maisons individuelles dans le département des Bouches-du-Rhône (en excluant les villes) en introduisant des variables d'occupation des sols et paysagères, ces dernières obtenues à dire d'expert ou calculées par des indices d'écologie du paysage. Les transactions sont localisées au niveau de la section cadastrale et c'est à cette échelle que sont calculés les modes d'occupation des sols (douze types) et les indices paysagers. Les caractérisations des paysages par des experts (profondeur de champ, situation dominante, texture du paysage) sont rarement significatives, à l'exception de la préférence pour une orientation vers le Sud. Parmi les modes d'occupation des sols, c'est le tissu urbain continu qui a le prix hédoniste le plus élevé, suivi du bâti isolé et de terrains mixtes agricoles et résidentiels, alors que les forêts ont un signe négatif, comme les zones industrielles et les décharges. Cependant, l'ajout dans la régression des indices paysagers change le signe du tissu urbain continu, des zones agricoles et des espaces ouverts, qui deviennent tous négatifs. L'indice d'agrégation a un prix hédoniste positif, ceux d'interspection, de juxtaposition et de Shannon des prix négatifs.

L'introduction de variables de composition paysagère ou de forme a marqué un progrès significatif dans l'évaluation économique des paysages. Des indices d'écologie des paysages sont généralement utilisés car c'est cette discipline qui a constitué des indicateurs statistiques et les outils permettant de les utiliser (en particulier le logiciel libre *Fragstat*). Il est possible que l'article précurseur de Geoghegan *et al.* (1997) ait également contribué à orienter les recherches dans ce sens. Nous pensons que cette orientation récente des recherches doit être discutée, pour trois raisons. Premièrement, elle suppose que l'homme obéit aux mêmes déterminants que les autres espèces vivantes, comme l'expriment crûment Geoghegan *et al.* (1997) : « We are testing whether diversity and fragmentation, which have known ecosystem effects, also influence how humans value the landscape. Humans, like other animals, have a preferred habitat and are exposed to land use externalities. Plants or animals may pay for a loss of desired habitat with smaller or more stressed populations, while humans literally pay higher prices for desirable living space as it becomes scarce ». Nous ne sommes pas sûrs que les préférences esthétiques de l'être humain soient de la même nature que la recherche par les autres espèces animales d'écosystèmes et de biotopes particuliers. Nous en sommes d'autant moins sûrs, c'est notre deuxième raison, que ces variables d'écologie du paysage sont en rupture avec celles qui étaient auparavant utilisées par les urbanistes, architectes du paysage, sociologues et économistes. Nous reviendrons un peu plus loin sur des travaux comme celui de Kaplan *et al.* (1989) ou de Gobster et Chenoweth (1989) qui utilisent un ensemble d'indicateurs très différents, bien qu'ils soient difficilement quantifiables : la cohérence d'un paysage ou sa lisibilité, l'ordre, le mystère, la douceur, ou encore l'harmonie, le contraste, les

couleurs ainsi que d'autres critères esthétiques. La difficulté de la traduction de ces sensations et perceptions en variables quantitatives ne doit pas faire oublier la dimension esthétique du concept de paysage. S'il est nécessaire – et tentant – d'utiliser des indices quantitatifs disponibles, cela ne doit pas occulter le nouveau champ de recherche interdisciplinaire qui s'ouvre si l'on veut donner une traduction utilisable par des économistes à ces notions esthétiques, psychologiques ou culturelles. Enfin, l'écologie des paysages permet d'élaborer des variables vues depuis un satellite et non pas vues depuis le sol : les paysages vus par un observateur au sol sont très différents de ceux vus d'en haut. Par exemple, une forêt existe vue d'en haut mais une personne sous son couvert ne voit que les quelques arbres qui l'entourent.

Comme précédemment, nous résumons dans le tableau 3 les travaux qui viennent d'être évoqués.

Auteur	Région	méthode	indices	Résultat
Acharya et Bennett (2001)	Connecticut	Prix hédoniste	Diversité : Shannon–Weiner	< 0
			Richesse	– 0,07% prix
			Richesse * densité	> 0
			1 % espaces ouverts	+ 0,06% prix
Dumas <i>et al.</i> (2005)	Bouches-du-Rhône	Prix hédoniste	Bâti urbain continu	> 0 si seul < 0 avec indices paysagers
			Forêt	< 0
			Agriculture	< 0
			Espaces ouverts	< 0
			Indice agrégation	> 0
			Indice interspection	< 0
			Indice de Shannon	< 0
Geoghegan <i>et al.</i> (1997)	Maryland	Prix hédoniste	Diversité : Shannon–Weiner	< 0 (sauf très près ou très loin de Washington)
			Fragmentation :	< 0 (sauf très près ou très loin de Washington)
Palmer (2003)	Cap Cod (Massachusetts)	Notation de 56 photos et corrélation de la note sur chaque attribut	% agri et open land	> 0
			% forêt	NS
			% zones récréatives	> 0
			% habitat basse dens.	NS
			% urbain (autre)	< 0
			% décharge	< 0
			% eaux, marais	> 0
			Vue sur eau	> 0
			Vue sur forêt	< 0
			Taille du plus grand patch	NS
			Nombre de patches par hectare	NS
			Longueur des lisières par hectare	NS
			Richesse	NS
			Indice de Shannon	NS

Seul le signe positif ou négatif du résultat est renseignée, car la valeur chiffrée dépend beaucoup de la méthode ;
NS : non significatif

Tableau 3. Travaux sur la composition paysagère

3.3. ANALYSES DE PHOTOGRAPHIES

Les travaux qui étudient les préférences des consommateurs sans réaliser d'évaluation économique du prix des attributs expliquent, le plus souvent, la note donnée par des enquêtés à une photo de paysage par des caractéristiques de celui-ci. La méthode est donc semblable à celle d'une équation de prix hédoniste, puisqu'il s'agit de régressions multiples, mais la variable expliquée est une note et non un prix. Parfois, une méthode d'analyse de données est préférée à une régression. Beaucoup des travaux dans ce domaine sont anciens (années 1980, début des années 1990), mais on trouve aussi des études récentes. Les références sont très nombreuses et les conclusions ressemblent à un fouillis inextricable. C'est ainsi que Gobster et Chenoweth (1989), qui citent plus de 80 références dans leur article, relèvent 1194 termes utilisés dans 50 papiers pour décrire les préférences esthétiques (même après regroupement, il reste 114 attributs différents). La sélection que nous avons faite donne une idée de ce domaine.

Kaplan *et al.* (1989), souvent cités dans la littérature, comparent le rôle de quatre ensembles de variables dans l'explication d'une note donnée par des étudiants à des photos de paysages :

- Les attributs physiques, tout d'abord : d'un côté, les *landforms* (pente et relief), le contraste des bordures (contraste entre des *landforms* adjacents) et la diversité spatiale (variété des espaces engendrés par les *landforms*) ; de l'autre côté les *landcovers* : naturel (pas de trace d'influence humaine directe), compatibles (harmonie de deux types d'occupation des sols adjacents), ainsi que le contraste du relief (entre pièces adjacents), la variété (variété des occupations des sols). Des travaux de la même veine ont été réalisés antérieurement par Shafer *et al.* (1969), qui ont testé 26 variables (en tenant compte de la distance) pour en retenir 6, ainsi que par Zube *et al.* (1975) qui, à partir de 23 variables physiques, en ont retenu 6 (différentes des précédentes) qui jouent un rôle majeur, ou bien encore par Daniel et Vining (1983) qui ont fait une revue de variables « psychophysiques ».
- Le deuxième ensemble de variables de Kaplan *et al.* (1989) est constitué par l'occupation des sols : labours ; prairies ; broussailles ; friches ; forêts naturelles (climax) ; forêts plantées.
- Le troisième se rapporte à des variables informationnelles, c'est-à-dire se rapportant aux perceptions et sensations ; il s'agit, d'une part, de variables de compréhension du paysage : cohérence, ordre, lisibilité ; d'autre part, de variables de découverte (ou d'exploration) : complexité (longtemps considéré comme l'attribut majeur des préférences esthétiques) ; mystère (qui surpasse maintenant la complexité comme élément explicatif majeur).
- Enfin, des variables de perception : champ visuel, texture uniforme et sans à-coups, facilité à parcourir. Ces variables se trouvent moins souvent citées que les précédentes dans la littérature, mais on en trouve qui sont assez proches : champ spacieux (*spaciousness*), texture (le grain du tableau paysager).

Ces prédicteurs de préférences sont comparés par Kaplan *et al.* (1989) dans une zone rurale du Michigan, à partir de 59 photos notées par des étudiants et analysées par les chercheurs. Les notes sont régressées sur les quatre types de prédicteurs précédents. Ce sont les attributs physiques qui sont le moins explicatifs : le R^2 ajusté est de 0,08, contre 0,47 pour l'occupation des sols, 0,62 pour les attributs de perception et 0,19 pour les variables informationnelles. Parmi les variables d'occupation des sols, les pelouses arborées ont un effet positif sur la note, l'agriculture, comme les broussailles ou les friches, a un effet négatif et les autres types (forêts, prairies) sont neutres. Le mystère a un bon effet prédictif ce qui, selon les auteurs, est

un résultat classique, de même que l'ouverture (dont l'effet est négatif, ce qui les surprend). Dans une régression où les 20 variables explicatives sont introduites (pour 59 photos seulement), ressortent, en positif, le mystère et la texture uniforme et, en négatif, le champ visuel, les broussailles et les friches.

Les auteurs concluent en exprimant une certaine surprise, due au faible effet prédictif des variables physiques ou d'occupation des sols, qui sont utilisées dans la plupart des études de ce type. Il est possible qu'une analyse des photographies faite par des architectes du paysage et notées par des étudiants d'un cours de psychologie introduise un biais, car ce ne sont pas des consommateurs ordinaires de paysages ordinaires.

Gobster et Chenoweth (1989), dans un travail comparable à celui de Kaplan *et al.* (1989), montrent la difficulté de saisir les dimensions de la préférence esthétique. Ils mettent en relation les préférences esthétiques de 74 étudiants pour des paysages du Wisconsin (photos de rivières, forêts, paysages agricoles) et trois catégories de descripteurs paysagers (physico-écologiques, psychologico-affectifs, artistiques) rencontrées dans la littérature sur les paysages (50 articles). Ils concluent que les jugements esthétiques exprimés par les individus ne peuvent s'interpréter que de façon multidimensionnelle (multidimensional scaling).

En nous intéressant maintenant à des travaux plus récents, Kaplan et Austin (2003) étudient, par une enquête postale, les préférences de 231 habitants d'une région rurale près de Detroit, agréable et *amenity-amenaged*. La satisfaction des consommateurs est analysée dans une régression où elle est expliquée par les attributs et par les *tradeoffs* entre différents attributs. Les conclusions montrent que : "The importance of the natural environment is strongly reflected in the top choice, nature view from home. Living out in the country must include opportunities for having nature nearby and, ideally, within walking distance. The second highest priority, large residential lot/yard, reflects the desire for space". Les couverts arborés sont particulièrement prisés. Les *tradeoffs* montrent que, après ces deux priorités, on trouve le désir d'une surface habitable importante, celui de ne pas voir d'autre maison trop proche, puis d'avoir un jardin facile à entretenir, des sites récréatifs, et enfin des trottoirs.

Des études des préférences sont également réalisées en Europe :

- C'est ainsi que, pour l'Espagne, Arriaza *et al.* (2004) évaluent, dans la région de Cordoue, la qualité esthétique de paysages ruraux par interview à partir de photos (prises dans des types de paysages définis par une analyse de données), qui sont codées pour identifier des attributs paysagers. La note donnée par les enquêtés est régressée sur ces attributs. L'état sauvage, l'eau, les arbres sont des attributs valorisés, ainsi que le contraste des couleurs. A l'inverse, les *made-man* attributs contribuent négativement à la qualité de la vue.
- Kline et Wichelns (1998) cherchent à mesurer des préférences hétérogènes pour des espaces ouverts et naturels. Une analyse des correspondances sur des notes de préférences déclarées permet d'identifier des axes factoriels (écologiste, esthéticien, agrophile). Les coordonnées sont ensuite introduites dans un modèle de choix discret (on choisit de préserver ou non une parcelle par rapport à une autre) avec des variables décrivant la parcelle et sa localisation, ainsi que des caractéristiques socio-démographiques des ménages. Les résultats montrent des correspondances attendues : les écologistes aiment la nature sauvage, les agrophiles les cultures, etc.
- Hunziker et Kienast (1999) étudient l'effet esthétique de l'abandon de terres agricoles, entraînant un reboisement spontané, sur la beauté des paysages. Ils utilisent des photos artificiellement modifiées pour montrer différentes étapes de reforestation. Les variables expliquant la note de la photo sont des indices de landscape ecology, calculés sur des

orthophotos. Ils concluent que l'optimum est une reforestation partielle des terres abandonnées. L'interspection et la diversité expliquent bien la note.

D'autres travaux de ce type se distinguent des précédents par la méthode, ou par l'objet d'étude. Johnston *et al.* (2002) utilisent la méthode d'évaluation contingente afin d'analyser des options d'aménagement d'une parcelle de 400 acres dans une zone rurale du Rhode Island (Nouvelle Angleterre, Etats-Unis). Les auteurs évaluent la préférence de ménages résidant dans la zone pour différentes formes de lotissement incluant les caractéristiques des espaces ouverts à créer (quantité et proximité). Les résultats montrent que les ménages préfèrent des lotissements d'un seul tenant et de faible densité, avec des petites parcelles séparées par des haies et isolées (fragmentation). L'originalité de l'étude est de montrer que les attributs spatiaux et le matériel de présentation des options d'aménagement (texte, cartes, images) peuvent avoir des effets importants sur les résultats et qu'il convient de leur accorder une grande importance dans l'évaluation des espaces ouverts.

Les correspondances entre des paysages et des sons sont analysées par Carles *et al.* (1999), qui ont réalisé une étude sur le rôle de la qualité sonore et visuelle des paysages sur le comportement. Pour ce faire, 36 combinaisons de sons et d'images sont proposés à 75 étudiants, et évalués sur une échelle de notes de 1 à 5. Les associations sont originales et il apparaît par exemple que la présence d'un son « naturel » adoucit une vue urbaine.

Pour ce qui concerne la France, la méthode d'évaluation contingente permet à Bonnieux et Le Goffe (1997) d'évaluer le consentement à payer des riverains des marais du Cotentin et du Bessin pour la restauration de paysages bocagers, dégradés par l'intensification de l'agriculture. Il est, en moyenne, de 200 FF par ménage et par an et son élasticité par rapport au revenu est de 0,9. Par la même méthode, Colson et Stenger-Letheux (1996) obtiennent des prix beaucoup plus élevés pour la préservation des paysages bocagers de Loire-Atlantique (plus de 600 FF par ménage et par an), ce qui peut s'expliquer par un biais d'inclusion, attribuant aux paysages la valeur d'autres attributs.

Le tableau 4 résume les principaux résultats des travaux cités dans ce domaine.

Auteur	Région	méthode	Variables	résultat
Arriaza <i>et al.</i> (2004)	Cordoue (Espagne)	Notation de photos et corrélation de la note sur chaque attribut	Etat sauvage	> 0
			Eau	> 0
			Arbres	> 0
			Contraste des couleurs	> 0
Bonnieux et Le Goffe (1997)	Bocage breton (France)	Evaluation contingente	Consentement à payer pour restauration	> 0
Carles, Lopez, Vicente de Lucio (1999)		Notation sur associations sons et images	Son seul : ruisseau, le moins apprécié	
Colson et Stenger-Letheux (1996)	Bocage Pays de la Loire (France)	Evaluation contingente	Consentement à payer	> 0
Gobster et Chenoweth (1989)	Wisconsin	Notation de photos		
Hammitt <i>et al.</i> (1994)	Appalaches	Notation de photos et corrélation de la note sur chaque attribut	Quantité de ciel vu	< 0
			Vue sur forêts	> 0
			Vue sur eau (courante, dormante)	> 0
			Longueur des lignes de crête	> 0
			Lisières forêt-eau	> 0
			Lisièresforêts-champs	> 0

			Vue sur broussailles	< 0
Johnston <i>et al.</i> (2002)	Rhodes Island	Evaluation contingente, cartes	Forme de lotissements	
Kaplan et Austin (2003)	Michigan	Notation de photos et corrélation de la note sur chaque attribut	Naturalité de la vue	> 0
Kaplan <i>et al.</i> (1989)	Région des Grands Lacs	Notation de 59 photos et corrélation de la note sur chaque attribut	Mystère	> 0
			Texture homogène	< 0
			Champ visuel	< 0
			Broussailles, friches	< 0
			Vue sur labours	< 0
Kline et Wichelns (1998)				

*Seul le signe positif ou négatif du résultat est renseignée, car la valeur chiffrée dépend beaucoup de la méthode ;
NS : non significatif*

Tableau 4. Travaux sur la vue de paysages

3.4. LES PAYSAGES VUS DANS UN ESPACE A TROIS DIMENSIONS

La vue d'un paysage est une variable bien plus compliquée à calculer que les attributs qui ont été analysés jusqu'ici : il a été longtemps impossible de reconstituer la vue depuis un grand nombre de points d'observation. Cela explique que, jusqu'à récemment, ce sont des photos de paysages qui ont été utilisées, dans des protocoles d'enquête où il était demandé de les noter ou de les évaluer, comme nous venons de le voir. La méthode d'évaluation contingente, dont nous avons dit que nous la laissions en marge de cet état de la littérature, est adaptée à cette technique d'interview à partir de photographies. Nous renvoyons à Rambonilaza (2004) qui présente de nombreux résultats utilisant cette méthode.

Depuis quelques années, la géographie a permis un renouvellement des méthodes. Pour réaliser une analyse en trois dimensions, il faut, en effet, passer d'une vision d'en haut, qu'il s'agisse d'une carte, d'une photographie aérienne ou d'une image de satellite, à une vision d'en bas, c'est-à-dire de là où est situé un observateur. Cela suppose de tenir compte du relief et des objets qui, par leur hauteur, masquent la vue. Le champ visuel étant ainsi défini, des variables comparables à celles précédemment évoquées peuvent être calculées pour les plans qui sont effectivement vus par l'observateur : présence ou proportion de différents types d'occupation des sols, distance à des objets, indices de composition paysagère.

Des modèles numériques de terrain (MNT) et des images satellites sont utilisés pour calculer le champ de vision d'un observateur en tenant compte de la topographie et, à notre connaissance, seulement deux études tiennent compte des masques visuels que constituent les objets. Le calcul trigonométrique appliqué à un MNT, si l'on tient compte de la hauteur des objets permet, en effet, de calculer la portion de l'espace vu depuis un point. Mais l'automatisation de ce calcul suppose à la fois une conceptualisation de ce que voit l'œil et une modélisation de la vision (en tenant compte de la distance), une classification des objets vus et, enfin, des programmes informatiques coûteux en temps de calcul, ce qui explique que ces travaux soient encore rares. Ils permettent de reconstituer le paysage vu depuis un grand nombre de points et de tester sur le terrain la correspondance entre cette reconstitution et la réalité. Les variables ainsi constituées permettent l'estimation de prix hédonistes.

Le travail réalisé sur la valeur de la vue dans les Montagnes Rocheuses (Wyoming) par Bastian *et al.* (2002) est le premier, à notre connaissance, qui combine une méthode de géographie quantitative qui permette de reconstituer la vue d'un paysage et une méthode économétrique de prix hédoniste. L'environnement de 158 parcelles est caractérisé à partir

d'images satellites (pixel de 25 mètres), permettant de définir 10 classes de couverture des sols, et d'un modèle numérique de terrain à 30 mètres. Ce dernier permet de connaître, par la topographie, les masques visuels du relief et donc de reconstituer le champ de vision d'un observateur situé deux mètres au-dessus du sol. L'aire de vision sur 360° est analysée autour de chaque point, dans une vision planimétrique (*map-like*) et panoramique (*photograph-like*) ; des vérifications de terrain ont été faites. Différentes variables paysagères sont définies, en s'inspirant d'attributs de la littérature sur les paysages : champ et plans de vision, relief, occupation des sols, diversité, lignes de rupture. Des variables de contrôle sur l'agriculture sont introduites, ainsi que des variables « écologiques » (rivières à truites, habitat à élans) et des variables de vue qui ne seront pas retenues dans la régression finale car elles ne sont pas significatives (surface vue, relief, longueur des haies, etc.).

Le modèle économétrique est estimé par les moindres carrés ordinaires, alors que la partie descriptive montre que la partie la plus belle de la région (le « ruban bleu » pour la pêche à la truite) est surtout recherché par des ménages plus aisés, plus jeunes, et plus diplômés que les nouveaux acheteurs dans leur ensemble. Les biotopes d'habitat des élans et les rivières à truites ont des prix hédonistes positifs et la diversité des paysages est hautement appréciée. Cette dernière est définie par l'indice de Simpson : $D = 1 - \sum (p_i)^2$ où p_i est la proportion des sols couverts par le type i , indice qui est préféré à celui de Shannon–Weiner : $H = (-3.3) \sum p_i \log_{10} p_i$ (pour 10 types de couverture des sols). Le premier est, en effet, moins sensible aux types rares. Une vue diversifiée est hautement valorisée. Cet indice est la seule variable de paysage vu qui soit introduite dans la régression, alors que l'analyse géographique en a produit de nombreuses autres (champ de vision, relief, lisières, etc.).

Paterson et Boyle (2002) combinent la couverture des sols dans un rayon d'un kilomètre et le paysage effectivement vu, en examinant les relations entre ces deux variables. La région étudiée, dans le Connecticut, couvre 150 km² et compte deux villages qui totalisent 35600 habitants. En utilisant des images satellites, quatre types de couverture des sols sont définis (bâti, agriculture, forêt, eaux). Un modèle numérique de terrain permet de déterminer le champ visuel (sans prendre en compte les objets qui peuvent boucher la vue). 504 transactions immobilières géoréférencées sont utilisées. Le modèle hédoniste est log-linéaire avec des variables de contrôle classiques (la distance à la ville n'intervient pas, car la région est trop rurale) et correction de l'autocorrélation spatiale (les résultats sont peu modifiées par rapport aux moindres carrés ordinaires).

Les résultats diffèrent sensiblement selon que seule l'occupation des sols est introduite dans la régression ou que la vue est ajoutée : ils sont volatiles selon la spécification. Certains sont, de plus, contre-intuitifs. En termes d'occupation des sols, le bâti dans un rayon d'un kilomètre a un prix hédoniste négatif, de même que la présence d'eau (il a été vérifié qu'il ne s'agissait pas de zones inondables : l'hypothèse des auteurs est qu'il s'agit de marécages). En ajoutant le champ visuel, les résultats précédents subsistent, mais la nouvelle variable a un prix négatif. Enfin, en ajoutant le type de couverture végétale vue, ce prix négatif de l'aire visible disparaît, de même que celui de la proportion de bâti environnant (c'est alors le bâti visible qui a un effet négatif) et la vue sur des terrains boisés acquiert un prix négatif (peut-être parce que trop de forêt enferme l'horizon ?). L'agriculture, qu'il s'agisse de sa présence ou de la vue, n'a pas d'effet (il s'agit de culture intensive de tabac, procurant peu d'aménités).

Lake *et al.* (1998) doivent être cités ici, bien que leur étude porte sur une région urbaine, celle de Glasgow, car c'est l'une des rares qui analyse finement la vue. Ils estiment le prix hédoniste des nuisances de voies de communication : bruit et vue sur des routes. Pour cela, ils disposent de 4000 observations sur les transactions (en ayant effectué une inspection visuelle externe sur place). Ils utilisent un modèle numérique de terrain (MNT) pour déterminer le

champ de vision (en se limitant à 500 mètres, pour des raisons de temps de calcul) et connaître les objets vus (dans un angle de vision de 45 degrés), selon leur distance depuis l'observateur (en appliquant une fonction qui fait décroître l'importance de l'objet avec la distance) et selon qu'ils sont vus du devant ou de l'arrière de la propriété. Pour tenir compte de la hauteur des immeubles, une visite de terrain a permis de connaître le nombre d'étages, auxquels une hauteur forfaitaire a été attribuée. Les variables de contrôle spatiales sont très nombreuses (40 variables de voisinage, une dizaine pour l'accessibilité, mesurée en temps à pied ou en voiture et à vol d'oiseau). De ce fait, une analyse en composantes principales est réalisée dans une étape préliminaire et ce sont les composants principaux qui sont utilisés comme variables de contrôle dans la régression principale. La vue d'une route déprécie le bien de 2,5%. Cependant, la vue d'une route depuis l'arrière de la maison a un effet positif sur son prix (ce qui est inexpliqué).

Cavaillès *et al.* (2005) étudient également le prix hédoniste de paysages vus dans une région périurbaine autour de Dijon, qui ne pose pas les problèmes rencontrés par Lake *et al.* (1998) dans la région de Glasgow : autour de Dijon, les maisons étant de plain-pied, une hauteur standard leur est affectée, ce qui a permis d'éviter les visites de terrain, et ainsi d'automatiser le calcul à près de 150 millions de pixels de 7 mètres de résolution. De plus, ces auteurs ont distingué la vue qui s'offre à un observateur de la soumission de ce dernier à la vue d'autrui, qui est la relation inverse – mais non symétrique – entre le sujet et l'objet ; ils ont également fait intervenir les objets qui existent dans un cercle de distance mais qui ne sont pas vus par l'observateur. 4050 transactions géoréférencées ont été utilisées, avec les variables de contrôle habituelles de la méthode hédoniste, en utilisant un modèle d'économétrie à effet fixe et la méthode instrumentale (doubles moindres carrés).

Les résultats montrent, premièrement, que les ménages sont myopes, c'est-à-dire que les plans de vision situés au-delà de quelques centaines, voire quelques dizaines, de mètres et les objets qu'ils contiennent n'ont pas de prix hédoniste significativement différent de zéro. Deuxièmement, la distinction entre la vue et la soumission à la vue est importante : la première est une aménité et la seconde une nuisance. Troisièmement, la vue proprement dite compte : la seule présence d'objets, comme les pixels arborés et les routes ont un prix hédoniste respectivement positif et négatif lorsqu'ils sont vus, mais ces prix ne sont plus significatifs (ou le sont moins) lorsque ces objets existent à proximité des maisons sans être vus. Dans le même ordre d'idée, les indices d'écologie du paysage indiquent une valorisation positive des formes paysagères complexes (mosaïques, non connectivité, etc.). Les formations arborées vues à moins de 70 mètres d'une maison ont des prix positifs, de même que l'agriculture lorsqu'elle est un peu plus éloignée (entre 70 et 280 mètres). Les réseaux routiers et ferroviaires vus ont, à l'inverse, des prix négatifs. Au total, le prix agrégé moyen des variables paysagères de cette région périurbaine est de 2500 euros, soit 2,3% du prix d'une maison (la valeur médiane est de 1000 euros). Ce prix augmente légèrement lorsqu'on s'éloigne de Dijon.

Retenons, pour conclure, que la vue d'un paysage est, encore de nos jours, difficile à traduire en variables utilisables dans des modèles économiques. Cela suppose des modèles de géographie quantitative complexes, qu'il faut parfois compléter ou valider par des visites *in situ*. Cependant, en dépit de cette complexité, il semble que la vue proprement dite doive être introduite dans les modèles d'évaluation du paysage : les quelques études qui ont procédé ainsi montrent que l'occupation du sol vue du ciel soit une approximation insuffisante des paysages. Le Tableau 5 récapitule les quelques travaux réalisés à partir de la vue de paysages en trois dimensions.

Auteur	Région	Méthode	Variables	résultat
Bastian <i>et al.</i> (2002)			Diversité : indice de Simpson	> 0
Cavaillès <i>et al.</i> (2005)	Dijon (France), ceinture périurbaine	Prix hédonistes	Champ de vision < 70 m	> 0
			Soumission à la vue	< 0
			Pixels arborés vus (<70m)	> 0
			Pixels arborés non vus (<70m)	NS
			Routes vues (<70m)	< 0
			Routes non vues (<70m)	NS
			Agriculture (<70)	> 0
Colson et Stenger-Letheux (1996)	Bocage Pays de la Loire (France)	Evaluation contingente	Consentement à payer	> 0
Lake <i>et al.</i> (1998)	Glasgow	Prix hédoniste	Vue sur route	< 0 : - 2.5%
Paterson et Boyle, 2002	Connecticut	Prix hédoniste	Champ de vision	NS
			% bâti visible	< 0
			% eau visible	NS
			% forêt visible	< 0
			% agriculture	NS
			% bâti	< 0
			% agriculture	NS
			% forêts	NS
			% eau	< 0

Seul le signe positif ou négatif du résultat est renseignée, car la valeur chiffrée dépend beaucoup de la méthode ; NS : non significatif

Tableau 5. Travaux sur la vue de paysages

4. CONCLUSIONS

D'un point de vue méthodologique, la vue d'un paysage est difficile à traduire en variables utilisables par les économistes.

Les méthodes géographiques mises en œuvre pour caractériser les paysages produisent un large spectre de variables qu'il est possible d'introduire dans des analyses économiques. C'est ainsi que, dans certains cas, il s'agit de repérer des objets particuliers (golfs, jardins publics, eau, forêts, etc.) et de mesurer la distance qui les sépare d'habitations ; dans d'autres cas, c'est l'occupation du sol autour de ces dernières qui est analysée à partir de cartes, photographies aériennes ou images de satellites ; parfois, les photographies de paysages, prises depuis le sol, sont le matériau utilisé pour constituer des variables ; depuis peu, des images satellites et des modèles numériques de terrains sont utilisés dans des modèles de géographie quantitative qui reconstituent des paysages vus depuis le sol dans un espace à trois dimensions, qu'il faut parfois compléter ou valider par des visites *in situ*. Les variables explicatives vont de la psychologie (mystère, ordre, harmonie, etc.) à l'écologie des paysages (indices de *Fragstat*).

Les modèles économiques sont également très divers. Nous nous sommes centrés sur ceux utilisant la méthode des prix hédonistes, en laissant de côté les méthodes de préférences révélées. Ils montrent, tout d'abord, l'importance de la spécification de l'équation économétrique : les résultats varient beaucoup selon les variables prises en compte. On note également que certains de ces travaux utilisent des méthodes économiques simples, au risque d'entraîner des biais, même si des modèles plus sophistiqués sont également utilisés : contrôle de l'endogénéité, des autocorrélations spatiales, etc.

Au total, le niveau actuel des connaissances et des méthodes n'a pas encore permis de réaliser suffisamment de travaux pour permettre de démêler l'écheveau des liaisons entre variables

potentiellement influentes, de même que de choisir entre différents modèles économétriques. Tant que cet écheveau restera inextricable, des résultats contradictoires seront susceptibles d'être obtenus.

En effet, il apparaît que les résultats sont variables d'une étude à l'autre, voire au sein même d'une étude dès lors que les spécifications diffèrent. Par exemple un couvert arboré, qui est une variable dont on pourrait penser qu'elle a un prix hédoniste positif, peut présenter un signe significativement négatif dans certains travaux. L'agriculture n'est pas, elle non plus, partout valorisée sur le marché immobilier. Il nous semble impossible de savoir, pour l'instant, si ces résultats variables, parfois surprenants, tiennent à l'imprécision des variables, aux méthodes géographico-économiques ou bien s'ils proviennent de différences socio-économiques entre les pays ou les régions d'étude.

Il en ressort une conclusion importante pour cette étude, dont un des objectifs était de rechercher des méthodes reproductibles d'évaluation économique des paysages (ou « transportables »), afin d'éviter le recours à des travaux primaires de terrain dont le coût est toujours très élevé. Les méthodes de transfert, en particulier les métaanalyses, se sont, en effet, développées en économie de l'environnement. En l'état actuel des travaux dont fait état la littérature internationale, ces méthodes ne semblent pas être utilisables dans le domaine de l'évaluation économique des paysages. Les travaux utilisant un matériel photographique sont les plus nombreux et ceux pour lesquels des synthèses ont été tentées depuis longtemps (Gobster et Chenoweth, 1989) ; même dans ce cas, au dire des auteurs eux-mêmes, les conclusions ne sont pas probants. Pour les estimations de prix hédonistes, les résultats sont trop volatiles, trop sensibles aux variables disponibles et à la méthode géographique qui les a produites, trop variables selon la méthode économique utilisée, trop différents d'une région d'étude à une autre, pour qu'on puisse les utiliser comme éléments d'une métaanalyse.

Il est, tout au plus, envisageable de dégager quelques tendances, face auxquelles il faut rester très prudent.

Nous retiendrons, premièrement, que le prix du paysage, quelle que soit la définition qu'on adopte, n'est qu'une faible composante du prix du logement. C'est ce que montrent, indirectement, les enquêtes sur les motifs des migrations des ménages. Par exemple, aux Etats-Unis (dans une zone située entre Détroit et les Grands Lacs), Vogt et Marans (2004) retiennent cinq types de raisons de la migration qui sont, par ordre d'importance, les caractéristiques du logement (coût, qualité, voisinage attractif), la qualité de l'école, l'accessibilité (commerces, écoles, travail), des raisons sociales (famille proche, connaissance de la zone), et enfin les espaces naturels (ouverture de l'espace, proximité de zones naturelles ou récréatives). Il faut garder en tête cette hiérarchie, que confirment d'autres travaux.

Les résultats obtenus par la méthode des prix hédonistes ou celle d'évaluation contingente vont dans le même sens : le prix des paysages agro-forestiers, campagnard, ou 'verts' représente de l'ordre de quelques pour cent du prix des logements (disons, pour prendre une fourchette large, entre 1 et 5 %), ou bien de 10 à 30 euros par ménage et par an.

Il semble par ailleurs que l'agriculture ou la forêt exercent des effets qui sont en général très localisés : il faut généralement être très proche de l'objet considéré pour en ressentir les effets, positifs ou négatifs. Il en résulte un niveau pertinent d'échelle qui est toujours très grand, ce qui éclaire peut-être la raison pour laquelle de nombreux travaux donnent des résultats non probants lorsqu'ils utilisent très souvent des variables définies à l'échelle de plusieurs centaines de mètres ou du kilomètre, ce qui est peut-être une échelle trop petite pour correspondre au comportement des consommateurs de paysages.

5. RÉFÉRENCES BIBLIOGRAPHIQUES

- Acharya, G., Bennett, L.L. (2001), Valuing open space and land-use patterns in urban watersheds, *Journal of Real Estate Finance and Economics*, 22: 221-237.
- Amigues, J.P., Desaignes, B., Vuong, Q. H. (1996), L'évaluation contingente : controverses et perspectives, *Cahiers d'Economie et Sociologie Rurales*, 39-40.
- Anderson S.T., West S.E. (non daté), *The value of open space proximity and size: City versus suburbs*, Document de travail, 35 p.
- Arriaza, M., Canas-Ortega, J.F., Canas-Madueno, J.A., Ruiz-Aviles, P. (2004), Assessing the visual quality of rural landscape, *Landscape and Urban Planning*, 69: 115-125.
- Bastian, C.T., McLeod, D.M., Germino, M.J., Reiners, W.A., Blasko, B.J. (2002), Environmental amenities and agricultural land values: a hedonic model using geographic information systems data, *Ecological Economics*, 40: 337-349.
- Bertrand, G. (1978), Le paysage entre la Nature et la Société, *Revue Géographique des Pyrénées et du Sud-Ouest*, 49/2: 239-258.
- Berque, A. (1990) – *Médiance. De milieux en paysages* – Editions GIP Reclus : Collection Géographique. 164 p.
- Berque, A. (2000) – *Médiance. De milieux en paysages* – Editions Belin/Reclus. 160 p. (1ère ed. 1990)
- Bockstael, N.E., Irwin, E.G. (2000), Economics and the land use. Environment link, In: Tietenberg, T., Folmer, H. (Eds): *International Yearbook of Environmental and Resource Economics 2000/2001*, Edward Edgar, Cheltenham, UK.
- Bolitzer, B., Netusil, N.R. (2000), The impact of open spaces on property values in Portland, Oregon, *Journal of Environmental Management*, 59: 185-193.
- Bonnieux, F., Le Goffe, P. (1997), Valuing the benefits of landscape restoration. A case study of the Cotentin in Lower-Normandy, France, *Journal of Environmental Management*, 50, 3: 321-333.
- Brasington D.M., Hite, D. (2005), Demand for environmental quality: a spatial hedonic analysis, *Regional Science and Urban Economics*, 40: 583-605.
- Brossard T., Joly., D. (1999), Représentation du paysage et échelles spatiales d'information, *Revue Internationale de Géomatique* 9 (3) : 359-375.
- Brossard T., Wieber J.C. (1980), Essai de formulation systémique d'un mode d'approche du paysage, *Bulletin de l'Association des Géographes Français*, 468-469 : 103-111.
- Brossard T., Wieber J.C. (1984), Le paysage, trois définitions ; un mode d'analyse et de cartographie, *L'espace Géographique* : 5-12.
- Brunet, R., Ferras, R., Théry H. (1992), *Les mots de la géographie, dictionnaire critique*, Reclus-La Documentation Française, 470 p.
- Carles J.L, López B. I., de Lucio V.J. (1999), Sound influence on landscape values, *Landscape and Urban Planning*, 43: 191-200.
- Caruso, G. (2002), *La diversité des formes de la périurbanisation en Europe*, In: Perrier-Cornet, Ph. (ed.), *Repenser les campagnes*. DATAR, Editions de l'Aube, pp. 67-99.
- Cavailhès J. (2005), Le prix des attributs du logement, *Economie et Statistique*, 381-382 : 91-123.

- Cavailhès, J., Hilal, M. (1999), *Valeurs paysagères périurbaines et localisation résidentielle*, XXXVème colloque de l'ASRDLF, Hyères, 1-3/09/99, 22 p.
- Cheshire, P., Sheppard, S. (1995), On the Price of Land and the Value of Amenities, *Economica*, 62: 247-267.
- Colson, F., Stenger, A. (1995), *Evaluation monétaire des avantages de l'agriculture. Une analyse coût-bénéfice appliquée à la gestion des espaces et des paysages agricoles dans le cadre de la nouvelle PAC*, Paris, ministère de l'Economie et des finances, CGP, 115 p.
- Correll, M.R., Lillydahl, J.H., Singell, L.D. (1978), The effects of greenbelts on residential property values: some findings on the political economy of open space, *Land Economics*, 54, 2: 207-217.
- Daniel, T.C., Vining, J. (1983), Methodological issues in the assessment of landscape quality, In: Altman, Wohlwill (Eds), *Behavior and the Natural Environment*, New-York: Plenum.
- Davodeau, H. (2005), Les paysages, une nouvelle préoccupation dans la gestion des espaces périurbains, *Cahiers d'Economie et de Sociologie Rurales*, 77 : 65-84.
- Deffontaines J.P., Prigent P. (1987), Lecture agronomique du paysage, *Mappemonde*, 87/4 : 34-37.
- Des Rosiers, F., Thériault, M., Kestens, Y., Villeneuve, P. (2002), Landscaping and house values: an empirical investigation, *Journal of Real Estate Research*, 23: 139-161.
- Donadieu P, Dalla Santa G (1998), *Campagnes urbaines*, Actes Sud, ENSP, 219 p.
- Dumas, E., Geniaux, G., Napoleone, C. (2005), Les indices de l'écologie du paysage à l'épreuve du marché foncier, *Revue d'Economie Régionale et Urbaine*, 1 : 83-106.
- Facchini F. (1994), L'évaluation du paysage : revue critique de la littérature, *Revue d'Economie Régionale et Urbaine*, 3 : 375-402.
- Foltête J.C. (1998), *Production sociale et dimension visible du paysage. Analyse géographique*, Besançon, THEMA/CNRS, thèse de doctorat, Université de Franche-Comté, 379 p.
- Froment A., Van Der Kaa, C. (1996), *Paysage*, Ministère de la Région wallonne, Namur.
- Garrod, G.D., Willis, K.G. (1998), Using contingent ranking to estimate the loss of amenity value for inland waterways from public utility service structures, *Environmental and Resource Economics*, 12: 241-247.
- Genty, A. (2005), Du concept à la fiabilité de la méthode du transfert en économie de l'environnement : un état de l'art, *Cahiers d'Economie et Sociologie Rurales*, 77 : 5-34.
- Geoghegan, J., Wainger, L.A., Bockstael, N.E. (1997), Spatial landscape indices in a hedonic framework : an ecological economics analysis using GIS, *Ecological Economics*, 23: 251-264.
- Germino, M.J., Reiners, W.A., Blasko, B.J., McLeod, D., Bastian, C.T. (2001), Estimating visual properties of Rocky Mountain landscapes using GIS, *Landscape and Urban Planning*: 71-83.
- Girardin P., Weinstoerffer J. (1998) – <http://www.chez.com/wein/fra/intrositepays.html> – © Wein On Line.
- Gobster P.H., Chenoweth R.E. (1989), The dimensions of aesthetics preference: a quantitative analysis, *Journal of Environment Management* 29: 47-72.

- Goffette-Nagot, F. (1994), *Analyse micro-économique de la périurbanisation : un modèle de localisation résidentielle*, Dijon, INRA-ESR, thèse de doctorat, Université de Bourgogne.
- Goffette-Nagot F. (1996), Choix résidentiels et diffusion périurbaine, *Revue d'Economie Régionale et Urbaine* : 229-246.
- Hamilton, S.W., Schwann, G.M. (1995), Do high voltage electric transmission lines affect property values ?, *Land Economics*, 71, 4: 436-444.
- Hobden D.W., G.E. Laughton, K.E. Morgan (2004), Green space borders--a tangible benefit? Evidence from four neighbourhoods in Surrey, British Columbia, 1980--2001, *Land Use Policy* 21: 129-138.
- Hunziker, M., Kienast, F. (1999), Potential impacts of changing agricultural activities on scenic beauty. A prototypical technique for automated rapid assessment, *Landscape Ecology*, 14: 161-176
- Irwin, E.G. (2002), The effects of open space on residential property values, *Land Economics*, 78: 465-480.
- Johnston, R.J., Swallow, S.K., Bauer, D.M. (2002), Spatial factors and stated preference values for public goods: considerations for rural land use, *Land Economics*: 481-500.
- Kaplan, R., Austin, M.E. (2004), Out in the country: sprawl and the quest for nature nearby – *Landscape and Urban Planning*, 69: 235-243.
- Kaplan, R., Kaplan, S., Bown, T.(1989) – Environmental preferences. A comparison of four domains of predictors, *Environment and Behavior*, 21: 509-530.
- Kestens, Y., Thériault, M., Des Rosiers, F. (2001), *Integrating land use in a hedonic price model using GIS*, Proceeding of the urban and regional information association, Long Beach, 20-24 october 2001.
- Kline, J., Wichelns, D. (1998), Measuring heterogeneous preferences for preserving farmland and open space, *Ecological Economics*: 211-224
- Lake, I.R., Lovett, A.A., Bateman, I.J., Langford, I.H. (1998), Modelling environmental influences on property prices in an urban environment, *Computers, Environments and Urban Systems*, 22: 121-136.
- Lecat, G. (2003), *En quoi le cadre de vie rural contribue-t-il à expliquer les prix fonciers dans les espaces périurbains ?*, Dijon, Université de Bourgogne, INRA-ESR, ENESAD, 128 p.
- Lee, C., Fujita, M. (1997), Efficient configuration of a greenbelt : theoretical modelling of greenbelt amenity, *Environment and Planning A*, 29: 1999-2017.
- Le Floch, S., (1996), Bilan des définitions et méthodes d'évaluation des paysages, *Revue Ingénieries – EAT*, 5 : 23-31.
- Le Jeannic, T. (1997), Trente ans de périurbanisation : extension et dilution des villes, *Economie et Statistique* 307, 7 : 21-41.
- Le Goffe P., Delache, X. (1997), Impacts de l'agriculture sur le tourisme. Une application des prix hédonistes, *Economie Rurale*, 239 : 3-10.
- Le Goffe, P., Gerber, P. (1994), *Coût environnementaux et bénéfices de l'implantation d'une sablière en zone périurbaine : le cas de Pacé (Ile-et-Vilaine)*, INRA-ESR, Rennes.

- Lo M. (1994), *Paysage et utilisation de l'espace : la dégradation des milieux naturels en Pays Sereer (Sénégal)*, Toulouse, CEREG/ORSTOM, thèse de doctorat, Université Louis Pasteur, 347 p.
- Mahan, B.L., Polasky, S., Adams, R.M. (2000), Valuing Urban Wetlands: a Property Price Approach, *Land Economics*, 76: 100-113.
- Meitner M.J., (2004), Scenic beauty of river views in the Grand Canyon: relating perceptual judgments to locations, *Landscape and urban planning*, 68, 1: 3-13.
- Mooney S, Eisgruber L.M. (2001), The influence of riparian protection measures on residential property values: the case of the Oregon plan for salmon and watersheds, *Journal of Real Estate Finance and Economic*, 22: 273-286.
- Moranco A. (2003), A hedonic valuation of urban green areas, *Landscape and Urban Planning*, 66: 35-41.
- Neuray G. (1982) – *Des paysages. Pour qui ? Pourquoi ? Comment ?* – Gembloux, Les presses agronomiques de Gembloux, 589 p.
- Noirfalise A. (1988) – *Paysages : l'Europe de la diversité* – Commission des Communauté Européennes, EUR 11452, 130 p.
- Ormaux J.C. (1986), *Paysage et géotypes. Quelques analyses entre Scarpe et Somme*, Besançon, LEP/CNRS, thèse de doctorat, Université de Franche-Comté, 636 p.
- Ormaux S. (1987), Cartographie du paysage, *Mappemonde* 4: 28-33.
- Palmer, J.F. (2003), Using spatial metrics to predict scenic perception in a changing landscape: Dennis, Massachusetts, *Landscape and Urban Planning*, 69: 201-218.
- Paterson, R.W., Boyle K.J. (2002), Out of sight, out of mind? Using GIS to incorporate visibility in hedonic property value models, *Land Economics*, 78: 417-425.
- Pinchemel, P., Pinchemel, G. (1992), *La face de la Terre*, 2e édition, Paris, Armand Colin, collection U Géographie, 519 p.
- Reginster, I. (1998), *Qualité de l'environnement urbain et choix de localisation résidentielle, construction d'une méthodologie et analyses*, Thèse de doctorat, Université catholique de Louvain.
- Reginster, I., Gofette-Nagot F. (2005), Urban environmental quality in two Belgian cities, evaluated on the basis of residential choices and GIS data, *Environment and Planning A*, 37: 1067-1090.
- Rambonilaza, M. (2004), Evaluation de la demande de paysage : état de l'art et réflexions sur la méthode du transfert des bénéfices, *Cahiers d'Economie et Sociologie Rurales*, 70 : 77-101.
- Richard J.F. (1989), *Le paysage. Un nouveau langage pour l'étude des milieux tropicaux*, Coll. Initiations-Documentations Techniques n°72, ORSTOM, Paris, 217 p.
- Richard J.F., Beroutchachvili N. (1996), Vers l'élaboration d'un système d'information sur les paysages du monde, *Cahiers des Sciences Humaines de l'Orstom*, 32 : 823-842.
- Roe, B., Irwin, E.G., Morrow-Jones, H.A. (2004), The effects of farmland, farmland preservation, and other neighborhood amenities on housing values and residential growth, *Land Economics*: 55-75.
- Rougerie G., Beroutchachvili N. (1991), *Géosystèmes et paysages : bilans et méthodes*, Paris, A. Colin, 302 p.

- Santos, J.M. (1998), *The economic valuation of landscape change : theory and policies of land use and conservation*, Northampton MA, Edward Elgar.
- Santos, J.M. (2001), *A synthesis of country reports on demand measurement of non-commodity outputs in OECD agriculture, annex 3: Transferring landscape values: how and how accurately?*, OECD, Directorate for food, agriculture and fisheries, workshop on multifunctionality, 2-3 July.
- Shafer, E.L., Hamilton, J.F., Schmidt, E.A. (1969), Natural landscape preferences: a predictive model, *Journal of Leisure Research*, 1: 1-19.
- Smith, V.K., Poulos, C., Kim, H. (2002), Treating open space as an urban amenity, *Resource and Energy Economics*, 24:107-129.
- Thorsnes, P. (2002), The value of a suburban forest preserve: Estimates from sales of vacant residential building lots, *Land Economics*, 78: 626-441
- Tyrvaenen, L. (1997), The amenity value of the urban forest: an application of the hedonic pricing method, *Landscape and Urban Planning*, 37: 211-222.
- Tyrvaenen, L., Miettinen, A. (2000), Property prices and urban forest amenities, *Journal of Environmental Economics and Management*, 39:205-23.
- Vogt, C.A., Marans, R.W. (2004), Natural resources and open space in the residential decision process: a study of recent movers to fringe counties in southeast Michigan, *Landscape and Urban Planning*, 69 (2-3): 255-269.
- Vuillod P. (1994), *Paysage visible et aménagement : modélisation cartographique et test sur le Haut-Jura, Besançon*, LEP/CNRS, thèse de doctorat, Université de Franche-Comté, 362 p.
- Zube, E.H., Pitt, D.G., Anderson, T.W. (1975), Perception and prediction of scenic resource values of the northeast, In: Zube, E.H., Brush, R.O., Fabos, J.G. (Eds), *Landscape Assessment*, Stroudsburg, PA: Doxden, Hutchinson and Ross.

Annexe : revues consultées

Agricultural economics, American journal of agricultural economics, Annales de géographie, Annals of regional science, Annals of the association of american geographers, Cahier des Amériques Latines, Cahiers de l'IAURIF, Cities, Computers, environment and urban systems, Cybergeo, Ecological economics, Ecological modelling, Economic geography, Economics of planning, Environment and planning A, Environment and planning B-planning and design, Environment and planning C-government and policy, Environment and planning D-society and space, Environment and urbanization, Environmental and resource economics, Environmental values, Espace, populations, sociétés, Espaces et sociétés, Espaces temps, Etudes rurales, European economic review, European review of agricultural economics, European urban and regional studies, Flux, Geographical analysis, Geographical journal, Géographie et culture, Géographie, Economie, Société, Géographies : Bulletin Association des Géographes, Geojournal, Housing studies, International journal of urban and regional studies, International regional science review, Journal of agricultural and environmental ethics, Journal of agricultural and resource economics, Journal of agricultural economics, Journal of environmental economics and management, Journal of housing and the built environment, Journal of housing economics, Journal of real estate finance and economics, Journal of regional science, Journal of rural studies, Journal of the american planning association, Journal of transport economics and policy, Journal of urban affairs, Journal of urban economics, Journal of urban planning and development-asce, L'Espace Géographique, L'Information Géographique, Land economics, Land use policy, Landscape and urban planning, Les cahiers d'Outre Mer, Lusotopie, Mappemonde, Nature Sciences Sociétés, Papers in regional science, Real estate economics, Regional science and urban economics, Regional studies, Revue d'économie régionale et urbaine, Revue européenne migrations internationales, Revue internationale de géomatique, Scandinavian housing and planning research, Sud Ouest Européen, Urban affairs review, Urban geography, Urban lawyer, Urban studies.

DONNEES ET METHODES

MOHAMED HILAL, DANIEL JOLY, THIERRY BROSSARD, PIERRE-FRANÇOIS TOURNEUX, JEAN CAVAILHES, HUBERT JAYET, JULIE LE GALLO

1. LES DONNEES IMMOBILIERES ET LE GEOREFERENCEMENT

1.1. LA BASE DE DONNEES IMMOBILIERES

Les données proviennent des chambres notariales (PERVAL), de l'OTIF et de l'ORHA. Plus précisément :

- Pour Besançon, Brest et périphérie de Lyon (hors communauté urbaine) : les données ont été acquises auprès de Perval. Pour Lyon, ces données sont complétées par des informations fournies au LET par l'OTIF (Observatoire des Transactions Immobilières et Foncières) de la Communauté urbaine (COURLY).
- Pour Marseille, elles ont été mises à la disposition du groupe par l'IDEP, qui en est propriétaire après les avoir reçues de la chambre des notaires des Bouches-du-Rhône (PERVAL).
- Pour Dijon, les données utilisées avaient été acquises auparavant par l'INRA (PERVAL).
- Pour le Nord-Pas-de-Calais, les informations proviennent d'une base de données construite par l'ORHA (Office Régional de l'Habitat et de l'Aménagement).

Les données PERVAL contiennent :

- l'identifiant de l'acte ;
- la date de la transaction ;
- des variables décrivant les caractéristiques du bien : nature, adresse postale, références cadastrales, surface du terrain auxquels est adjoint un descriptif complémentaire dans le cas des maisons (surface habitable, éléments de confort, date de construction, etc.) ;
- le prix : prix net vendeur et montant des frais d'agence ;
- des variables décrivant les caractéristiques du vendeur : qualité, profession, sexe, statut matrimonial, âge, commune de résidence, nationalité ;

des variables décrivant les caractéristiques de l'acheteur : qualité, profession, sexe, statut matrimonial, âge, commune de résidence, nationalité.

Les autres données sont moins complètes. Les informations de l'OTIF concernent uniquement des maisons. La date de construction et les éléments de confort ne sont pas renseignés. La base de l'ORHA contient uniquement des terrains.

1.2. LE GEOREFERENCEMENT DES TRANSACTIONS FONCIERES

Afin de localiser très précisément les transactions foncières à l'intérieur du périmètre d'étude, les données acquises ont été géoréférencées : chaque donnée a fait l'objet d'un traitement préalable permettant de lui attribuer des coordonnées géographiques (X, Y) dites « Lambert », du nom du système de référence utilisé en France. Cette opération s'effectue à partir des données de localisation disponibles dans les bases foncières à savoir le nom et le code géographique de la commune, les « localisants » parcellaires (n° section et parcelle), éventuellement l'adresse postale du bien, qui permettent un repérage sur le plan cadastral. Seules les transactions qui disposent de ces informations ont été géoréférencées.

1.2.1. Le plan cadastral

Le plan cadastral est un document graphique qui se compose, pour chaque commune, de feuilles parcellaires (75 x 105 cm) et d'un tableau d'assemblage, de même format, qui permet de repérer la situation géographique de chaque feuille par rapport au territoire communal.

A l'échelle d'une commune, le plan cadastral est subdivisé en sections, subdivisions de sections, lieux-dits et parcelles cadastrales. Sur le plan cadastral figure : le parcellaire (avec entre autres le dessin des parcelles et leurs numéros) ; le bâti (bâtiments « durs » ou « légers ») ; les détails topographiques (voirie et numéros, voies ferrées, cimetière, toponymes, etc.).

Depuis fin 2004, le plan cadastral est totalement informatisé (PCI), la consultation des feuilles et du tableau d'assemblage pouvant désormais se faire par ordinateur. Le transfert sur support informatique du plan cadastral a été réalisé selon deux modes :

- Par numérisation en données vectorielles (PCI-VECTEUR), permettant ainsi une interopérabilité avec des applications SIG.
- Par scannage de la feuille (PCI-IMAGE), permettant une consultation mais sans interopérabilité.

1.2.2. Les modes opératoires

Le géoréférencement s'est fait selon trois modes, en fonction de la nature de l'informatisation du cadastre et selon les modalités d'accès au plan cadastral.

Accès aux plans cadastraux vectorisés (Grand Dijon)

L'opération de géoréférencement s'est déroulée en deux étapes :

Etape 1 - Les plans cadastraux vectorisés se composent de deux couches d'information géographique : la couche parcellaire du plan cadastral qui correspond aux limites des terrains et la couche du bâti sur laquelle figurent tout les bâtiments construits. Seules les polygones du parcellaire possèdent un identifiant cadastral (les numéros de sections et parcelles des terrains). La correspondance entre les objets bâtis et les parcelles est réalisée par superposition des deux couches d'information dans un SIG.

Etape 2 : l'opération de géoréférencement, proprement dite, consiste :

pour les terrains	pour les immeubles d'habitation
– à repérer, dans la couche parcellaire, les mutations de terrains ; – à vérifier que la parcelle correspond à un seul lot ; – à attribuer à la mutation les coordonnées Lambert (X, Y) du centroïde de la parcelle ; – dans le cas où la parcelle contient plusieurs lots, une recherche supplémentaire utilisant une couche d'adresses postales, a permis de situer approximativement le lot correspondant à la mutation sur la parcelle.	– à repérer, dans la couche parcellaire, le terrain sur lequel est situé l'immeuble d'habitation ; – à vérifier que la parcelle contient un seul immeuble ; – à attribuer à la mutation les coordonnées Lambert (X, Y) du centroïde du polygone figurant le bâti. Dans le cas où la parcelle possède plusieurs bâtiments (maison avec dépendance, appentis, ...), le centroïde du plus grand bâtiment construit en dur est retenu ;

	– dans le cas où la parcelle contient plusieurs immeubles ou maisons, une recherche supplémentaire utilisant une couche d'adresses postales, a permis de retrouver le polygone correspondant à l'immeuble.
--	--

Accès aux coordonnées des parcelles (SIG de la DDE59)

Pour le département du Nord, le service SIG de la DDE a extrait pour chaque parcelle cadastrale les coordonnées Lambert du centroïde puis nous a envoyé la liste de toutes les références avec leurs coordonnées. L'opération de géoréférencement a consisté à mettre en correspondance les identifiants cadastraux de la liste envoyée avec ceux contenus dans la base ORHA.

Saisie aux Centres des Impôts fonciers

Pour les autres communes (Aix-Marseille, Besançon, Brest, périurbain Dijon, Lyon), le géoréférencement a été réalisé avec l'appui des Centres Des Impôts Fonciers (CDIF). La procédure a été adaptée aux plans cadastraux disponibles.

Si le cadastre est vectorisé ou numérisé et calé, un opérateur a relevé les coordonnées Lambert de la maison ou de la parcelle directement sur écran (application PCI-VECTEUR) puis a saisi ces informations dans un tableur.

Pour le cadastre non calé (numérisé ou sur feuille), si le plan est lambertisé, l'opérateur a interpolé les coordonnées Lambert de la maison ou de la parcelle à partir de l'échelle des latitudes et longitudes de la feuille cadastrale (amorces Lambert II sur le bord de la feuille et croisillons d'intersection des latitudes et longitudes tous les 100 mètres à l'intérieur de la feuille).

Pour les feuilles non lambertisées, une application développée sous SIG a permis à l'opérateur de positionner approximativement la maison ou la parcelle en cliquant sur une couche d'informations calées (Orthophotos ou Scan25 selon disponibilité) et en s'aidant du tracé de la voirie et de la position du bâti de la feuille cadastrale.

2. MODELE DE PAYSAGE ET INFORMATION GEOGRAPHIQUE

La constitution des indicateurs paysagers demande la prise en compte de deux aspects.

- Le premier aspect concerne les termes géométriques qui fondent les rapports de visibilité au sein du paysage et amènent à expliciter trois notions : il s'agit (i) du paysage cartographique « vu d'en haut », (ii) du paysage vu du dedans à travers un regard actif définissant « l'ampleur de vue » (iii) du paysage également vu du dedans mais à travers une vue passive définissant la « soumission à la vue ».
- Le second aspect concerne les vecteurs d'acquisition de l'information visuelle, qui peuvent être analogiques (photographie) ou numériques (couches de données numériques gérées et traitées par systèmes d'information géographiques).

2.1. PAYSAGE ET VISIBILITE

2.1.1. Le paysage vu d'en haut

Le regard vertical porté sur le paysage est celui que privilégie le géographe puisqu'il rejoint le point de vue cartographique qui lui est familier (Lacoste 1986). Lorsqu'il est projeté sur un

plan, l'ensemble de l'espace est accessible d'une manière équivalente en tous ses points. Il s'agit d'une commodité qui facilite la synthèse scientifique ou éclaire la prise de décision. Elle repose sur des critères de présence/absence ou de proximité/distance sans référence explicite à la perception (visuelle ou étendue à d'autres sens, ouïe, odorat...). Ce mode d'appréhension est repris dans beaucoup de travaux (Bastian et al. 2002). Par exemple, l'analyse écologique procède souvent par détection « du dessus » des configurations paysagères : corridors, lisières, écotones etc. (Forman, Godron 1981, 1986; Burel, Baudry 1999) ou des indices caractérisant les aptitudes écologiques du paysage : indices de compacité, de fragmentation, propriétés fractales etc. (Gustafson 1998). Le plus souvent, l'évaluation économique des aménités paysagères, procède également par vue du dessus (Kestens, Thériault, des Rosiers 2004; des Rosiers et al. 2002; Thornes 2002; Tyrväinen and Miettinen 2000; Roe, Irwin, Morrow-Jones 2004). Cependant, nombre d'éléments paysagers présents ne sont pas visibles depuis le sol, ce qui nous amène à distinguer l'environnement paysager (appréhendé du dessus) et le paysage visible ou sensible (appréhendé du dedans) dont il est question maintenant.

2.1.2. Le paysage vu du dedans : l'ampleur de vue ou vu actif

Le paysage vu du dedans est celui qui se livre au regard de l'habitant, du promeneur ou de l'automobiliste (Franklin, Vogt 2002). Chaque point de l'espace est caractérisé par l'ampleur de son panorama, appelé « vu actif ». La visibilité peut aussi être envisagée d'une manière sélective. Il s'agit alors de restituer l'espace vu depuis un point singulier ou depuis un ensemble fonctionnel (Howes, Gatrell 1993), tel que réseau routier, zones bâties, etc (Lee, Stucky 1998). Poursuivant la même logique, on peut circonscrire l'espace couvert par le regard selon que l'on chemine dans un sens ou dans l'autre d'un sentier pédestre ou d'une voie navigable par exemple (Brossard, Joly, Wieber 1998).

2.1.3. Le paysage vu du dedans : la soumission à la vue ou vu passif

Le « vu passif », ou soumission à la vue, correspond à l'opération inverse. Chaque point de l'espace est caractérisé par l'ensemble des lieux d'où il est vu. Cet aspect est tout particulièrement mis en avant lors des études d'impact visuel d'ouvrages tels que pylônes de transport d'électricité (Brossard et al. 1997; De Florian, Marzano, Puppo 1994) ou éoliennes par exemple (Benson et al. 2004 ; Kidner et al. 1999). Dans le cas de l'évaluation du paysage faite à partir du prix observé de transactions immobilières, on cherchera à déterminer, sur le réseau routier par exemple, les tronçons à partir desquels chaque lieu de transaction est visible, donc soumis à la vue. On pourra vérifier ensuite si cette caractéristique a une incidence (*a priori* négative) sur le prix.

Voir et être vu seraient symétriques si l'altitude seule était prise en compte. Dans ce cas, si A voit B, B voit A nécessairement. Cette symétrie n'est plus vérifiée si l'on fait intervenir la hauteur des objets qui se surimposent au relief. Par exemple, un observateur A qui parcourt un fond de vallée dégagé, voit bien les versants encadrants recouverts d'arbres et embrasse ainsi un large panorama. A l'inverse, un observateur B qui évolue sous le couvert arboré des versants ne voit que son environnement immédiat limité par les troncs proches. Dans ce cas A voit B (ou du moins la portion d'espace où il évolue) mais B ne voit pas A. Il convient donc de bien distinguer les deux notions.

2.2. VECTEURS D'ACQUISITION DE L'INFORMATION

2.2.1. Vecteur analogique

Il s'agit d'une approche directe du paysage, fondée sur des procédures d'échantillonnages photographiques au sol. L'échantillonnage peut être global sur tout l'espace ou se limiter aux routes, chemins, pistes ou cours d'eau, ce qui correspond aux séquences visuelles que

découvre un observateur à partir des réseaux de communication existant (Ormaux 1987). Une analyse quantitative, systématique et normalisée des photographies, permet de mesurer la surface de chaque plan dans l'image, et la part occupée par différentes catégories d'objets réparties entre « abiotique », « biotique », « anthropique » (Wieber 1985). Enfin, ce corpus de données quantitatives fait l'objet de traitements statistiques (typologies factorielles) et d'analyses spatiales (lissages, cartographie des cônes de vue, etc.) afin de faire apparaître les structures paysagères. Toutefois, comme la collecte des données est faite « manuellement » (prises de vue, puis codage de l'information), la méthode devient vite lourde dès que la zone d'étude est étendue.

2.2.2. Vecteur numérique

Les SIG permettent de collecter, gérer et analyser de l'information géoréférencée sur de vastes zones. En couplant un modèle numérique de terrain (MNT) et un modèle d'occupation du sol issu d'images satellites, il est possible d'analyser le paysage grâce aux ressources de l'imagerie virtuelle (Brossard, Joly 1999; Foltête 2004).

Les images ainsi créées simulent la vue d'un observateur localisé en chaque point de l'espace. En quantifiant la superficie vue et en la déclinant selon les types d'occupation du sol et selon l'éloignement, des indicateurs synthétiques sont produits : ampleur de vue, fermeture et ouverture visuelle, poids visuel de chaque type d'occupation du sol, diversité de composition du paysage. Enfin, les couches de données résultantes sont soumises à des traitements statistiques (typologies factorielles, analyse spatiale) qui permettent d'affiner la description du paysage et de ses propriétés visuelles (Brossard, Joly 1999).

La mise en forme numérique du paysage voit son effet réducteur compensé par la capacité de la méthode à analyser de vastes étendues et à fournir des mesures objectives, quantifiées et géoréférencées des paysages.

2.3. CONSTITUTION DE BASES DE DONNEES MULTI-ECHELLES DU PAYSAGE

Le paysage est décomposé par la vue selon différents plans, dont le contenu varie avec l'éloignement. Au fur et à mesure que le regard gagne des plans lointains, il perd de son acuité et les objets de petite taille se fondent visuellement dans des objets plus étendus. Par exemple, un arbre, vu comme un objet singulier s'il est situé à 20 ou 30 mètres de l'observateur, devient, à 2 ou 3 kilomètres, un élément indiscernable d'une forêt ou, s'il est isolé, il disparaît dans une formation ouverte. La prairie ou le champ de céréales montrent des détails de forme, de couleur ou de texture lorsqu'on les voit de près, mais deviennent au loin de simples taches indifférenciées.

Pour rendre en compte de cette caractéristique de l'œil humain perdant de son acuité avec l'éloignement, nous utilisons simultanément plusieurs bases de données dont les résolutions vont croissant des plans proches aux plans lointains. Le modèle de visibilité définit donc, autour de chaque point, des tampons de taille variable, reliés à des bases de données différentes dont l'échelle est adaptée à l'éloignement.

Sur un plan technique, les données sont représentées en mode matriciel (ou « raster ») car ce format est bien adapté à la représentation de phénomènes inscrits dans la continuité de l'espace et à la prise en compte de différentes échelles. Les données que nous utilisons sont structurées selon quatre niveaux de résolution, soit 7, 25, 150 et 1000 mètres, et concernent l'occupation du sol et le relief. Rappelons, comme nous l'avons indiqué en introduction de ce chapitre, qu'une attention particulière sera portée ici aux gains et pertes d'information résultant de l'emploi de bases de données selon différents niveaux de résolution.

2.3.1. L'occupation du sol à quatre niveaux de précision

L'occupation du sol renseigne sur la configuration et la physionomie des paysages. La précision des nomenclatures et le nombre de catégories d'occupation du sol doivent être suffisants pour que les attributs du paysage puissent être discriminés. A l'inverse, le nombre de catégories doit rester limité, en sorte que chaque type soit suffisamment répandu pour autoriser une analyse statistique : l'objectif n'est pas tant de reproduire la singularité du paysage propre à chaque lieu que de dégager des types. La nomenclature que nous avons construite se fonde sur trois sources d'information :

- La base européenne Corine Land Cover ou CLC (Heymann et al. 1993) est diffusée en France par l'Institut Français de l'environnement qui l'a mise à notre disposition ; elle offre une précision spatiale et thématique adaptée, au prix de quelques transformations, pour constituer les couches d'information à 150 et 1000 mètres résolution. Au plan technique en effet, il convient de préciser que la base CLC s'appuie sur une nomenclature qui comporte plusieurs niveaux de précisions hiérarchiquement emboîtés. Au niveau 2 qui nous intéresse ici, 44 postes de légende intégrant l'ensemble des situations rencontrées à l'échelle de l'Europe, sont distingués. En vue de la modélisation du paysage, cette richesse thématique n'est pas nécessaire car, avec l'éloignement dans la profondeur du champ visuel, ces catégories ne peuvent plus être discriminées à l'œil dans toutes leurs nuances ; c'est pourquoi, par agrégation logique, les types d'occupation du sol initiaux ont été regroupés en 8 classes pour la couche à 150 mètres, et 4 seulement, pour la couche à 1000 mètres. Par ailleurs, les données CLC sont fournies selon un format vectoriel, autrement dit, chaque tache d'occupation du sol, après avoir été identifiée par un photointerprète sur l'image satellite et faisant au moins un quart de km², est définie comme un polygone (ensemble de points reliés entre eux et coordonnés sur plan de projection cartographique). Une transformation (rasterisation) est nécessaire pour convertir chaque polygone en un ensemble de cellules ou pixels ayant la taille souhaitée de 150 m ou 1 km ; cette opération permet d'homogénéiser l'ensemble des informations nécessaire à la modélisation du paysage, en les archivant sous forme matricielle. Dans la présente étude, nous proposerons, grâce à une procédure originale dite de *persillage*, d'utiliser Corine Land Cover pour constituer aussi la couche d'occupation du sol à 25 mètres de résolution (§ 3.1.2.).
- Les images satellites classées pour appréhender le paysage aux résolutions de 25 et 7 mètres, permettent d'affiner certains types, comme les formations ouvertes décomposées en cultures, prés et vignes et les formations arborées décomposées en feuillus, résineux et buissons. Comme nous l'avons déjà noté, une des questions pendantes sera de savoir si l'on peut se passer, sans dommage pour les résultats, de recourir aux images les plus précises à 7 mètres.
- Enfin, une base vectorielle diffusée par l'Institut Géographique National (IGN), appelée BD_CARTO, permet d'identifier des éléments linéaires comme les routes, les voies ferrées et les rivières ou des éléments ponctuels comme les carrières ou les zones d'activités. Ces thèmes sont difficiles à identifier par télédétection en raison de leurs caractéristiques géométriques (la continuité des réseaux est souvent rompue sur les images) ou de leur nature particulière (l'analyse d'image ne permet de distinguer ni les carrières des autres surfaces minérales ni les zones d'activités des autres surfaces bâties). En outre, elle a servi à la délimitation des aires urbaines concernées par l'étude ; le tableau 1 présente l'assemblage des fichiers qu'il a fallu réaliser pour chaque agglomération.

Agglomération	Fichier 1	Fichier 2	Fichier 3
Besançon	25	39	70
Brest	29		
Dijon	21		
Lille	59	62	
Lyon	Aire urbaine		
Marseille	13		

Tab. 1. Assemblage des fichiers départementaux tirés de la BD_Carto de l'IGN

Le tableau 2 précise, sous forme d'encart, les traitements appliqués aux images satellites pour parvenir à constituer la couche d'occupation du sol selon la résolution la plus fine de 7 mètres. Ce listage des procédures requises montre bien qu'il s'agit d'une opération relativement lourde en l'état actuel des ressources quand on ne dispose pas comme à Lille, d'une couche d'occupation du sol en haute résolution déjà constituée et dénommée Cigale, en l'occurrence. On mesure mieux ainsi l'intérêt qu'il y a, de pouvoir s'affranchir de cette contrainte, si la résolution de 25 mètre s'avère satisfaisante.

Nous avons couplé les ressources de deux capteurs : le système ETM (Enhanced Thematic Mapper) embarqué sur le satellite Landsat 7, choisi en raison de sa richesse radiométrique favorable à la discrimination thématique, et le système IRS (Indian Remote Sensing), choisi en raison de la haute résolution de son canal panchromatique, qui permet ainsi d'améliorer, par fusion, la précision spatiale d'ETM (Chavez 1991).

Caractéristiques d'ETM (multibandes)

Une image de 185 x 185 kilomètres, datée du 11 septembre 2000, couvre la zone étudiée. Pour six canaux (bleu, vert, rouge, un infra-rouge proche, deux infra-rouges moyens) la résolution est de 30 x 30 mètres. Le canal simultané ETM-P (panchromatique), offrant une résolution de 15 x 15 mètres, permet, par fusion, de porter à cette résolution les six canaux précédents.

Caractéristiques d'IRS (Panchromatique)

Deux images ont été acquises, l'une datée du 23 août 2000 pour la partie ouest de la zone d'étude, et l'autre du 9 juin 2000 pour la partie est ; chaque image couvre 70 x 70 kilomètres. Seul le canal panchromatique (résolution initiale à 5 x 5 mètres) a été utilisé.

Traitements des images

La procédure a suivi les étapes suivantes, que nous résumons brièvement :

- corrections géométriques,
- assemblage des scènes et calibrages des balances radiométriques,
- fusion entre canaux panchromatiques et canaux multibandes pour améliorer la résolution spatiale de ces derniers,
- rééchantillonnage des données à 7 mètres,
- classification supervisée pour reconnaître les types requis d'occupation du sol et établir la couche d'information correspondante

Tab. 2. Sources et traitements des images satellites

Le tableau 3 synthétise la nomenclature par thème et niveau de résolution ; il montre comment la description du paysage va s'alléger en passant des résolutions les plus fines qui vont servir à modéliser les vues aux premiers plans jusqu'aux résolutions les plus grossières utilisées pour les arrière plans.

Numéros des thèmes	Couche 1 : 7 x 7 mètres	Couche 2 : 25 x 25 mètres	Couche 3 : 150 x 150mètres	Couche 4 : 1 x 1 kilomètre
1	Eau	Eau	Eau	Eau
2	Résineux	Résineux	Résineux	Forêt
3	Feuillu	Feuillu	Feuillu	
4	Buisson	Buisson	Buisson	
5	Culture	Culture	Culture	Champ
6	Pré	Pré	Pré	
7	Vigne	Vigne	Vigne	
8	Bâti	Bâti	Bâti	Bâti
9	Zone d'activité	Zone d'activité		
10	Route	Route	/	/
11	Carrière	Carrière	/	/
12	Voie ferrée	Voie ferrée	/	/
13	Mer, océan	Mer, océan	Mer, océan	Mer, océan
total	12	12	9	5

Tab. 3. Types d'occupation, du sol pour chacune des quatre bases

La figure 1 fournit une sorte d'illustration en plan du tableau ci-dessus pour un secteur donné : l'information relative à l'occupation du sol se transforme progressivement en passant d'une résolution à l'autre.

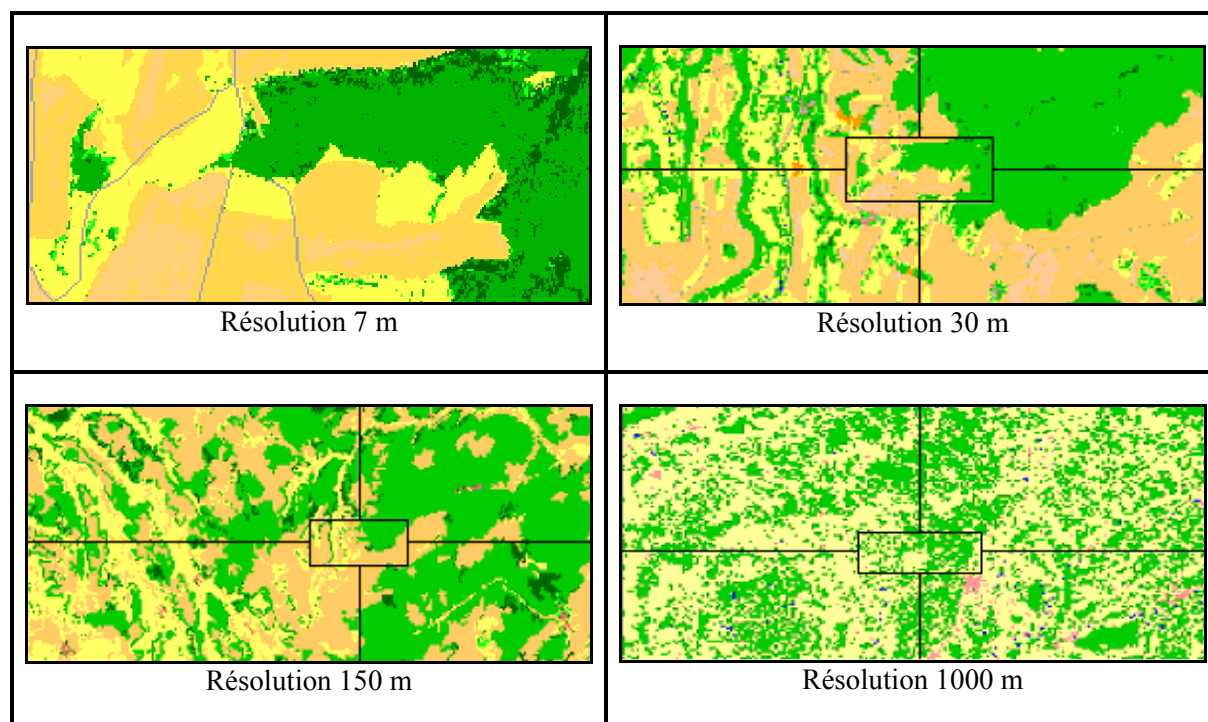


Figure 1. Echelles emboîtées et format matriciel

La figure 2 montre la carte d'occupation du sol à 7 mètres de résolution, élaborée selon la procédure décrite pour l'agglomération dijonnaise.

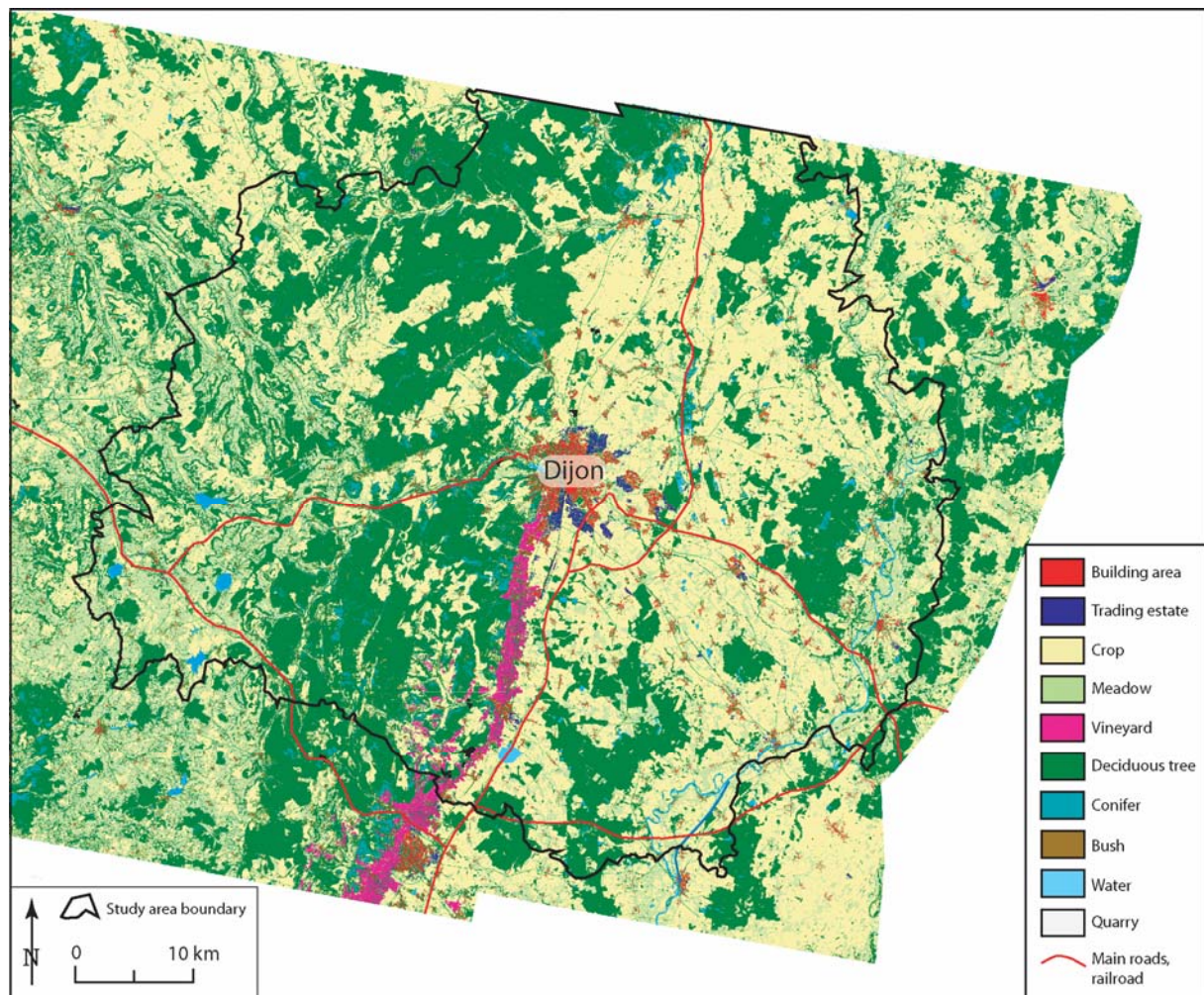


Fig. 2. Classification d'ensemble, résolution 7 mètres

2.3.2. Reconstituer l'occupation du sol à 25 mètres de résolution avec Corine Land Cover : le persillage

L'opération en question, comme nous l'avons indiqué, vise à simplifier la procédure de constitution des bases d'occupation du sol en évitant l'acquisition d'images satellite spécifiques. Pour cela, un traitement original, le persillage, nous a servi à redonner une précision spatiale de 25 mètres à la base Corine Land Cover en mobilisant les images satellites qui ont servi à sa constitution.

La figure 3 montre l'occupation du sol sur les environs de Besançon telle qu'elle résulte d'une « rasterisation » à 25 mètres du fichier vectoriel initial. Cette restitution simplifie la réalité à l'extrême puisque toute entité surfacique inférieure à $0,25 \text{ km}^2$ a été négligée. En l'état, cette information n'est pas adaptée pour analyser les plans visuels proches qui composent le paysage. L'idée est donc de partir de ce découpage simplifié de l'espace pour y appliquer une différenciation de second ordre : par exemple, parmi les surfaces de bâti, on va remettre en place la végétation intercalaire constituées de formation arborées ou basses ; parmi les zones en cultures, on repositionnera les bosquets ou les îlots d'habitation, sachant bien que le gain de précision obtenu reste limité au seuil des 25 mètres. Techniquement, la procédure consiste à traiter conjointement la couche Corine Land Cover rasterisée à 25 mètres et l'image satellite de départ fournie à la même résolution.

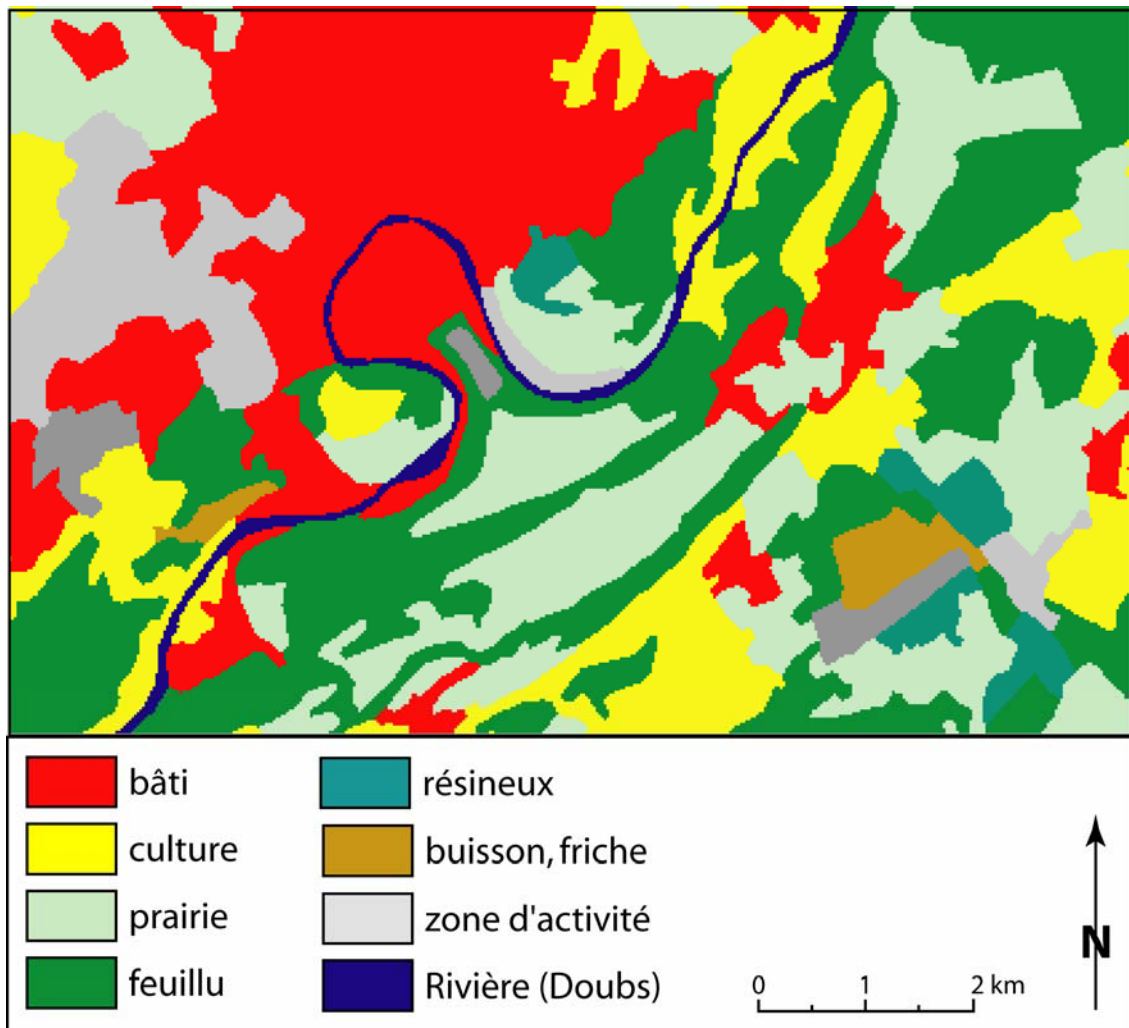


Figure 3. Zonage thématique issu de Corine Land Cover au voisinage de Besançon

Parmi les ressources qu'il offre, le traitement d'image permet de calculer un indice de végétation appelé NDVI (Normalized Difference Vegetation Index). Cet indice repose sur le fait que la réaction chlorophyllienne fixe une partie importante du rayonnement solaire visible tandis que l'infrarouge n'est pas absorbé. L'indice en question se calcule grâce à l'équation suivante qui utilise les bandes spectrales rouge (TM3) et infrarouge (TM4) du satellite Landsat Thematic Mapper (fig. 4) :

$$\text{NDVI} = (\text{rouge} - \text{infrarouge}) / (\text{rouge} + \text{infrarouge})$$

Il est établi que les valeurs ainsi obtenues fournissent une bonne approximation de la biomasse. Précisons que les images satellites initiales ont été téléchargées depuis le site de l'Agence Européenne de l'Environnement. Une seule image a suffi dans le cas de Brest, Lyon et Marseille. Dans le cas de Besançon, Dijon et Lille, une mosaïque de deux images connexes a été constituée en vue de couvrir l'ensemble des aires urbaines considérées.

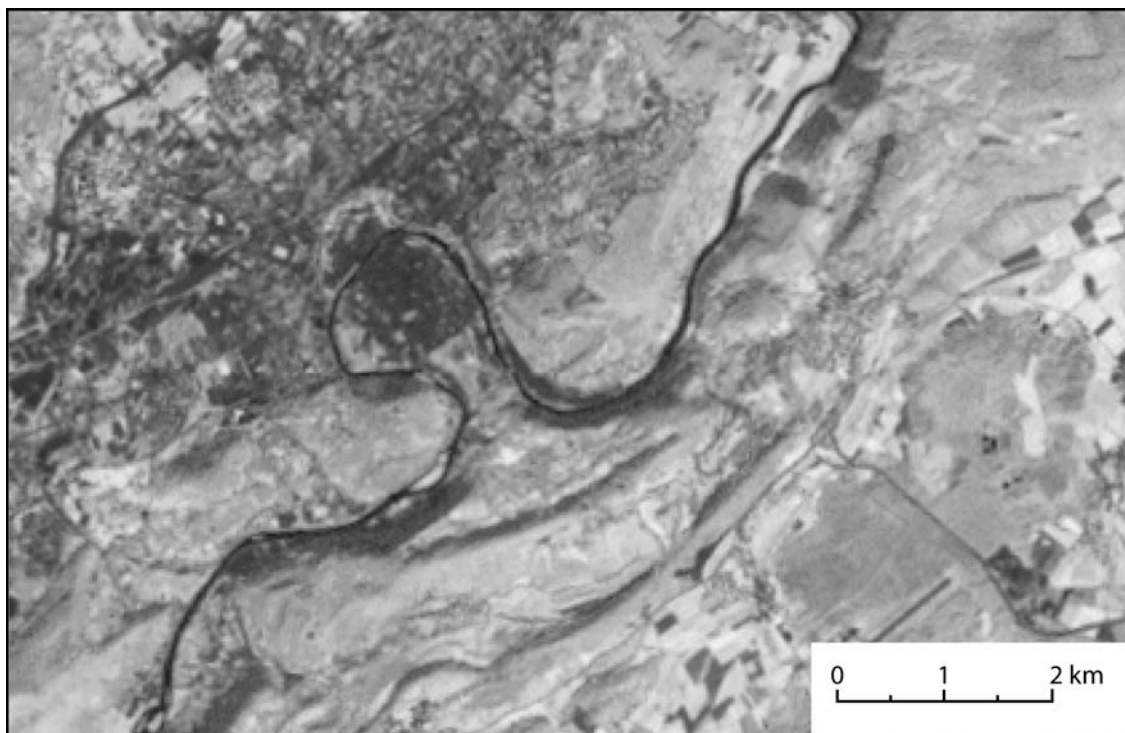


Figure 4. Indice de végétation (NDVI)

Le persillage va donc consister à jouer des propriétés de l'indice de végétation pour retrouver une partie de l'information thématique qui a été perdue au moment du zonage par grandes entités spatiales. Par exemple, on cherchera à détecter :

- les éléments ouverts (NDVI faible) inclus à l'intérieur des polygones de forêt,
- les éléments arborés (NDVI élevé) émaillant les polygones de cultures, de prairies ou de bâti.

Ainsi, l'occupation du sol donnée par CLC pourra être modifiée. Précisons que tous les types CLC ne sont pas concernés. Seuls ceux qui présentent une proportion importante de surfaces « minérales » (bâti, zone industrielle), les formations ouvertes (prairies, cultures), les formations buissonnantes et les formations arborées (feuillus et résineux) seront persillés.

La plupart des classes CLC à persiller présentent un large spectre de valeurs NDVI (figure 5). Ainsi, les valeurs NDVI du bâti (reconnu sur l'image CLC) s'étendent de 90 à 240, avec un mode vers 180. Cette dispersion des valeurs NDVI atteste indubitablement de la présence de types d'occupation du sol très hétérogènes dans le détail : surfaces minérales (valeurs faibles de NDVI des toits, rues, parkings, ...), formations ouvertes (valeurs intermédiaires) ou encore formations arborées (valeurs supérieures à 210). Il en va de même pour les zones industrielles dont le profil de distribution est dissymétrique avec un mode bien calé sur la valeur 120. Les cultures et les prés présentent elles aussi des valeurs très étendues, avec deux modes (130 et 210). Seules les valeurs NDVI des formations arborées offrent un profil relativement resserré (130-240) avec un mode net calé sur la valeur 210.

Le principal problème posé par le persillage revient à détecter les seuils de valeurs d'indice qui bornent les surfaces minérales, formations ouvertes et les formations arborées. A la lecture des graphiques de la figure 5, il apparaît que la valeur NDVI 130 marque la limite supérieure des surfaces minérales (excepté les surfaces d'eau qui sont marquées par des valeurs voisines de 60). Les formations ouvertes et buissonnantes prennent respectivement les plages de 130-190 et de 190-200. Les formations arborées se distinguent par les valeurs supérieures à 210. Bien entendu, le passage d'un type à l'autre s'effectue selon un continuum régulier. Identifier des seuils précis pour séparer les surfaces minérales des formations ouvertes dépasse les

capacités instrumentales de la télédétection. C'est pourquoi nous avons ajouté 10 points aux différents seuils précédemment notés afin de ne pas modifier abusivement des pixels bien classés par CLC.

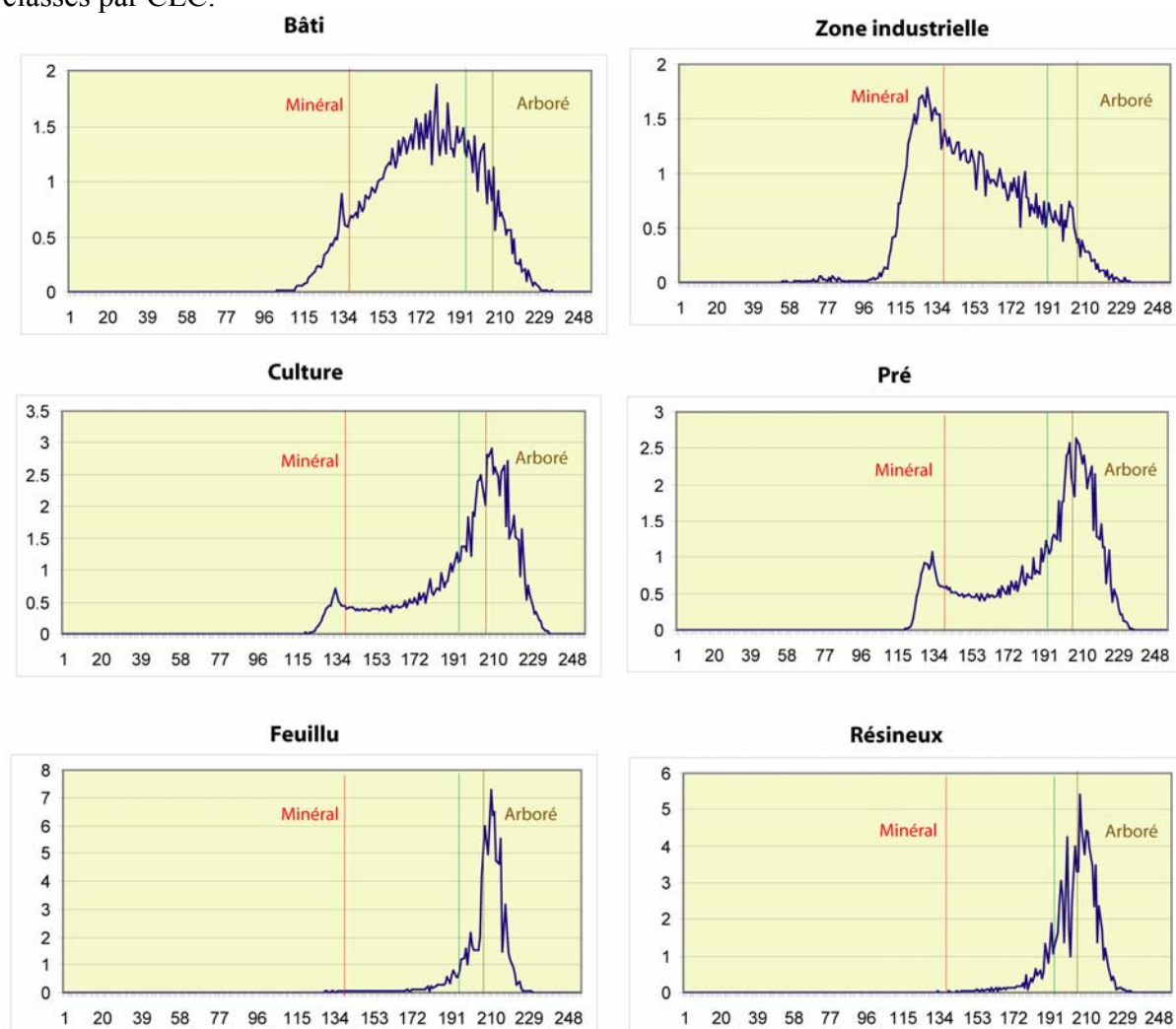


Figure 5. Fréquence des valeurs de NDVI pour 6 types d'occupation du sol CLC

Enfin, le croisement des deux couches d'information (CLC et NDVI) permet de modifier la classification CLC. Ainsi, un pixel de feuillu ayant une valeur NDVI inférieure à 190 sera recodé comme formation ouverte tandis qu'un pixel de prairie dont la valeur NDVI est supérieure à 210 apparaîtra comme formation arborée. Dans tous les cas, un NDVI inférieur à 140 n'entraîne aucune modification car il est le signe distinctif des surfaces minérales bâties ou non (le NDVI ne permet pas de différencier un parking du toit d'un édifice). Ces valeurs NDVI faibles sur formations ouvertes indiquent probablement la présence de terres retournées : mais ce peut être aussi des villages non pris en compte par CLC. Aussi, dans l'incertitude, elles resteront formations ouvertes. Le tableau 4 donne les seuils de valeurs NDVI retenus pour procéder au persillage et réaffecter en conséquence les thèmes CLC.

Type	< 140	140-180	180-210	>210
Bâti et zones industrielles	non modifié	form. ouvertes	non modifié	form. arborées
Formations ouvertes	non modifié	non modifié	form. buis.	form. arborées
Formations buissonnantes	non modifié	form. ouvertes	non modifié	non modifié
Formations arborées	non modifié	form. ouvertes	form. buis.	form. arborées

Tableau 4. Seuils retenus pour le persillage

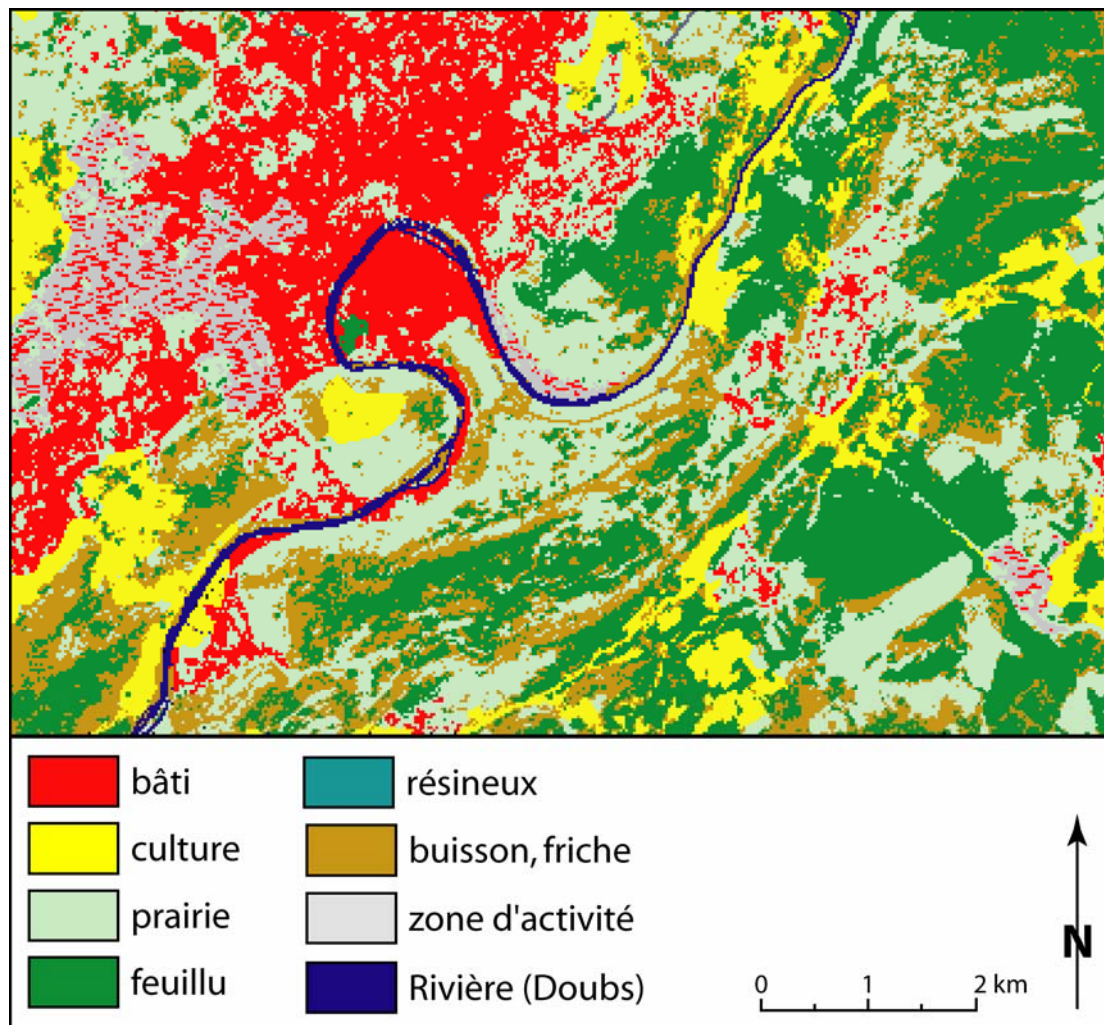


Figure 6. CorineLand Cover « persillé » au voisinage de Besançon

En terme cartographique, la figure 6 montre le résultat de l'opération qui est à comparer avec celui de la figure 3 ci-dessus. En dépit de l'amélioration constatée, certains thèmes ressortent mal en raison des caractéristiques technique du format raster ; il s'agit principalement des réseaux (routes, voies ferrées) dont le rôle doit être pris en compte dans l'évaluation paysagère. C'est pourquoi cette information a été tirée de la BD Carto de l'IGN .

2.3.3. Extraction des linéaires de la BD_Carto

Les quatre couches vectorielles dont nous avons besoin (fond communal, hydrologie, voies ferrées, routes) ont été extraite de la base grâce à l'outil SIG *Arc Gis*. Chacune des couches est « rasterisée » puis retaillée de manière à inclure au plus juste l'aire urbaine de chaque ville. Précisons que cette extraction concernant les linéaires vaut pour les bases les plus précises à 7 et 25 mètres qui serviront à la modélisation visuelle des plans proches. Aux résolutions de 150 et 1000 mètres, les linéaires sont négligés (tab. 3). Concernant la base à 7 mètres et en raison de sa grande précision, on a pu procéder à un transfert d'information exhaustif entre mode vectoriel et mode raster en revanche, pour la base à 25, une procédure d'échantillonnage à du être appliquée pour ne pas donner un poids visuel excessif aux objets linéaires les plus ténus dont la procédure de rasterisation à 25 mètre exagère mécaniquement l'emprise au sol.

Fond communal

Cette couche permet de connaître les limites des communes ainsi que les entités plus vastes auxquelles elles s'agrègent comme les aires urbaines qui nous intéressent ici. De la sorte, il fut possible de définir le cadre de chaque aire d'étude par ses coordonnées géographiques précises comme le montre ici l'exemple de Besançon (fig. 7).

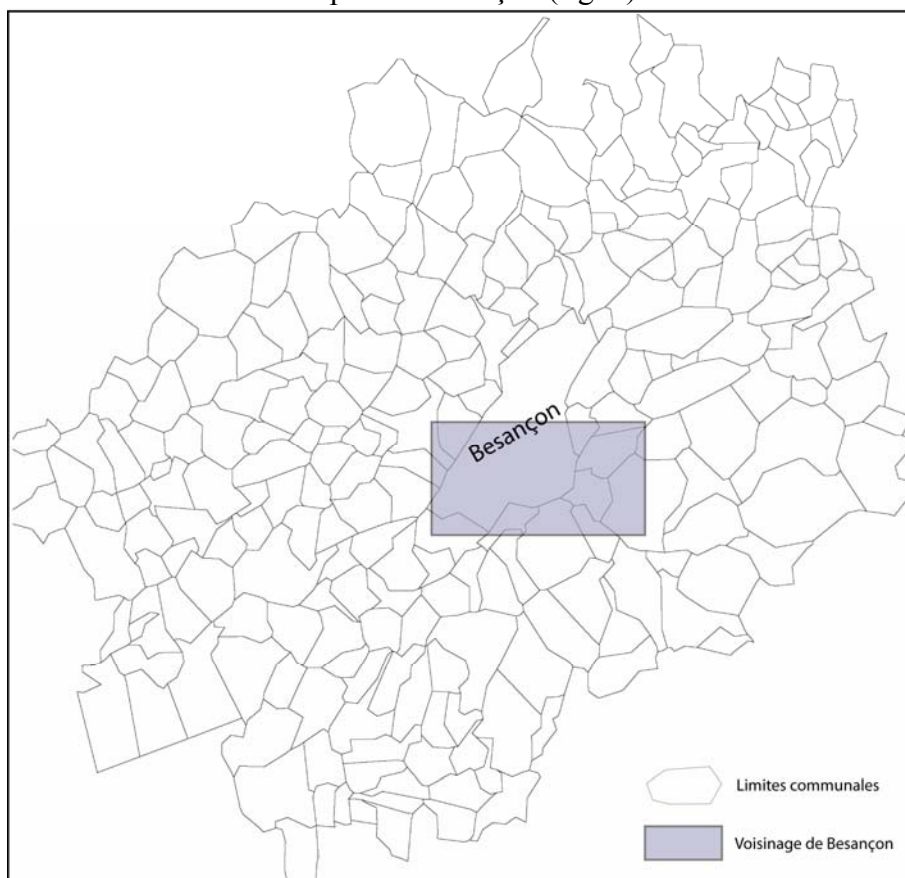


Figure 7. L'aire urbaine de Besançon et ses communes ; on reporté sur cette carte, le cadre spatial des illustrations venant en appui de la démarche présentée

Réseau hydrographique

La couche « hydro » fournit un grand nombre de renseignements sur la toponymie, l'état (pérenne, sec), la nature (cours d'eau naturel, canal, aqueduc, ...), la largeur, etc., des cours et des plans d'eau. A 25 mètres de résolution, seuls les éléments hydrographiques qui présentent une taille suffisante pour être sensibles à la vue dans le paysage (cours d'eau naturels pérennes, chenaux, ...) sont retenus ici pour être intégrés dans la couche raster. Ainsi, les objets dont la largeur est supérieure à 15 m sont reportés dans leur intégralité occasionnant une légère dilation pour les objets situés à peine au dessus de ce seuil (figure 7) tandis que les éléments inférieurs à 15 m sont échantillonnés au tiers de manière à proportionner au mieux leur impact visuel.

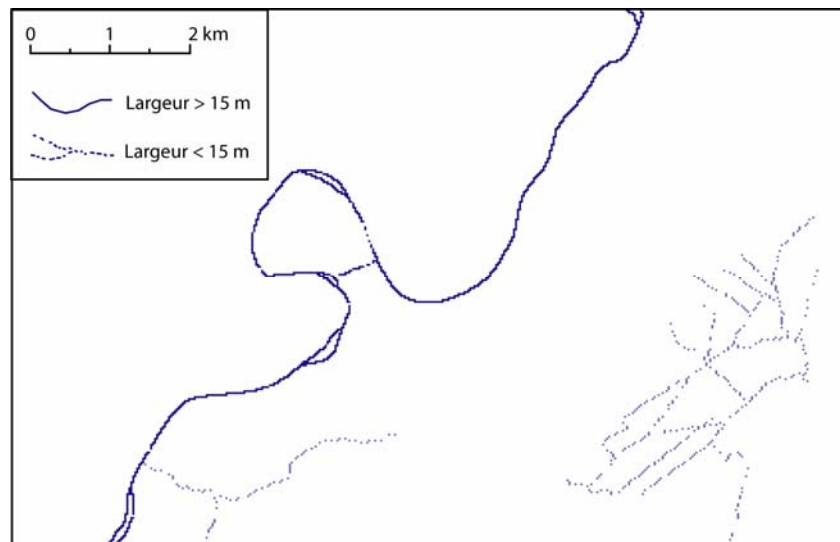


Figure 8. Image « rasterisée » à 25mètres de résolution du réseau hydrographique au voisinage de Besançon

Voies ferrées

Les tronçons qui forment le réseau ferré sont pris en compte d'une manière exhaustive dans les deux bases à 7 et 25 mètres car il s'agit d'objets dont le seuil de taille est significatif dans l'un et l'autre cas (fig.9).

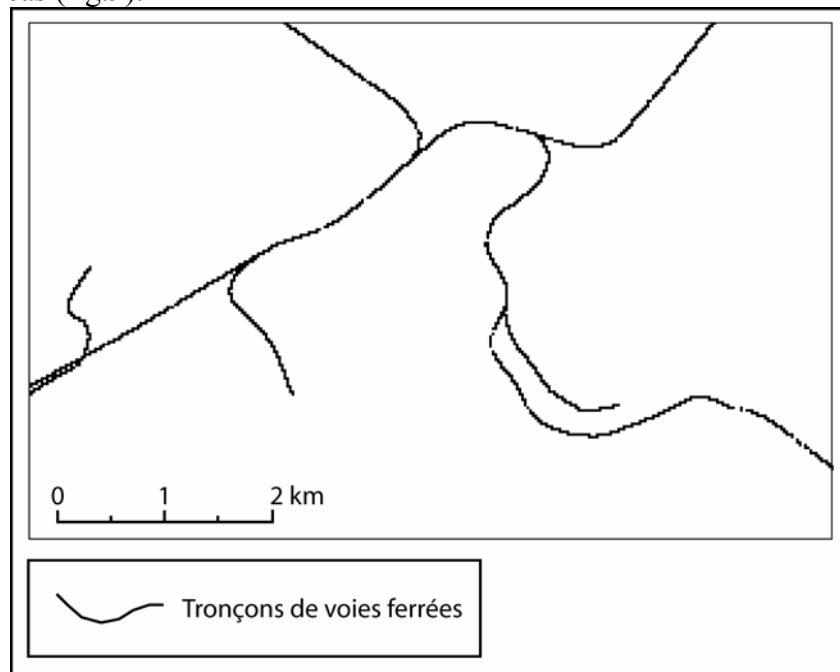


Figure 9. Image « rasterisée » à 25mètres de résolution du réseau ferré au voisinage de Besançon

Routes

Les routes comportant deux ou trois voies larges sont reportées dans leur intégralité sur le fichier raster alors que les tronçons à une ou deux voies étroites sont échantillonnés au tiers en vertu du principe de proportionnalité déjà appliqué au réseau hydrographique (figure 10).

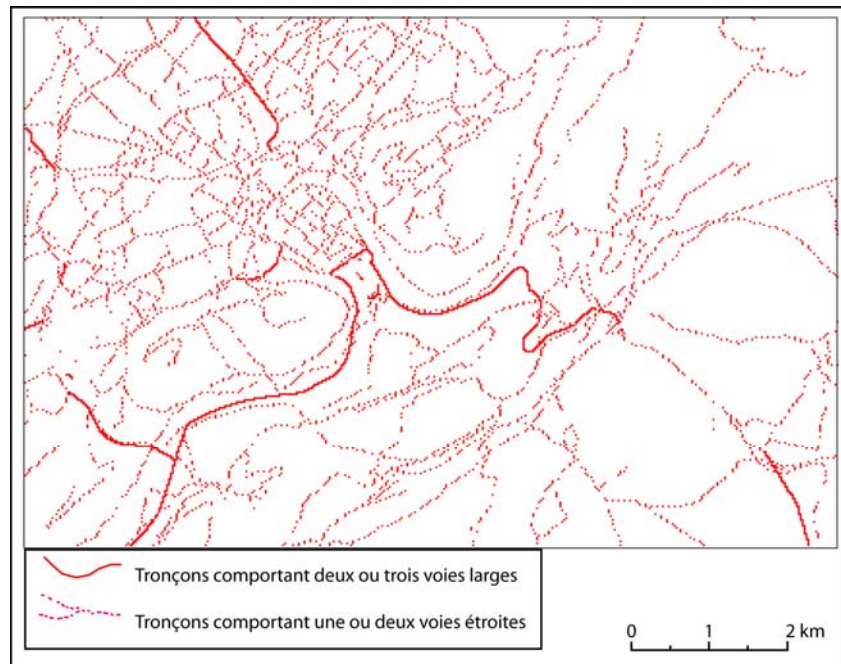


Figure 10. Image « rasterisée » à 25mètres de résolution du réseau routier au voisinage de Besançon

Réassemblage des couches de linéaires

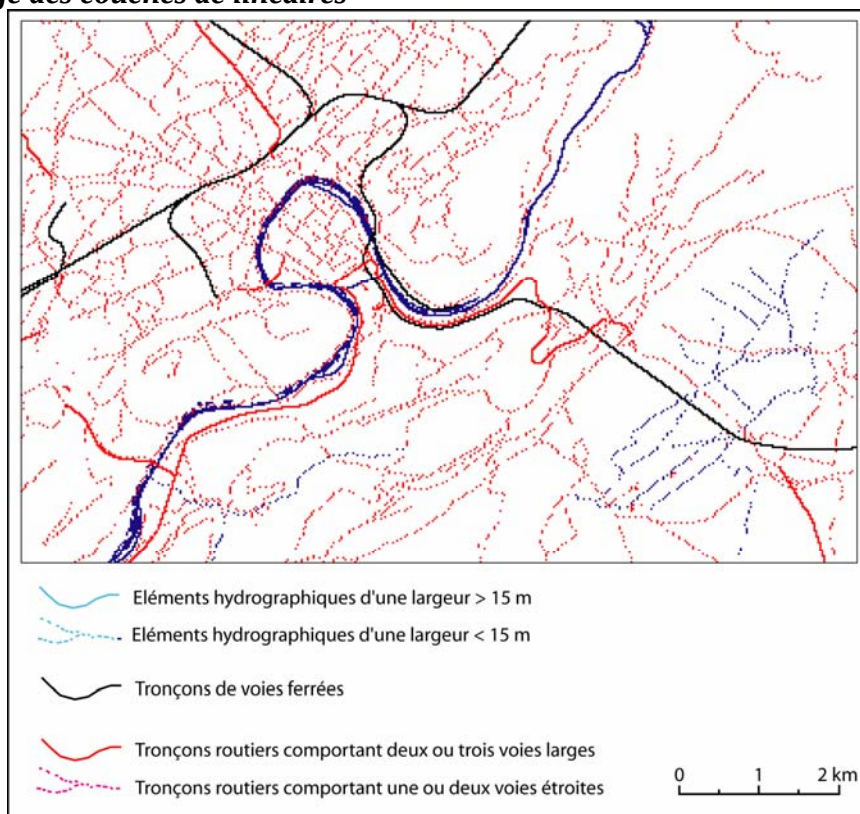


Figure 11. Image « rasterisée » à 25mètres de résolution des linéaires

Les trois couches précédentes qui contiennent les linéaires à considérer pour l'analyse visuelle du paysage peuvent être combinée au sein d'une seule image tant pour la base à 7 mètres que pour la base à 25 mètres. La figure 11 concerne cette dernière ; elle montre l'emprise au sol pondérée des objets linéaires en question puisqu'un échantillonnage a été appliqué aux éléments de faible largeur pour en alléger l'impact.

2.3.4. Recombinaison des informations sur l'occupation du sol

A partir des différentes couches précédemment constituées, une couche résultante intégrant l'ensemble des informations nécessaire sur l'occupation du sol peut être mise en forme pour chaque base à 7 et 25 mètres. La figure 12 montre à nouveau le résultat obtenu pour cette dernière. Y sont adjoints les points de transaction dont on voit qu'ils sont préférentiellement localisés au pourtour des villages ou à l'intérieur d'espaces dominés par les formations ouvertes (prairies).

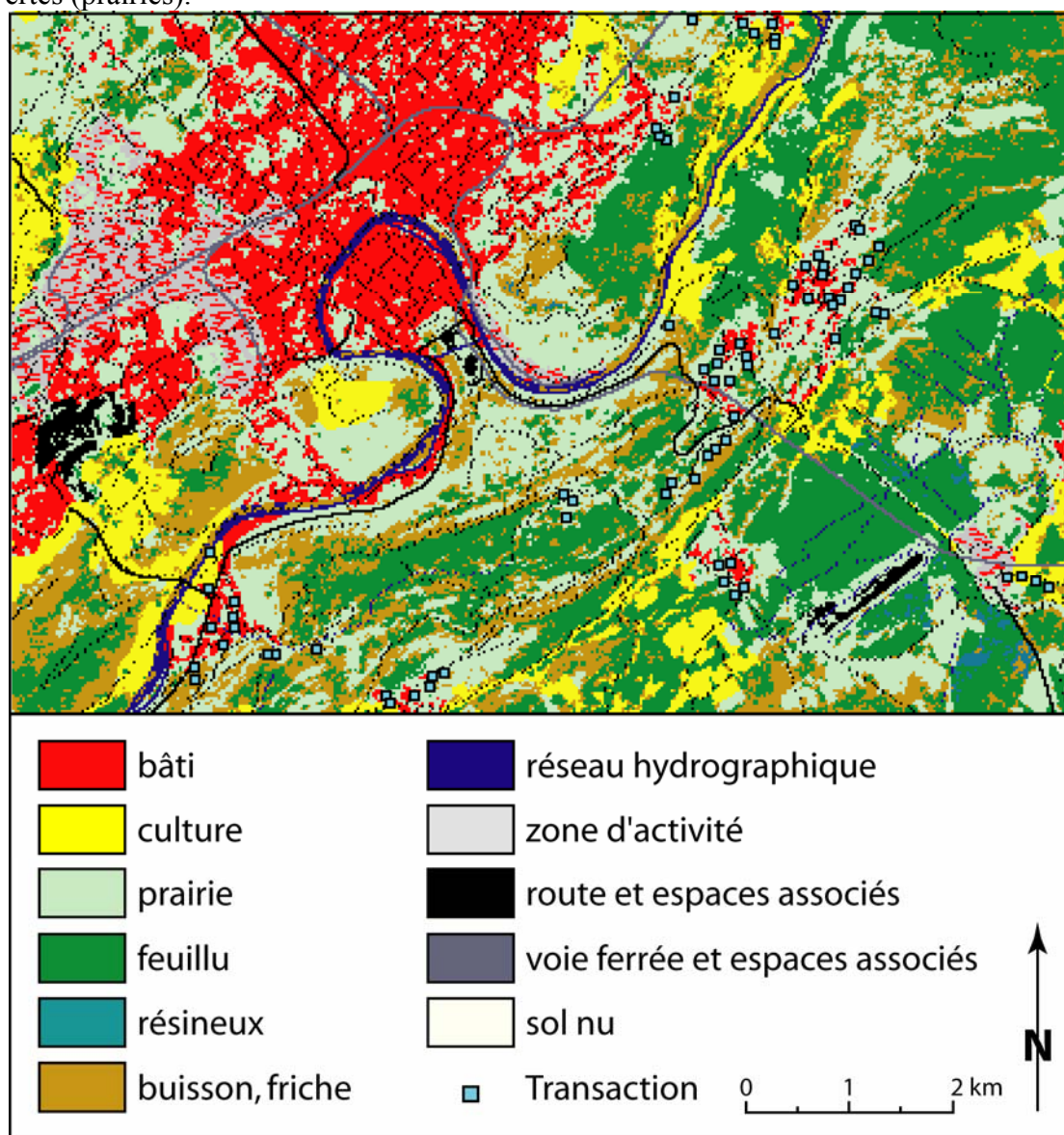


Figure 12. Carte de l'occupation du sol à 25 mètres de résolution reconstituée à partir des différentes sources au voisinage de Besançon

Cette carte doit être à nouveau comparée à la figure 2. On mesure l'amélioration qui résulte de l'ensemble de la procédure élaborée spécifiquement pour produire une information paysagère à 25 mètres de résolution en combinant CLC avec les images satellites qui ont servi initialement à sa confection. Quant à la base d'occupation du sol à 7 mètres, une illustration de son état complet est donnée par la figure 2.

2.3.5. La topographie

Le modèle numérique de terrain (MNT) constitue une autre grande source d'information nécessaire pour modéliser le paysage et sa structure. Il est tiré d'une base appelée BD_ALTI

produite par l'Institut Géographique National à la résolution de 50 mètres ; l'unité des valeurs d'altitude est le mètre. Cette couche permet de constituer, (i) par dilatation puis par interpolation (ajustement de polynômes locaux), les couches aux résolutions de 7 et 25 mètres (fig. 13), et (ii), par rééchantillonnage, les couches aux résolutions de 150 mètres et d'un kilomètre. On remarque la moindre complexité technique des opérations nécessaires pour constituer, aux différentes résolutions, les plans d'information dévolus à l'altitude. Cela s'explique par le fait qu'une seule catégorie d'information est en cause et que celle-ci est quantitative ; il est donc plus facile de recalculer, par l'application de fonctions *ad hoc*, les valeurs requises lorsqu'on passe d'une résolution à l'autre. Notons toutefois que le gain de résolution obtenu par interpolation en passant par exemple, de 50 mètres à 7 mètres, répond au besoin technique de disposer de bases spatialement homogènes mais la finesse de définition du relief n'est pas améliorée pour autant ; le détail topographique que l'on obtient ne correspond pas à celui qui résulterait d'une acquisition primaire faite réellement à ce niveau de précision. Ce problème de résolution prend toutefois une importance moindre pour l'altitude que pour l'occupation du sol car la structure visuelle des premiers plans n'est que très rarement commandée par la topographie, surtout dans le contexte périurbain qui retient ici notre intérêt.

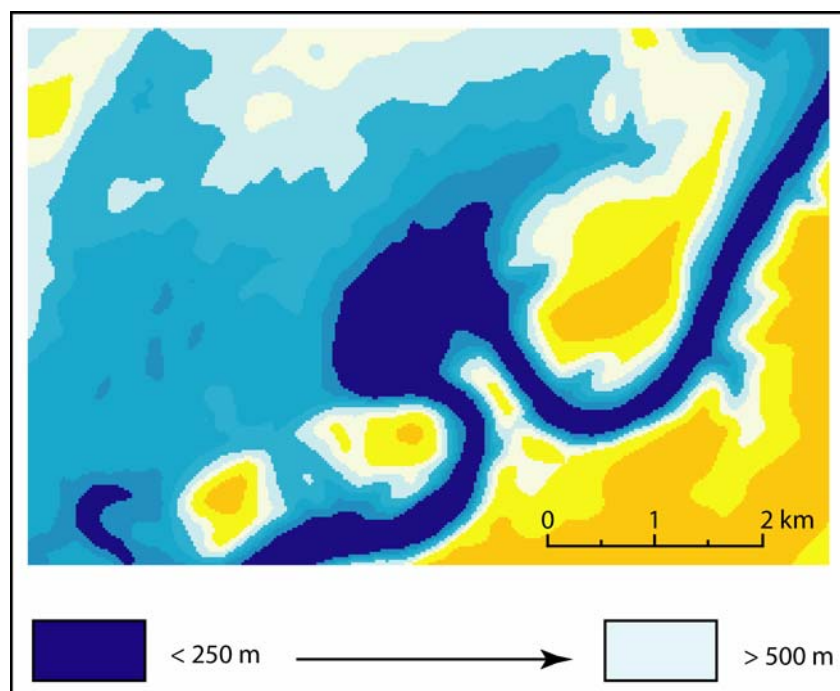


Figure 13. Modèle numérique de terrain restitué à 25 mètres de résolution après dilatation et interpolation, au voisinage de Besançon

2.3.6. Constitution des MNE et définition des hauteurs des objets

Pour toutes les résolutions, un modèle numérique d'élévation (MNE) est constitué en ajoutant, aux altitudes du MNT, les hauteurs liées aux objets disposés à la surface du sol.

Cette hauteur a été fixée à zéro pour l'eau, les routes, les voies ferrées, les prés et les champs ; à 20 mètres pour les résineux, 15 mètres pour les feuillus, 3 mètres pour les buissons, 1 mètre pour les vignes et 7 mètres pour le bâti. Cette standardisation des hauteurs peut paraître une approximation gênante, notamment pour le bâti. Pour en évaluer l'incidence, nous avons fait varier de 5 à 9 mètres la hauteur du bâti. La distribution cartographique des différentes zones de visibilité reste stable et la modification de la hauteur des bâtiments ne joue qu'à la marge. Bien évidemment, cette élévation arbitraire ne conviendrait pas à une zone à forte variabilité

de hauteur des constructions³. Mais, comme nous le verrons, nous avons retenu une région d'étude essentiellement composée de pavillons et maisons de plain pied.

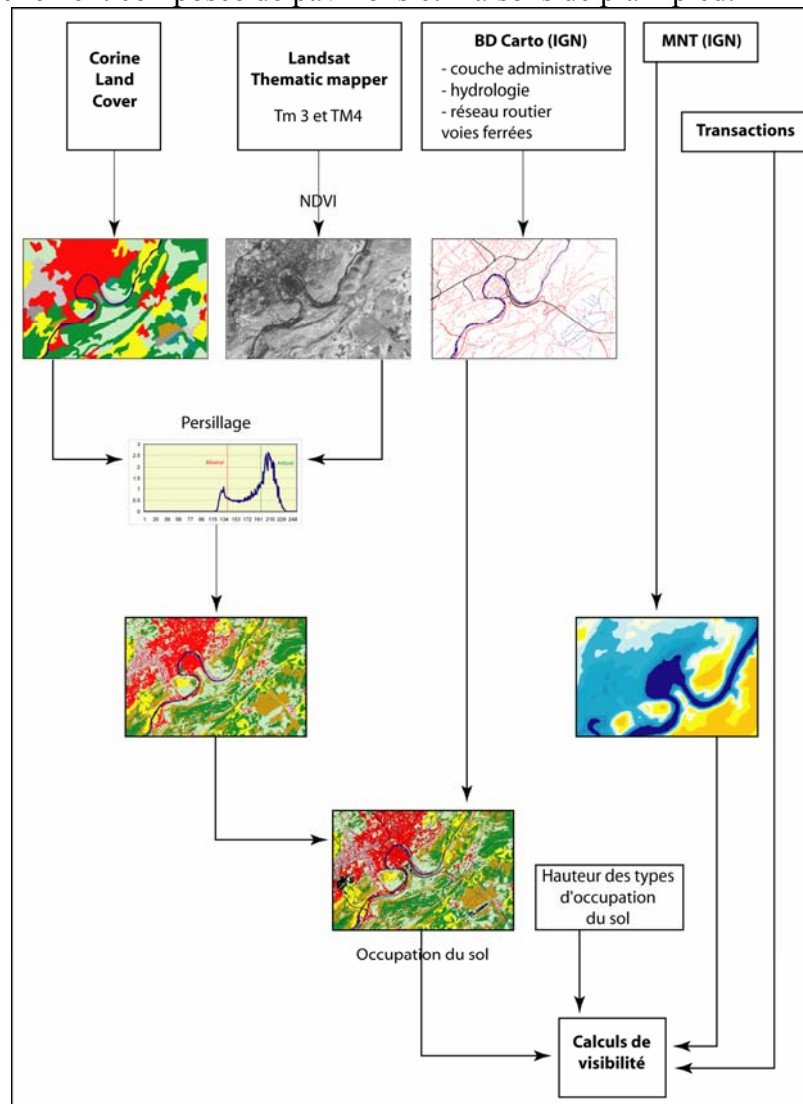


Figure 14. Organigramme des traitements effectués pour constituer les couches d'information spatiale nécessaires aux calculs paysagers à 25 mètres de résolution. Cette procédure a été appliquée à l'ensemble des aires urbaines étudiées

2.3.7. Modélisation multi-échelles de la visibilité

Avec le vu actif, on mesure la surface que couvre du regard un observateur virtuellement placé en chaque point de l'espace et qui porte son regard sur les 360 degrés du tour d'horizon. L'opération, qui fait appel au calcul trigonométrique, consiste à dénombrer les pixels vus alentour (Burrough, McDonnell 1998), du proche au lointain, en tenant compte du relief (Kim, Rana, Wise 2004) et de la hauteur des objets (MNE). Les résultats sont archivés sous la forme de valeurs définissant l'ampleur du panorama au point en question (Ficher 1996, Lange 1994). Lorsqu'un point est traité, on passe au suivant jusqu'à ce que l'espace ait été parcouru dans toute son étendue.

Une difficulté qui ressort de la modélisation du paysage telle qu'elle vient d'être exposée, tient au fait que la limite de la portée du regard ne peut être fixée a priori. L'idéal serait de

³ En l'état actuel des choses, les modèles numériques d'élévation (MNE), en voie de constitution à des échelles très précises, ne sont pas disponibles.

pouvoir se livrer à un test de visibilité exhaustif sur l'ensemble des points de la matrice de manière à prendre en compte intégralement les portées visuelles. Dans la pratique, cette procédure n'est pas appliquée car elle amène à réitérer les calculs plusieurs millions de fois sur plusieurs millions de pixels (l'image à 7 m de résolution comporte 130 millions de pixels).

De nombreux chercheurs se sont efforcés de trouver des solutions techniques pour réduire les temps de calcul de la visibilité. Il ne saurait ici être question de les citer tous ; notons simplement quelques unes des solutions proposées : développement d'algorithmes efficaces (Wang, Robinson, White 1996; Fisher 1993), échantillonnages (Franklin 2000), réduction du nombre d'observateurs et/ou de points à tester (Franklin, Ray 1994; De Florian, Magillo 1997; Rana 2003). Quelques une des solutions auxquelles nous avons recouru pour dépasser cette limite s'inspirent de celles qui vient d'être citées ; d'autres sont totalement originales dans la mesure où les modèles d'analyse visuelle des paysages ne considèrent qu'une seule échelle d'information (Germino et al. 2001; Lake et al. 1998). Les procédures exposées ci-après partent de l'exemple d'un jeu de données complet intégrant les différentes résolutions de 7, 25, 150 et 1000 mètres.

2.3.8. Échantillonnage du tour d'horizon

Le nombre d'itérations a été réduit grâce à un échantillonnage du tour d'horizon par lancer de rayons divergents à partir du pixel de base (Burrough, McDonnel 1998; O'Sullivan, Turner 2001). L'écart angulaire entre chaque rayon fixe le taux d'échantillonnage.

Cet écart doit être optimisé de manière à concilier représentativité et gain de temps au calcul. Un échantillonnage lâche, par exemple 15° , permet une analyse exhaustive jusqu'à environ cinq pixels du point d'observation ou point de base (fig. 15). Au-delà, entre deux rayons connexes au long desquels chaque pixel est testé, apparaît un espace constitué de pixels non testés (en blanc sur la figure 3), dont l'ampleur augmente avec la distance. A 120 pixels de l'origine, avec cet écartement de 15° entre deux rayons, 32 pixels ne sont pas testés. Un resserrement de l'écart angulaire entre les rayons améliore la qualité du test ; un échantillonnage à 1° permet une analyse exhaustive jusqu'à 60 pixels. Cependant, l'inconvénient de la perte d'information lié à l'échantillonnage est limité car la plupart des objets à faible emprise au sol tendent à se confondre avec les éléments plus vastes qui structurent les arrière plans (exception faites des ouvrages d'art à forte élévation ou des éléments en fort contraste de forme et de couleur).

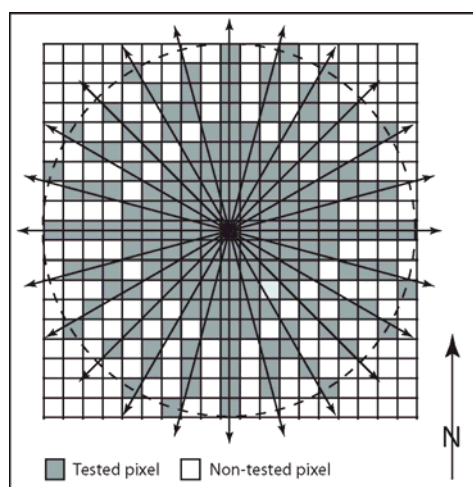


Figure 15. Pixels testés autour d'un point de base ; échantillonnage à 15° (24 rayons) avec une portée de neuf pixels

Repérage des pixels vus

Il s'agit de déterminer, par calcul trigonométrique, si les pixels rencontrés au long des rayons mis en place grâce à la procédure d'échantillonnage sont vus ou non (Kim, Rana, Wise 2004). Le calcul tient compte de l'altitude et de la hauteur des objets susceptibles de constituer des masques (fig. 16).

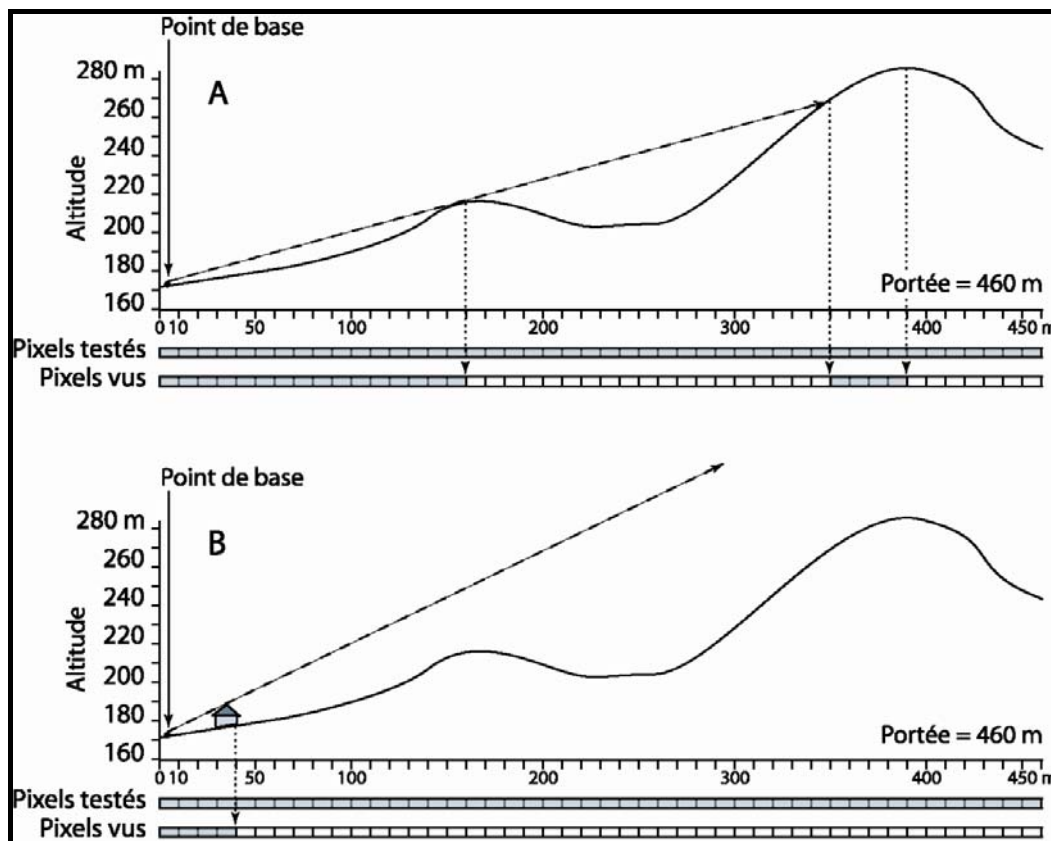


Figure 16. Pixels testés et vus le long d'un profil topographique avec (B) ou sans (A) occupation du sol

Gestion des profondeurs de champ grâce à plusieurs résolutions

La profondeur de champ est prise en compte par des cellules dont la taille (ou résolution) varie (7 m, 25 m, 150 m et 1 km). La résolution de 7 mètres est utilisée jusqu'à 300 mètres du point d'observation, puis celle de 25 mètres entre 300 et 1200 mètres, de 150 mètres entre 1,2 et 6 kilomètres et, enfin, de 1 kilomètre au-delà. Grâce à cet emboîtement d'échelles, l'analyse du paysage est effectuée avec une profondeur de champ allant jusqu'à 40 kilomètres. Au-delà de cette distance, pour la région d'étude retenue, l'accès visuel aux horizons lointains est trop rare pour continuer la procédure. A partir de chaque point de base, tout l'espace est testé en appliquant la méthode des rayons divergents. Ce processus est appliqué aux quatre bases de données retenues, l'une prenant le relais de la précédente, du centre vers la périphérie du champ visuel. La figure 17 illustre cette méthode pour deux couronnes, les cellules testées étant en noir et celles qui ne le sont pas, en blanc. L'opérateur contrôle, évidemment, les paramètres du test : nombre de bases et taille des couronnes correspondantes, portée des rayons et angle d'échantillonnage.

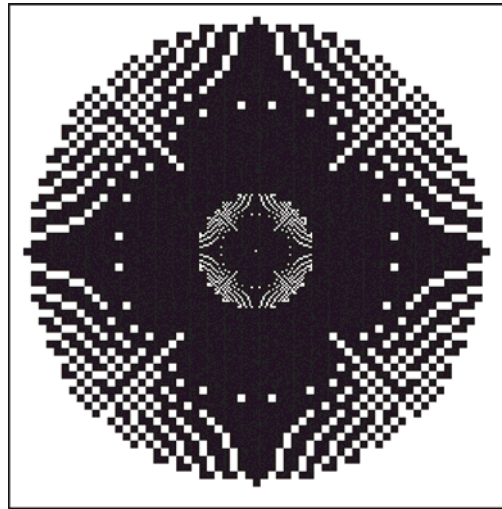


Fig. 17 . Pixels analysés (noir) ou non (blanc) pour deux couronnes concentriques et deux bases de données en résolutions différentes

Lorsqu'ils évaluent la fraction du prix d'une maison revenant au paysage, les économistes concluent fréquemment que l'information la plus significative est apportée par les plans proches, voire très proches (Bolitzer, Netusil 2000; Mahan et al. 2000; Tyrväinen, Miettinen 2000; Mooney, Eisgruber 2001; Spalatro, Provencher 2001; Hobden, Laughton, Morgan 2004; Kestens, Thériault, des Rosiers 2004). Cela nous a conduit à fractionner la première base (résolution de 7 mètres) en trois couronnes pour affiner l'analyse des plans rapprochés. Au total, les données sont structurées comme indiqué sur le tableau 5.

Plan	Base	Résolution	Limite minimale	Limite maximale	Surface (km²)	Nombre de pixels
Plan 1	1	7 m	0	70 m	0,015	316
Plan 2			71 m	140 m	0,046	940
Plan 3			141 m	280 m	0,18	3768
Plan 4	2	25 m	281 m	1200 m	4,3	4772
Plan 5	3	150 m	1201 m	6000 m	108,6	4828
Plan 6	4	1000 m	6001 m	40000 m	4913	4912

Tableau 5. Paramètres géométriques des six couronnes concentriques

2.4. LES PROPRIETES VISUELLES DU PAYSAGE : L'EXEMPLE DE DIJON

L'ensemble du canevas méthodologique dont nous avons besoin pour analyser les propriétés visuelles du paysage et quantifier celles-ci par des indices appropriés est maintenant en place. Nous avons montré que deux solutions peuvent être proposées : une solution « lourde » qui permet de fouiller le paysage jusqu'à la résolution de 7 mètres (cas de Besançon et de Dijon), au prix d'un investissement important, et une solution « légère » qui ne va pas au-delà de la résolution de 25 mètres mais dont l'avantage est de partir d'une information déjà constituée pour l'essentiel (cas de toutes les zones étudiées). Nous présentons maintenant les différentes formes de restitution de l'information paysagère obtenue des traitements en partant de l'exemple de Dijon. Celui-ci a l'avantage d'inclure les deux échelles d'analyse et permet donc d'aller au bout des ressources offertes par la méthode proposée.

2.4.1. Les cartes du visible

Ce type de carte représente, en deux dimensions, une information tridimensionnelle, résumant les paysages tels qu'ils s'offrent à la vue du dedans. C'est une manière de dépasser les limites de l'observation *in situ* du paysage, toujours subordonnée à une position singulière dans l'espace. En contrepartie, notons que la représentation cartographique se fait indicateur par indicateur. Les résultats peuvent être présentés par thème ou par plan.

L'ampleur de vue

La figure 18 délivre une information quantitative sur l'ampleur globale du panorama observable en chaque point. La variabilité de cette ampleur est considérable. En grisé sur la figure, sont représentés les points dont la vue très fermée, ne porte pas au-delà des cellules adjacentes, soit 441 mètres carré. Dans ce cas, les masques proches sont constitués par des bâtiments ou par des arbres. Les transactions immobilières auxquelles s'intéresse la partie économique de la recherche n'étant jamais situées au cœur des forêts, ce sont les masques bâtis qui importent.

A l'autre extrême, les points d'où l'on voit plus de 5 ou 6 kilomètres carré sont assez nombreux et prennent, ce qui est surprenant, plus d'importance à l'est, dans la plaine de Saône, qu'à l'ouest où le paysage est plus animé. Dans la partie ouest, faite de collines douces, de crêtes plus rigides et de vallons, les lignes et points hauts peuvent offrir de vastes panoramas, mais dès que l'on quitte ces positions dominantes, la vue se bloque en raison de l'agencement complexe de masques proches, topographiques ou végétaux. À l'est, en revanche, le paysage s'organise en grands ensembles dont la physionomie est très épurée : en dehors des massifs forestiers, le regard glisse au premier plan sur la plaine cultivée et gagne au loin, sans rupture majeure, le revers du Jura d'un côté et l'escarpement de la Côte de l'autre. Il s'agit d'un constat souvent vérifié : en moyenne, des points situés dans un contexte topographique peu animé et ouvert offrent une couverture visuelle plus large que des points situés dans une région au relief tourmenté dont les grandes échappées sont spectaculaires, mais réservées à quelques sites d'exception. On perçoit ici la différence entre, d'une part, des paysages amples mais répétés à l'identique et vécus comme ordinaires, et d'autre part, des hauts lieux dont les paysages rares font impression et restent dans les mémoires. Les cartes et les guides touristiques renforcent cette opposition à travers leurs recommandations qui oublient les premiers et exaltent les seconds (Tourneux 2000). La carte de la figure 17 est plus conforme à la réalité en faisant ressortir la rareté des grands panoramas à l'ouest et la banalité des vues larges à l'est. Elle renseigne ainsi une caractéristique essentielle de la ressource paysagère à l'échelle de la zone d'étude.

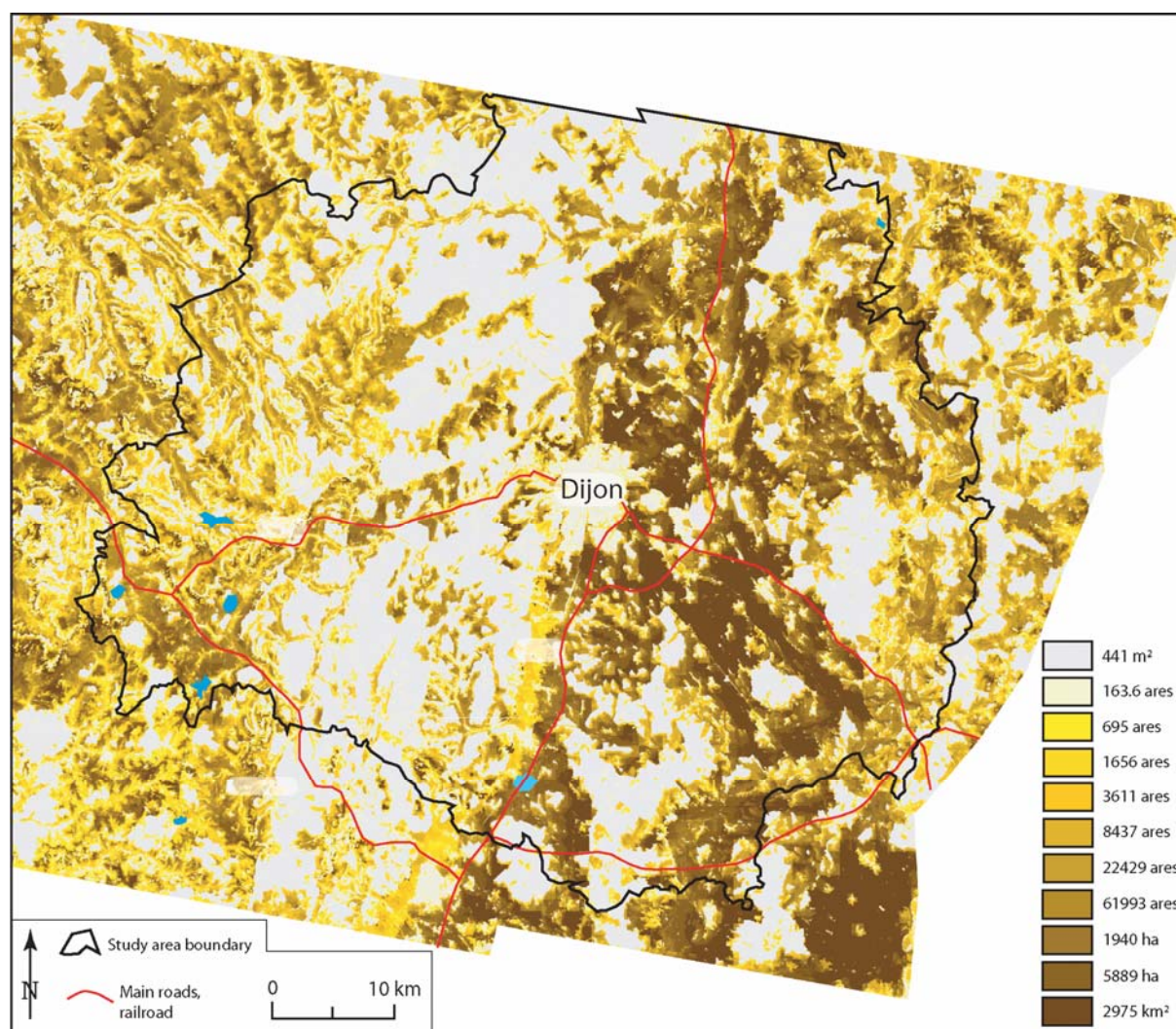


Figure 18. Ampleur de vue

Analyse par thème et par plan

Les forêts et les plans rapprochés jouent souvent des rôles déterminants dans le prix économique des paysages (Tyrväinen, Miettinen 2000; Luttik 2000; Thériault, Kestens, des Rosiers 2002). C'est pourquoi nous avons choisi de présenter la vue rapprochée sur les feuillus qui représentent un morceau de verdure associé au cadre de vie. En même temps, ils bloquent la vue et l'accès à de plus vastes panoramas ; en confinant l'horizon, ils ménagent une forme d'intimité qui peut être recherchée.

La figure 19 montre que des feuillus proches sont presque toujours visibles dans l'ouest de la région. En revanche, dans la plaine de Saône, à l'est, s'établit un contraste entre de vastes forêts dont la vue, confinée au sous-bois immédiat, ne comporte que des feuillus, et des zones agricoles dont le paysage proche reste sans arbres.

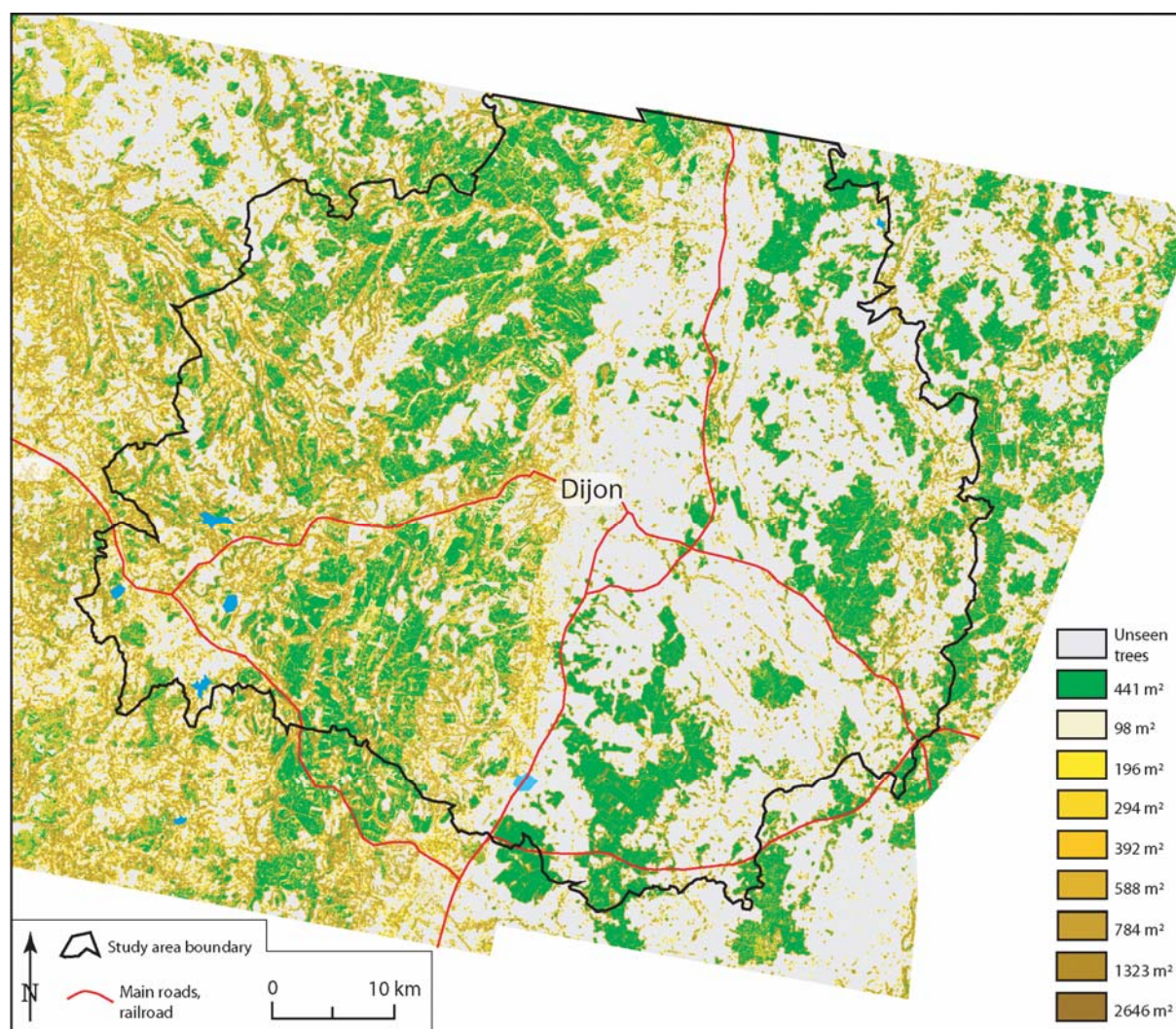


Figure 19. Vue proche (moins de 70 mètres) sur les feuillus

Le paysage autour des points de transactions

Nous nous concentrons ici sur les 6000 points de transactions immobilières, pour analyser le paysage autour d'eux, en distinguant le vu du dessus, le vu du dedans et les six couronnes concentriques reliées aux quatre bases de données en résolution différente (tableau 2) : base à 7 mètres pour les couronnes 1, 2 et 3, puis respectivement bases à 30, 150 et 1000 mètres pour les couronnes 4, 5 et 6.

Le paysage « vu du dessus »

Il s'agit ici de décompter, pour chacune des 6 couronnes concentriques, le nombre de cellules occupées par les différents types d'occupation du sol. La figure 20 montre un village structuré par le croisement de deux routes autour desquelles le tissu bâti est relativement serré, même si des espaces ouverts (prés et jardins) y forment des trouées ou des échancrures. On distingue également quelques bouquets de feuillus et de buissons isolés. Hors du village, l'espace est exclusivement occupé par les cultures. Cet exemple est représentatif de l'est de la région d'étude. Le tableau 6 détaille le résultat des comptages effectués pour le point d'observation de la figure 19.

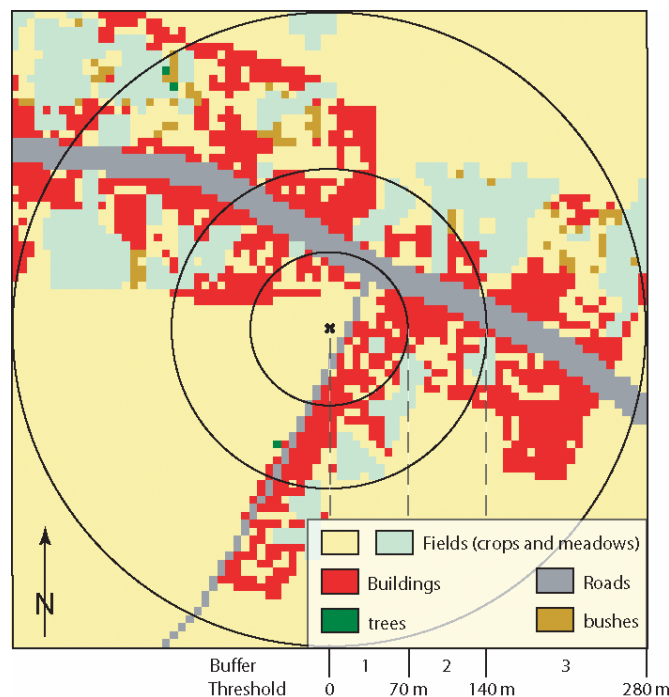


Figure 20. Occupation du sol autour de la transaction A jusqu'à 280 m (plan 1, 2, 3)

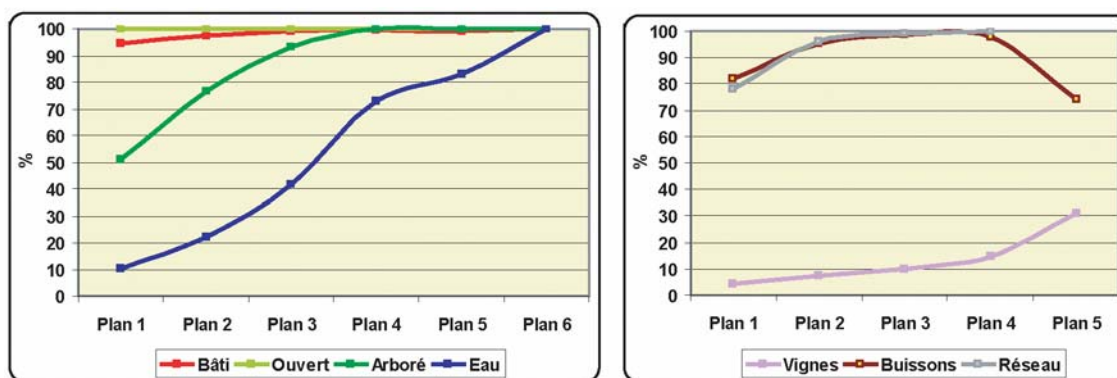
Plan	Bâti	Cultures	Prés	Vignes	Feuillus	Résineux	Buissons	Eau	Zones d'activité	Routes	Voies ferrées
1	103	174	0	0	0	0	0	0	0	31	0
2	306	683	157	0	1	0	1	0	0	1098	0
3	543	3947	251	0	2	0	60	0	0	223	0
4	102	3513	558	0	335	1	57	0	6	180	0
5	178	2381	327	425	1359	90	59	9	/	/	/
6 ⁴	110	2841	/	/	1948	/	/	13	/	/	/

Tableau 7. Nombre de cellules par type d'occupation du sol et par couronne, transaction A

Les thèmes d'occupation du sol et leur présence autour des points de transaction. La procédure illustrée par la figure 20 et le tableau 7 a été réitérée pour les 6000 points de transactions immobilières. Ces valeurs, une fois converties en pourcentage, font apparaître la contribution de chaque catégorie d'occupation du sol dans la composition des différentes couronnes. Sur la figure 21, les catégories absentes ou à faible effectif ont été éliminées et, pour faciliter la lecture, résineux et feuillus ont été regroupés au sein du thème « forêt », cultures et prairies au sein du thème « champ ».

Le bâti et les champs sont pratiquement toujours présents, quelle que soit la couronne considérée. La présence des autres éléments varie selon la distance. Par exemple, les formations boisées ont une fréquence de 50 % dans le voisinage immédiat des points (entre 0 et 70 mètres) et atteignent 100 % au-delà de 280 mètres.

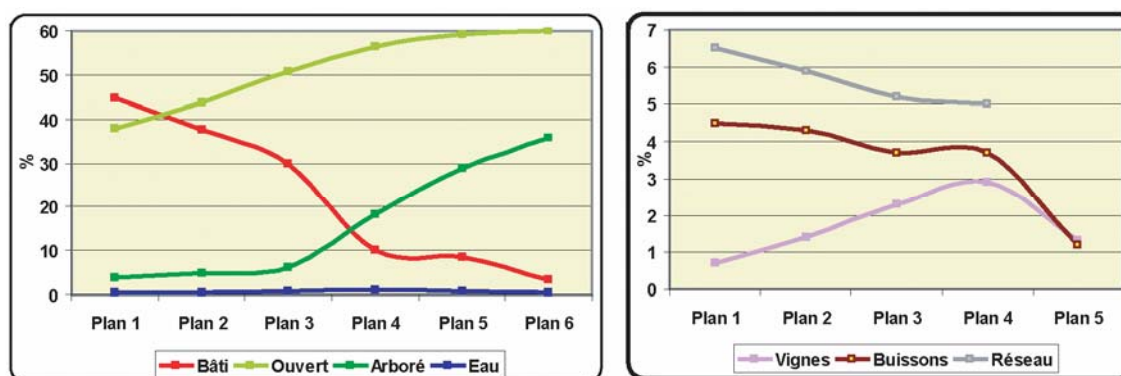
⁴ Les buissons, réseaux et vignes n'apparaissent pas dans le plan 6 car ils ne figurent pas dans la nomenclature de la base de données à un kilomètre de résolution (tableau 1).



Lecture : l'eau est présente (i. e. « vue d'en haut ») dans la première couronne pour un peu plus de 10 % des points de transactions, elle se trouve dans la couronne 2 dans plus de 20 % des cas, et elle est présente, entre 6 et 40 kilomètres (couronne 6), dans 100% des cas

Figure 21. Fréquence des types d'occupation des sols selon l'éloignement (couronnes 1 à 6)

Proportion des catégories d'occupation du sol. Le pourcentage de surface occupée par chaque catégorie, dans chaque couronne, complète l'information précédente (figure 22).



Lecture : le bâti couvre 45 % de la couronne 1, 30 % de la couronne 3 et moins de 5 % de la sixième

Figure 22. Les catégories d'occupation du sol et leur proportion par couronne.

La figure 22 montre que 45 % de la première couronne (0 à 70 mètres) est occupé par du bâti, 38 % par des champs, 15 % par l'ensemble des réseaux, buissons et formations arborées ; les 2 % qui restent se répartissent entre l'eau et la vigne. Les couronnes 2 et 3 présentent une répartition analogue avec, toutefois, une emprise moindre du bâti, au profit des formations ouvertes et secondairement de la vigne. Avec l'éloignement, la redistribution au détriment du bâti se confirme : forêts et champs occupent l'essentiel de l'espace.

Ainsi, vu du haut, le paysage, tel qu'il est organisé autour des points de transaction, montre des changements sensibles, du centre vers la périphérie. Les espaces proches, tout en étant dominés par le bâti et les champs, présentent une relative diversité tenant aux contextes périurbains et villageois où se localisent les transactions. Avec l'éloignement, l'occupation du sol se simplifie, puisqu'elle est dominée par la pleine campagne, agricole ou forestière.

Le paysage « vu du dedans », ampleur de vue

Nous avons insisté sur la différence entre la vision du dessus et du dedans. Reprenons l'exemple de la transaction A, où le comptage des cellules a été fait précédemment en projection plane. Nous prenons en compte maintenant les trois dimensions en faisant appel à la modélisation visuelle du paysage telle qu'elle a été définie plus haut : l'espace se décompose en secteurs vus ou masqués, selon la topographie ou la hauteur des objets.

L'occupation du sol dans le champ visuel du point de transaction A. La figure 23 indique les résultats pour les trois premiers plans de vision : seules les cellules réellement vues par l'observateur sont renseignées. Elles ne représentent que 20 % des 5026 pixels du disque de 280 mètres de rayon.

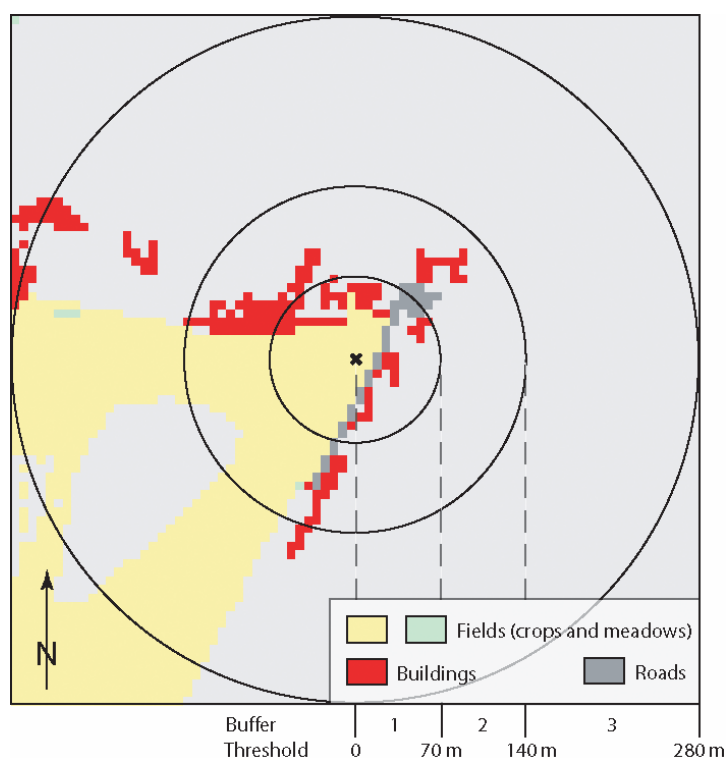


Figure 23. Cellules vues depuis la transaction A

L'exploration du champ visuel par la méthode des rayons divergents conduit à repérer le long de chaque segment si une cellule est vue ou non et quel type d'occupation du sol la caractérise. Cela permet de décompter les cellules vues, couronne par couronne, et par catégorie d'objets (tab. 8). Nous appelons « plan », la fraction d'une couronne qui est vue.

Plan	Bâti	Cultures	Prés	Vignes	Feuillus	Résineux	Buisson	Eau	Zones d'activité	Routes	Voies ferrées
1	46	133	0	0	0	0	0	0	0	26	0
2	75	185	0	0	1	0	0	0	0	12	0
3	37	437	3	0	0	0	0	0	0	0	0
4	3	9	1	0	2	0	1	0	0	0	0
5	1	2	3	0	2	2	1	0	/	/	/
6	0	0	/	:	3	/	/	0	/	/	/

Tableau 8. Nombre de cellules vues selon le type d'occupation du sol et le plan, transaction A

La lecture des tableaux 7 et 8 montre qu'un écart, parfois très important s'établit entre le nombre de pixels vus du haut et vus du dedans. Cet aspect, qui ne touche pas seulement la transaction A, est dû aux différents éléments topographiques et d'occupation du sol qui masquent d'autant plus la vue qu'ils sont situés près de l'observateur.

Écart entre paysage vu du dessus et paysage vu du dedans. La figure 24 fait ressortir des écarts important entre ces deux termes. Elle montre, par exemple, que moins de 7 % des éléments de bâti de la première couronne sont effectivement vus dans le plan 1 ; cette valeur

tombe à 1 % pour le plan 2 (entre 70 et 140 mètres) puis à 0,1 % pour les plans suivants. Même si les autres thèmes présentent moins d'écart (par exemple, 32 % des champs de la couronne 1 sont vus), on constate qu'une part essentielle des éléments matériels qui composent l'espace géographique se dérobe au regard. Dès le plan 4 (280 à 1 200 mètres), le paysage que l'on voit se construit à partir d'éléments dont l'emprise au sol représente moins de 1 % de la surface de la couronne.

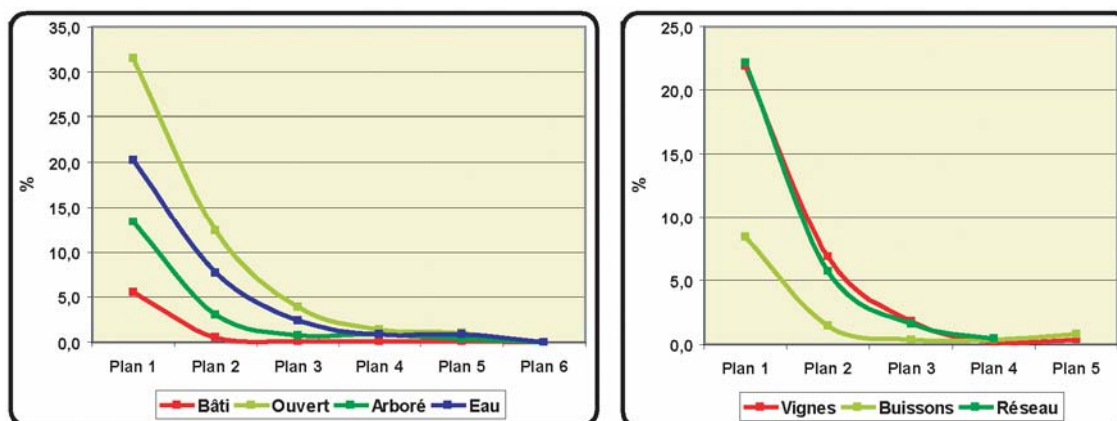


Figure 24. Rapport entre emprise visuelle et emprise au sol

Portée de la vue. La figure 25 fait apparaître le pourcentage des points de transaction qui offrent un accès visuel aux différents plans.

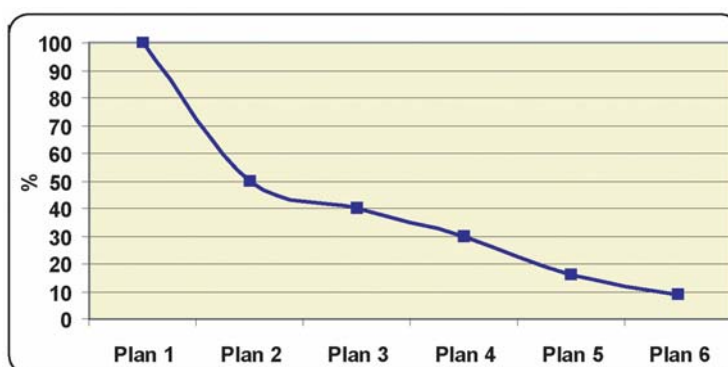


Figure 25. Présence des différents plans dans l'ensemble des vues

Les 6000 points ont évidemment une vue sur l'espace immédiat qui les entoure (plan 1) dont la portée est limitée, rappelons-le, à 70 mètres. L'accès visuel au second plan ne concerne que 50 % de l'effectif, montrant ainsi que le confinement visuel est la règle pour la moitié des transactions. Ensuite, la baisse des effectifs se poursuit et moins de 10 % des points de transaction offrent une échappée sur le plan 6, au-delà de six kilomètres.

Présence des types d'occupation du sol dans les différents plans vus. La figure 26 synthétise cette information. Le plan 1, dont nous rappelons qu'il est vu par tous les points de transaction, comporte du bâti dans 90 % des cas, des champs dans 65 %, des arbres dans moins de 30 % et ainsi de suite. Le plan 2, vu depuis la moitié des points de transaction, permet de voir du bâti pour 67 % de ces points. Les formations arborées et les champs sont plus souvent vus dans ce plan 2 qu'ils ne l'étaient dans le premier. La même tendance se poursuit dans le plan 3. Lorsque la vue porte jusqu'aux plans 5 et 6, ce qui ne concerne que peu de transactions, les forêts sont toujours présentes à la vue, tandis que le bâti ne l'est que dans un cas sur trois.

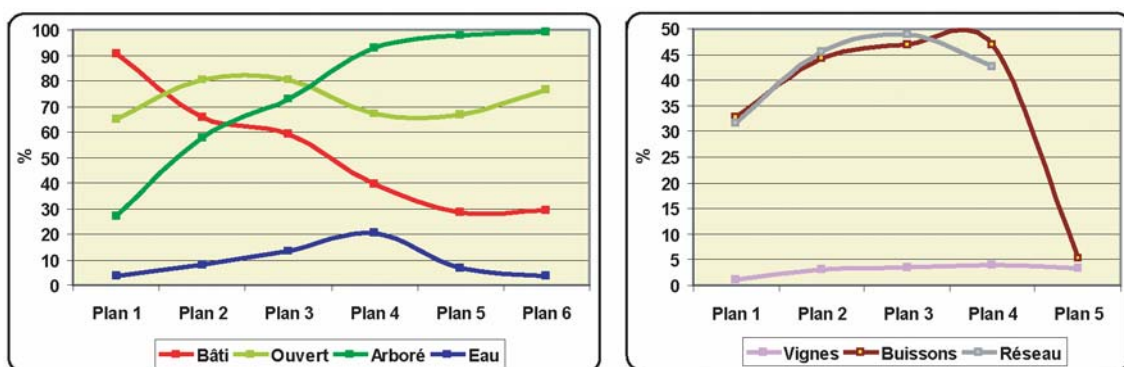


Figure 26. Fréquence de la vue sur les différents types d'occupation du sol selon l'éloignement

En résumé, le plan 1 est plus diversifié que les trois plans suivants. Les transactions immobilières étant le plus souvent situées dans un environnement bâti, il est presque inévitable que la vue accroche un élément anthropique situé à proximité. Mais, lorsque la configuration spatiale des éléments géographiques le permet, la vue, au-delà des maisons, porte sur une campagne où cultures et prés dominent. Une fraction souvent étendue du tour d'horizon bute sur des formations arborées qui jouent le rôle de masque ainsi que l'atteste le faible nombre de transactions offrant une vue lointaine. Mais, dès que le regard porte au-delà de 280 m, la vue reste très homogène sur toute la profondeur de champ : la forêt domine en se combinant avec des champs et plus rarement avec du bâti.

Emprise visuelle des types d'occupation du sol. L'emprise visuelle d'un type d'occupation du sol se définit par la part de surface qu'il occupe dans chaque plan. La figure 27 indique la moyenne de cet indicateur pour l'ensemble des transactions. Le plan 1 (0-70 m), est dominé par les champs et le bâti qui totalisent les deux tiers de l'emprise visuelle. Les réseaux et les buissons suivent loin derrière (10 %) alors que les autres catégories ont une faible prégnance.

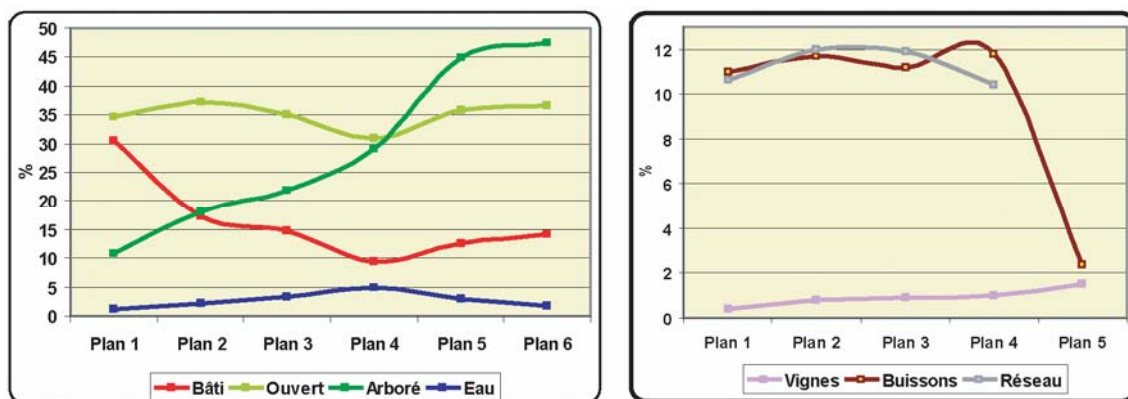


Figure 27. Les catégories d'occupation du sol et leur emprise visuelle moyenne par plan

Avec le plan 2 (70-140 m), le bâti tend à s'effacer au profit des éléments arborés (28 %). Lorsqu'on atteint le plan 4 (280 à 1 200 mètres), les champs et les forêts s'équilibrent autour de 30 % chacun, puis ces dernières gagnent encore de l'importance aux plans 5 et 6. Dans tous les cas, l'eau (moins de 5 %) et la vigne (moins de 2 %) restent discrètes dans le paysage. Les réseaux et les buissons s'estompent quand les plans se font lointains.

Le paysage « vu du dessus », soumission à la vue

La figure 28 et le tableau 9 renseignent sur les lieux à partir desquels le point de transaction A est visible. Si l'on compare cette information avec celle de l'ampleur de vue (fig. 23, tab. 8), on constate que l'espace concerné s'est réduit ici et que par conséquent le point A voit

globalement plus qu'il n'est vu. En effet, depuis le village alentours, la vue se bloque dans la trame du bâti et le point de transaction A reste relativement caché. A l'inverse, depuis le point de transaction, le regard embrasse tout de même un espace un peu plus étendu où des maisons et surtout leurs toits sont visibles grâce à leur disposition en enfilade le long d'une rue ou grâce à leur élévation un peu plus forte sur un repli de terrain. Cependant, sur la zone consacré aux cultures, le rapport de visibilité s'inverse : A est soumis à la vue d'un secteur qu'il ne voit pas. En fait, il s'agit d'une cuvette peu marquée dont A ne peut voir que le rebord en raison d'un angle de vue très faible laissant caché l'essentiel de la dépression en contrebas. Dans l'autre sens, une personne qui se déplace dans la cuvette peut voir A quand, à l'approche du rebord, sa taille (établie à 1.8 m par le modèle) permet à son regard de tangenter la plaine cultivée alentour et de porter jusqu'au point A.

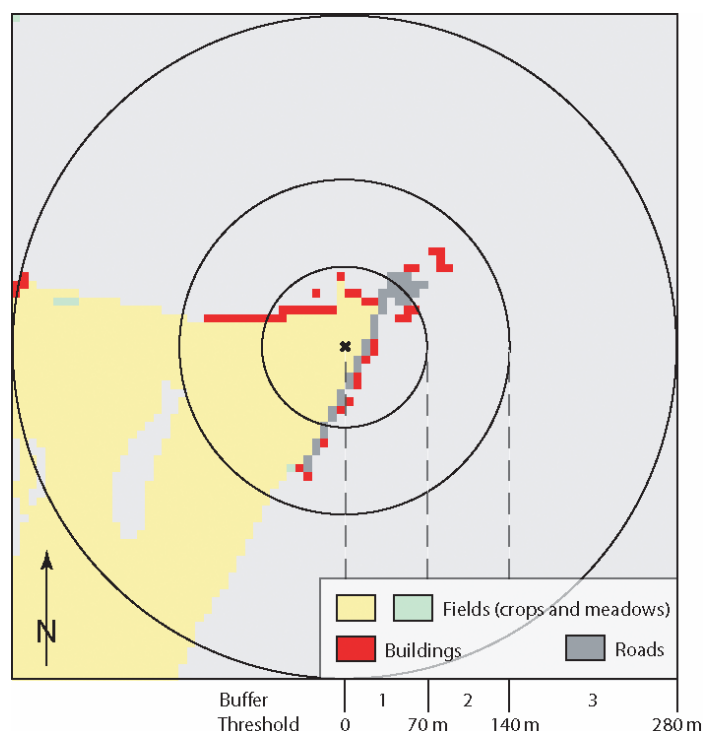


Figure 28. Cellules à partir desquelles la transaction A est visible

Les différences constatées pour cette transaction entre ampleur de vue et soumission à la vue se vérifient globalement pour les plans proches (1 à 3) des 6000 transactions en ce qui concerne le bâti. La dissymétrie est même forte puisque les points de transaction voient en moyenne 70 cellules de bâti et ne sont vus que depuis 9 cellules de ce type. En revanche, pour les cultures qui épousent au plus près la topographie, la symétrie des rapports visuels est respectée, les écarts constatés n'étant pas significatifs (48 pour le vu actif contre 46 pour le vu passif). Notons également que les rapports de visibilité tendent à s'équilibrer pour les plans lointains (4 à 6)

Plan	Bâti	Cultures	Prés	Vignes	Feuillus	Résineux	Buisson	Eau	Zones d'activité	Routes	Voies ferrées
1	27	133	0	0	0	0	0	0	0	26	0
2	18	211	0	0	1	0	0	0	0	12	0
3	4	714	3	0	0	0	0	0	0	0	0
4	1	9	1	0	2	0	1	0	0	0	0
5	1	1	3	0	2	2	1	0	/	/	/
6	0	0	/	:	2	/	/	0	/	/	/

Tableau 9. Nombre de cellules ayant vue sur la transaction A, selon le type d'occupation du sol et le plan

2.5. CONCLUSION

Dans ce chapitre, nous avons posé quelques repères conceptuels, méthodologiques et techniques destinés à formaliser l'approche requise pour produire les indices paysagers sous la forme quantitative dont les économistes ont besoin pour tester et valider des méthodes reposant sur les « préférences révélées » et pouvoir attribuer ainsi un prix au paysage. On a pu définir les termes d'une approche instrumentée par système d'information géographique permettant de croiser diverses sources d'information sur le paysage telles qu'images satellite et modèles numériques de terrain. A l'issue de cet exposé sur la méthode géographique, on peut faire ressortir les quelques points suivants :

Les paysages constituent un spectacle offert à la vue : ce constat est trivial, mais nous venons de voir que cela a des implications sur la façon de les modéliser et analyser, surtout quand l'objectif est de leur attribuer un prix. Puisque l'accès visuel aux aménités paysagères est un critère qui peut compter dans le prix d'un bien immobilier, il est utile que les économistes disposent de protocoles qui, en explorant la réalité visuelle du paysage, fassent émerger des critères susceptibles d'être significatifs dans les modèles économétriques.

La vue d'en haut, depuis un satellite ou une photographie aérienne et la vue du dedans, depuis le sol, sont peu corrélées, la seconde ne représentant qu'une très petite portion de la première lorsqu'on tient compte des masques induits par la topographie ou par les objets élevés disposés dans le champ visuel. Les travaux qui analysent le paysage en vue verticale cartographique (Geoghegan, Wainger, Bockstael 1997), le saisissent comme un agencement spatial d'objets physiques ; ce qui conduit à une évaluation qui risque d'être approximative, puisque les modalités de perception sont laissées de côté malgré leur rôle déterminant. Des auteurs comme Paterson et Boyle (2002), ont eu recours à la vue modélisée en trois dimensions mais sans tenir compte des effets de masque dus aux objets hauts ; on risque d'aboutir ainsi à une surestimation des champs de vision particulièrement sensible sur les premiers plans, surtout quand ceux-ci sont coupés d'arbres ou de maisons. Lake et al. (1998) ont bien mis en évidence l'intérêt des simulations restituant au mieux la vision sensible des paysages. Plaçant notre propos dans cette perspective, notre contribution a permis d'établir comment la réalité visuelle du paysage peut être décomposée et paramétrée dans son architecture (rôle des différents plans dans la profondeur de champ) et dans son contenu sensible (référence à une nomenclature d'occupation du sol pour définir les objets vus).

La nature duale des relations de visibilité distinguant voir (actif) et être vu (passif) mérite attention. On pourrait croire qu'il est possible d'être vu depuis un point que l'on voit mais tel n'est pas le cas du fait des masques visuels : la vue est bouchée sous un couvert forestier, alors que la forêt peut être vue depuis un grand nombre de points. Dans le cas de transactions immobilières, c'est surtout la relation visuelle entre éléments bâtis proches qui compte et qui amène à évaluer si le fait de voir la maison voisine et/ou d'être dans son champ de vision constitue une gêne, source d'une moins value potentielle. Le protocole établi permet d'aborder les deux cas de figures et surtout de faire apparaître des seuils de distance au-delà duquel l'exposition à la vue d'autrui n'est plus significative.

En augmentant, la distance à l'observateur joue un rôle sur la discrimination des objets : de l'arbre on passe à la forêt ; de la maison on passe au village et à la ville tandis que les objets singuliers tendent à disparaître en se fondant dans des éléments visuels plus vastes. Il est donc important de tenir compte du changement de l'information avec la distance non seulement en terme de précision spatiale mais aussi thématique. Les nomenclatures doivent s'ajuster à un

critère de distance : détaillées aux premiers plans, elles se simplifient progressivement pour ne conserver que quelques classes très générales en arrière plan. La prise en compte de cette propriété est, à notre connaissance, absente de la littérature économique consacrée à l'évaluation du paysage.

La structure visuelle des paysages change également très vite à mesure que la distance à l'observateur augmente. D'où l'intérêt de définir, autour de chaque point de vision, des tampons de tailles différentes qui permettent de segmenter l'information en fonction de l'éloignement (Kestens, Thériault, des Rosiers 2004; Des Rosiers et al. 2002). A cet égard, il apparaît que les plans proches doivent être finement distingués en couronnes inférieures à cent mètres pour éviter un lissage trop fort de l'information. Le besoin de moduler l'information avec la distance implique le recours à des bases de données en résolutions multiples. La très haute résolution (7 mètres en l'occurrence) pour les plans proches semble *a priori* requise mais elle reste encore lourde à mettre en œuvre ; ce qui apparaît comme un frein à la généralisation de la méthode et empêche surtout de lui donner une portée comparative entre des espaces différemment configurés. C'est pourquoi nous avons essayé de trouver une alternative à la constitution de bases de données spécifiques faites à partir d'images et de traitements originaux. A cette fin, la base de données européenne Corine Land Cover mérite qu'on s'y intéresse. Assortie de certains ajustements rapides à mettre en œuvre, comme la technique du « persillage » qui réexploite les images satellite de départ, il est possible reconstituer l'occupation du sol avec une précision géométrique de 25 mètres. Avec ce type de données, il est évidemment possible de modéliser le paysage et de produire des éléments de quantification à l'aide des méthodes que nous venons de présenter. Nous voyons bien aussi que la restitution visuelle des premiers plans en sera sensiblement simplifiée. L'objet des tests à venir sera donc d'établir si l'information paysagère ainsi transcrite sous forme d'indices plus grossiers sera suffisante pour capter et révéler la part sensible du prix qui s'y attache.

3. LA MODELISATION ECONOMETRIQUE DES EFFETS D'INTERACTION SPATIALE ET DE HIERARCHIE SPATIALE DANS LES MODELES HEDONISTES IMMOBILIERS

Les travaux présentés dans ce rapport font un large usage des méthodes économétriques appliquées aux modèles hédonistes. Ces derniers consistent en des formes réduites dans lesquelles les prix des logements sont régressés sur des caractéristiques structurelles, des caractéristiques de voisinage et des caractéristiques de localisation. En pratique, la mise en œuvre de ces régressions hédonistes soulève de nombreux problèmes méthodologiques (Sheppard, 1999 ; Malpezzi, 2003) : endogénéité des variables explicatives, choix des formes fonctionnelles, identification des caractéristiques de segmentation des marchés...

Par ailleurs, les prix des logements sont souvent très fortement spatialement autocorrélés. En effet, les logements voisins possèdent des caractéristiques structurelles similaires et partagent les mêmes caractéristiques de voisinage. Dans ce contexte, les avantages à modéliser l'autocorrélation spatiale des erreurs comprennent une estimation des paramètres plus efficace et une inférence statistique plus fiable (Pace et Gilley, 1997). La littérature empirique dans ce domaine reconnaît effectivement la nécessité d'utiliser les méthodes de l'économétrie spatiale afin de prendre en compte explicitement en compte les effets spatiaux dans les modèles hédonistes (Gillen *et al.* 2001).

Nous nous concentrons ici sur les différentes méthodes permettant de modéliser l'autocorrélation spatiale dans les modèles hédonistes. En outre, nous tenons également compte du fait que les transactions immobilières sont organisées hiérarchiquement. Elles sont souvent groupées, chaque groupement pouvant généralement associé à une commune, ou plus précisément au noyau bâti de cette commune. Cette information supplémentaire doit être intégrée dans la modélisation pour une meilleure fiabilité des estimations. Alors que les modélisations multi-niveaux ont également été utilisées dans ce but (Beron *et al.*, 1999 ; Oxford, 2000), notre objectif ici est de suggérer plusieurs spécifications qui prennent en compte *simultanément* l'autocorrélation spatiale entre les transactions et leur hiérarchie spatiale. A titre d'exemple, nous appliquerons ces spécifications à l'aire urbaine de Brest.

3.1 LA MODELISATION ECONOMETRIQUE DE L'AUTOCORRELATION SPATIALE ET DE LA HIERARCHIE SPATIALE

3.1.1 L'autocorrélation spatiale

Afin de capter l'autocorrélation spatiale, ou la tendance au regroupement géographique de valeurs similaires d'une variable aléatoire, deux spécifications sont communément utilisées (Anselin, 2001, 2006 ; Jayet, 2001 ; Le Gallo, 2002) : le modèle avec autorégression et le modèle avec autocorrélation spatiale des erreurs. Les modèles avec autocorrélation spatiale des erreurs peuvent se subdiviser en modèles de type autorégressif ou de type moyenne mobile. Ils ont alors des implications différentes en termes de diffusion spatiale de chocs aléatoires (Anselin, 2003). Nous nous concentrons ici sur les modèles de type autorégressif, car ils sont plus souvent utilisés dans la littérature.

Formellement, on considère le modèle de régression suivant, en négligeant la possibilité d'une autorégression à droite de l'équation :

$$y = X\beta + \varepsilon \quad (1)$$

où y est un vecteur de dimension $(N \times 1)$ contenant les observations sur les prix de vente des transactions immobilières ; X est une matrice $(N \times k)$ contenant les observations sur les k

variables explicatives ; β est le vecteur de dimension $(k \times 1)$ des paramètres à estimer et ε est le vecteur de dimension $(N \times 1)$ contenant les termes d'erreurs. Dans un modèle hédoniste, y est habituellement une transformation non linéaire de prix, le plus souvent son logarithme et les variables explicatives X sont les caractéristiques, internes et externes, de la transaction. Notre discussion se focalise sur les propriétés de ce vecteur d'erreurs.

Nous nous concentrons d'abord sur l'autocorrélation spatiale. Une première possibilité consiste à estimer un modèle avec autocorrélation spatiale des erreurs où l'autocorrélation spatiale capte alors essentiellement les effets des variables omises dans la régression hédoniste. Dans ce cas :

$$\varepsilon = \rho W \varepsilon + \eta \quad (2)$$

où W est une matrice de poids de dimension $(N \times N)$, dans laquelle chaque élément w_{ij} indique la façon dont la transaction i est spatialement connectée à la transaction j ; ρ est le coefficient d'autocorrélation spatiale et $\eta \rightarrow iid(0, \sigma_\eta^2 I_N)$. Cette spécification est habituellement estimée grâce à la méthode du maximum de vraisemblance ou la méthode des moments généralisés. Cependant, cette spécification ne permet que de capter les effets de proximité spatiale entre les transactions.

3.1.2 La hiérarchie spatiale

Alternativement, si l'intérêt réside en priorité sur la modélisation des effets de hiérarchie spatiale caractérisant la distribution des transactions immobilières, une spécification différente doit être utilisée. Supposons qu'il existe M zones (par exemple M communes) et qu'il y a n_m transactions dans chaque zone m , avec $m = 1 \dots M$ et $n_1 + \dots + n_m + \dots + n_M = N$. Cette structure hiérarchique doit être prise en compte dans le modèle économétrique. Dans ce but, un effet de zone peut être intégré sous la forme suivante :

$$y = X\beta + V\alpha + \eta \quad (3)$$

où V est une matrice de dimension $(N \times M)$ de variables indicatrices ; α est un vecteur de dimension $(M \times 1)$ d'effets de zone, tels que des effets fixes communaux, et $\eta \rightarrow iid(0, \sigma_\eta^2 I_N)$, non corrélé avec les variables explicatives. Ce faisant, on prend en compte à travers les effets de zones l'impact de l'ensemble des caractéristiques du logement qui sont partagées avec les autres logements de la commune.

3.1.3 Autocorrélation et hiérarchie spatiales

Nous considérons maintenant différentes méthodes permettant de capter simultanément l'autocorrélation spatiale et la structure hiérarchique des données dans les modèles hédonistes immobiliers. Remarquons que, s'ils sont ignorés, les effets communaux génèrent de l'autocorrélation spatiale. Il n'y a là rien de surprenant. L'une des principales raisons pour lesquelles l'autocorrélation spatiale existe est le fait que des facteurs explicatifs ayant eux-mêmes une structure géographique sont absents de la partie expliquée du modèle. C'est bien le cas ici : en négligeant les effets communaux, on les relègue dans le terme aléatoire, où ils génèrent de l'autocorrélation entre les observations qui appartiennent à une même commune.

Il convient donc prendre en compte explicitement le fait que les observations sont groupées, pour l'essentiel au niveau communal, et que des groupements partagent des caractéristiques communes. Pour ce faire, il y a deux manières de traiter les effets fixes : on peut d'une part les considérer comme des coefficients à estimer ; on peut d'autre part les traiter comme des termes aléatoires. Nous considérons dans cette note le premier cas.

Dans le premier cas, α est considéré comme un vecteur d'effets fixes, qui doivent être estimés conjointement avec les autres paramètres contenus dans le vecteur β , ou éliminés via une transformation du modèle. La première de ces deux solutions est, *a priori*, la plus simple. On estime le modèle (3) en considérant que les matrices X et V sont des matrices de variables explicatives et β et α des vecteurs de paramètres. Si les termes aléatoires sont identiquement et indépendamment distribués, ce modèle s'estime très simplement par les moindres carrés ordinaires (MCO).

On ne peut cependant exclure que l'introduction d'effets communaux soit insuffisante pour prendre en compte l'ensemble des effets d'autocorrélation spatiale. Ainsi, ces effets communaux permettent de capter les caractéristiques propres à chaque groupement communal de transactions et, de ce fait, d'éliminer les autocorrélations qui se produiraient entre groupes de transactions rattachés chacun à une commune. On ne peut cependant exclure que des transactions toutes localisées à l'intérieur de la même commune aient des points communs d'autant plus importants qu'elles sont proches les unes des autres ; dans ce cas, de l'autocorrélation spatiale peut persister à l'intérieur de chaque commune.

Pour prendre en compte ce type d'autocorrélation spatiale, nous introduisons le modèle suivant :

$$\begin{cases} y = X\beta + V\alpha + \eta \\ \eta = \rho W\eta + \zeta \\ \zeta \rightarrow Nid(0, \sigma_\zeta^2 I_N) \end{cases} \quad (4)$$

Nous faisons les hypothèses suivantes sur la structure de W :

- W est bloc-diagonale (les blocs hors de la diagonale sont nuls).
- Chaque bloc de la diagonale correspond aux transactions localisées dans la même commune.
- Le bloc W_m associé aux transactions localisées dans la commune m est une matrice de poids normalisée, c'est-à-dire dont les lignes ont toutes une somme égale à l'unité.

Ces hypothèses traduisent le fait que l'autocorrélation spatiale qui reste à prendre en compte à travers W est une autocorrélation interne à chacune des communes. Elles ont pour conséquence l'égalité $WW = V$. Mise à part la structure spécifique de sa matrice de poids W , ce modèle n'a pas de propriétés particulières et, comme tous les modèles avec autocorrélation spatiale, s'estime de manière standard en utilisant le maximum de vraisemblance.

On notera cependant que l'estimation du modèle avec variables muettes, que ce soit dans sa version sans autocorrélation spatiale résiduelle (modèle 3) ou dans sa version avec autocorrélation spatiale résiduelle (modèle 4), pose deux problèmes. Le premier est standard en économétrie des données de panels : si, asymptotiquement, l'échantillon s'étend en ajoutant de nouvelles communes, le nombre de paramètres à estimer augmente avec la taille de l'échantillon (introduction de nouveaux effets communaux) et il est bien connu que, dans ce cas, les estimateurs usuels ne sont pas convergents. On peut considérer, et c'est ce que nous ferons ici, que les estimations sont faites pour une zone géographique bien définie et que l'augmentation de la taille de l'échantillon se fait en ajoutant de nouvelles transactions à l'intérieur du même ensemble de communes. L'ensemble de paramètres est donc fixe et il n'y a pas de problème de convergence.

Le second problème est de nature technique. Le nombre de paramètres à estimer est de $M + K$ pour le modèle (3) et de $M + K + 1$ pour le modèle (4). Quand il y a beaucoup de communes (dans le cas du Nord Pas de Calais, nous en avons plus de 500), le nombre de paramètres à estimer est élevé, ce qui peut induire des problèmes numériques. En données de panels, la

solution usuelle dans ce cas est d'éliminer α à l'aide d'une transformation de type *intra*. Cette dernière consiste, préalablement à l'estimation, à transformer le modèle en calculant, pour la variable expliquée et les variables explicatives, la différence entre chaque observation et la moyenne de son groupe.

Formellement, soit Q la matrice symétrique, idempotente et singulière définie par:

$$\begin{cases} Q = I_N - P_V \\ P_V = V(V'V)^{-1}V' \end{cases} \quad (5)$$

Pour tout vecteur x , $(V'V)^{-1}V'x$ est le vecteur des M moyennes communales et $P_V x$ est le vecteur qui affecte à chaque transaction la valeur de la moyenne dans la commune. En conséquence, Qx est le vecteur des déviations à la moyenne communale, c'est-à-dire la transformation intra du vecteur x .

Le modèle intra est le modèle transformé par Q . Sachant que, de manière triviale, $P_V V = I$ et donc $QV = 0$, le modèle intra s'écrit comme :

$$[I - P_V]y = [I - P_V]X\beta + [I - P_V]\eta \quad (6)$$

Il est connu que, avec des résidus indépendamment et identiquement distribués, ce modèle peut s'estimer par les MCO. L'introduction de l'autocorrélation spatiale pose cependant dans ce cadre d'analyse un problème. Le modèle de régression intra avec autocorrélation spatiale peut en effet s'écrire de la façon suivante:

$$\tilde{y} = X\beta + [I_N - P_V]A^{-1}\zeta \quad (7)$$

avec $\tilde{y} = [I_N - P_V]y$; $\tilde{X} = [I_N - P_V]X$ et $A = I_N - \rho W$. Soit $\tilde{\eta} = [I_N - P_V]A^{-1}\zeta$. Le nouveau terme d'erreur possède les propriétés suivantes:

$$\begin{cases} E(\tilde{\eta}) = 0 \\ V(\tilde{\eta}) = E(\tilde{\eta}\tilde{\eta}') = \sigma_\zeta^2 [I_N - P_V]A^{-1}(A^{-1})'[I_N - P_V] \\ \quad = \sigma_\zeta^2 \psi \end{cases} \quad (8)$$

Le problème avec cette spécification est que ψ est une matrice singulière puisque $[I_N - P_V]$ est elle-même une matrice singulière. Aucune estimation et aucune inférence statistique ne peuvent être mises en œuvre à l'aide de cette spécification. Un problème similaire a été soulevé par Anselin *et al.* (2007) dans les modèles de données de panel dans un cadre spatial.

Afin de résoudre ce problème, plutôt que de mettre en œuvre une transformation intra traditionnelle, c'est-à-dire d'exprimer les observations en déviation à la moyenne de chaque groupe, nous proposons d'appliquer une transformation intra relativement à une observation arbitraire dans chaque groupe.

Formellement, soit B' une matrice bloc-diagonale, où chaque bloc B_k correspond à une zone et est de la forme $B_k' = [I_{n_k-1}; -e_{n_k-1}]$, où e_{n_k-1} est le vecteur unitaire de dimension $n_k - 1$. On a $B'V = 0$. Cette matrice permet de construire des nouvelles observations qui sont exprimées en déviation à la dernière observation de chaque zone, qui sont donc considérées comme les observations de référence. Pour le cas sans autocorrélation spatiale avec $\eta \rightarrow iid(0, \sigma_\eta^2 I_N)$, il est aisé de montrer que cette transformation est équivalente à la transformation intra traditionnelle.

Plus précisément, en prémultipliant le modèle (3) ou (4) par B' , on a, puisque $B'V = 0$:

$$B'y = B'X\beta + B'\eta$$

Si on suppose que $V(\eta) = \sigma^2\Omega$ alors : $V(B'\eta) = \sigma^2 B'\Omega B$. En conséquence, l'estimateur des MCG de β est :

$$\hat{\beta} = \left[X'B(B'\Omega B)^{-1} B'X \right]^{-1} X'B(B'\Omega B)^{-1} B'y = (X'PX)^{-1} X'Py \quad (9)$$

avec $P = B(B'\Omega B)^{-1} B'$. En l'absence d'autocorrélation spatiale, le terme aléatoire étant identiquement et indépendamment distribué, on a $\Omega = I$, et donc P est la matrice idempotente est symétrique $P = B(B'B)^{-1} B'$. Il s'ensuit que le coefficient des MCO de la régression de Py sur PX s'écrit de la façon suivante :

$$\hat{\beta} = (X'PX)^{-1} X'Py = (X'P'PX)^{-1} X'P'Py$$

Cependant, dans ce cas, il est aisé de trouver la valeur de P . Sachant que chaque bloc de la diagonale de B est tel que $B_k' = \begin{bmatrix} I_{n_k-1} & -e_{n_k-1} \end{bmatrix}$, chaque bloc de la diagonale de P est de la forme :

$$\begin{aligned} P_k &= \begin{bmatrix} I_{n-1} \\ -e'_{n-1} \end{bmatrix} \left[I_{n-1} + e_{n-1}e'_{n-1} \right]^{-1} \begin{bmatrix} I_{n-1} & -e_{n-1} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} I_{n-1} \\ -e'_{n-1} \end{bmatrix} \left[I_{n-1} - n^{-1}e_{n-1}e'_{n-1} \right] \begin{bmatrix} I_{n-1} & -e_{n-1} \end{bmatrix} \\ &= \begin{bmatrix} I_{n-1} \\ -e'_{n-1} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} I_{n-1} - n^{-1}e_{n-1}e'_{n-1} & -n^{-1}e_{n-1} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} I_{n-1} - n^{-1}e_{n-1}e'_{n-1} & -n^{-1}e_{n-1} \\ -n^{-1}e'_{n-1} & 1 - n^{-1} \end{bmatrix} = I_n - n^{-1}e_n e_n' \end{aligned}$$

Ceci qui montre que $P = Q$, l'opérateur de la transformation intra.

Lorsque de l'autocorrélation spatiale est incluse dans le modèle, on écrit :

$$\begin{cases} B'y = B'X\beta + B'\eta \\ \eta = \rho W\eta + \zeta \\ \zeta \rightarrow Nid(0, \sigma_\zeta^2 I_N) \end{cases} \quad (10)$$

Ce modèle n'est pas affecté par le problème de la singularité de la matrice de variances-covariances. En effet :

$$V(\tilde{\eta}) = V(B'A^{-1}\zeta) = \sigma_\zeta^2 B'A^{-1}(A')^{-1}B \quad (11)$$

Cette matrice est de plein rang et il est possible d'estimer ce modèle par la méthode du maximum de vraisemblance. Sa fonction de log-vraisemblance s'écrit :

$$\begin{aligned} L &= -\frac{N-M}{2} \ln 2\pi - (N-K) \ln \sigma - \ln |B'A^{-1}(A')^{-1}B| \\ &\quad - \frac{1}{2\sigma^2} (y - X\beta)' B (B'A^{-1}(A')^{-1}B)^{-1} B' (y - X\beta) \end{aligned} \quad (12)$$

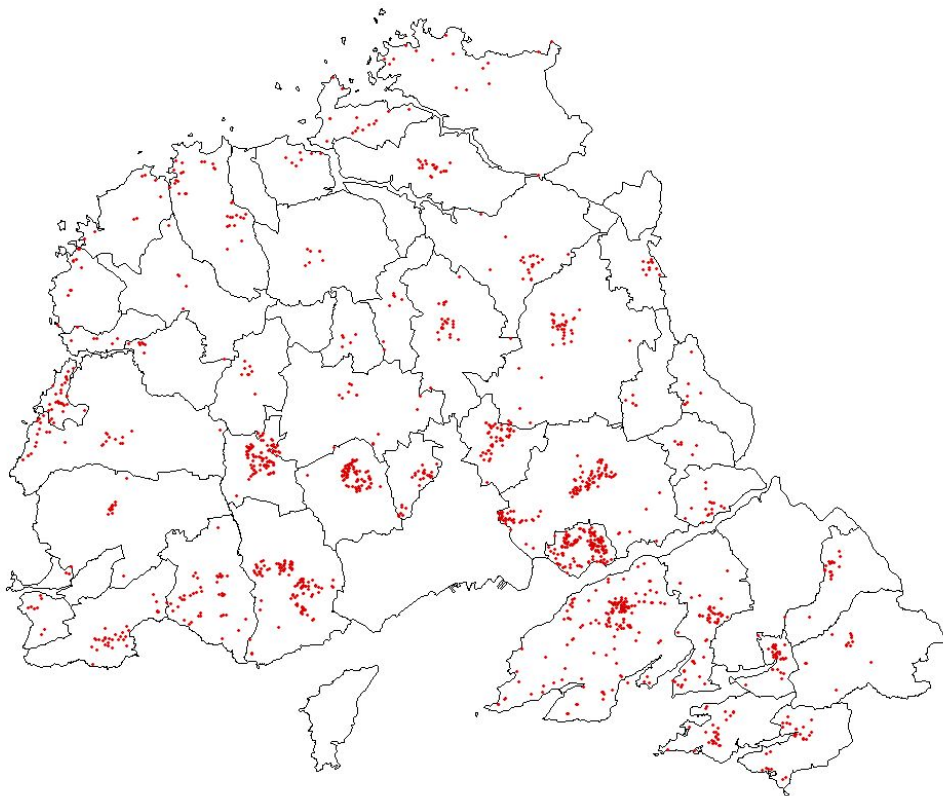
En calculant le terme $B(B'A^{-1}(A')^{-1}B)^{-1} B'$, il est possible d'exploiter la structure bloc-diagonale de B . On peut également utiliser cette vraisemblance pour construire un test du multiplicateur de Lagrange pour l'hypothèse nulle d'absence d'autocorrélation spatiale des erreurs $H_0 : \rho = 0$.

3.2 L'EXEMPLE DE BREST

Nous illustrons les méthodes ci-dessus à partir de l'exemple des transactions du pays de Brest. Cet exemple a été choisi parce que le nombre de communes concernées est peu élevé, ce qui permet d'estimer l'ensemble des modèles possibles et de les confronter les uns aux autres.

Les données utilisées, extraites de la base de données PERVAL, sont décrites dans le chapitre sur les résultats relatifs à l'agglomération brestoise. Nous nous contenterons ici de les rappeler brièvement. Elles sont relatives à 1338 transactions concernant des maisons et qui ont eu lieu en 2002, 2003 et 2004 dans l'aire urbaine de Brest, pour lesquelles on connaît les prix des logements et leurs caractéristiques. Les données ayant été individuellement géocodées, il a été possible d'assigner chacune de ces transactions aux 52 communes composant l'aire urbaine de Brest (hormis la commune-centre). La distribution spatiale de ces transactions est représentée dans la figure 1. Elle illustre parfaitement le phénomène de structuration spatiale signalé plus haut : les transactions sont en général regroupées en paquets parfaitement identifiables, chaque paquet correspondant dans l'immense majorité des cas au centre bâti de la commune.

Figure 1: Les communes de Brest
et la distribution spatiale des transactions immobilières



Le modèle estimé ici est un modèle sans variables paysagères. Dans ce travail méthodologique, les variables paysagères, qui ne contribuent que très faiblement à l'explication du prix, ne sont pas nécessaires. Nous avons retenu :

- La distance généralisée, qui combine la distance physique et le temps de trajet.
- Des variables muettes indiquant la date de la transaction : 2002 ou 2003 ; 2004 étant considéré comme la référence.
- La densité de salles de bain, égale au ratio entre le nombre de salles de bains et la surface de la maison.

- Des variables muettes représentant le nombre de places de parking.
- Une variable muette représentant la présence d'une dépendance.
- Une variable muette indiquant si la transaction représente un terrain à bâtir.
- Des variables muettes représentant le nombre de niveaux.
- Une variable muette représentant la présence d'une annexe.
- La surface, la surface au carré et la racine de la surface pour capter des non-linéarités des effets de la surface sur le prix.

Les résultats d'estimation pour six modèles sont présentés dans le tableau 1. Les trois premières colonnes correspondent à des modèles sans introduction explicite d'autocorrélation spatiale. Ils sont estimés par les MCO. Le premier est un modèle hédoniste standard, sans variables muettes communales, ni autocorrélation spatiale. Le deuxième est un modèle hédoniste standard, auquel on a ajouté des effets communaux, et qu'on a estimé sous la forme d'un modèle avec effet fixes, ces derniers étant estimés conjointement avec l'ensemble des paramètres du modèle. Le troisième est un modèle avec effets communaux, mais dont on a éliminé les effets en utilisant la transformation intra.

Dans les colonnes 4, 5 et 6, on trouvera les résultats d'estimation de modèles avec autocorrélation spatiale, estimés par le maximum de vraisemblance. Dans les trois cas, la matrice de poids utilisée est une matrice où les poids sont inversement proportionnels aux distances qui séparent une transaction de ses voisines, ces dernières étant les transactions localisées dans la même commune. Le poids de l'impact d'une observation sur les observations localisées dans d'autres communes est nul. Dans la colonne 4, on reprend le modèle standard de la première colonne (sans effets fixes communaux) et on y introduit l'autocorrélation spatiale. Dans la colonne 5, on reprend le modèle avec effets fixes communaux de la colonne 2, en y introduisant de l'autocorrélation spatiale. Dans les deux cas, la méthode d'estimation est la méthode standard. Dans la colonne 6, on combine la transformation intra et l'autocorrélation spatiale, en utilisant la variante de la transformation intra décrite dans la section précédente.

Le modèle sans effets communaux ni autocorrélation spatiale présenté en première colonne donne une bonne qualité apparente d'ajustement. Le coefficient de détermination est de 0,634 et les paramètres estimés sont significatifs dans l'ensemble, avec les signes attendus. L'examen des tests de dépendance spatiale (première colonne du tableau 2) conduit cependant à rejeter très nettement l'hypothèse nulle d'absence de dépendance spatiale et à accepter l'hypothèse alternative d'une autocorrélation spatiale des résidus du modèle.

Comme indiqué plus haut, il y a ici deux méthodes pour prendre en compte l'existence de cette autocorrélation spatiale. La méthode standard dans la littérature consiste à reprendre le modèle standard et à l'estimer avec des résidus spatialement autocorrélés. C'est ce qui est fait dans la quatrième colonne du tableau 1 ; le coefficient d'autocorrélation estimé, qui est de 0,27, est très significativement différent de zéro. La deuxième solution consiste en l'introduction d'effets fixes communaux, dont on peut penser que c'est leur non prise en compte qui est à l'origine de l'autocorrélation observée plus haut. C'est cette solution qui correspond à la deuxième colonne du tableau (1). La réalisation de nouveaux tests LM sur ce modèle avec effets communaux (deuxième colonne du tableau 2) confirme, dans le cas des données utilisées, la validité de cette solution : l'hypothèse nulle d'absence d'autocorrélation spatiale sur le modèle avec effets communaux est systématiquement acceptée.

Un examen plus précis des deux estimations montre que ces deux solutions aboutissent à des résultats très proches. La comparaison avec le modèle de départ (première colonne du tableau 2) fait apparaître des différences dans les coefficients estimés, mais qui restent faibles. Ce résultat n'est pas surprenant puisque les estimateurs des MCO restent convergents en présence

d'autocorrélation des résidus. En revanche, il existe des différences importantes entre le modèle de départ et les deux autres modèles pour ce qui est des écarts-types estimés, ce à quoi on pouvait s'attendre puisque, en présence d'autocorrélation, les variances calculés avec les MCO ne sont pas correctes.

Ainsi, sur l'exemple présenté ici, on constate que, à partir du moment où l'introduction d'effets communaux fait disparaître l'autocorrélation spatiale des résidus, elle aboutit à des résultats équivalents à l'estimation d'un modèle avec autocorrélation spatiale. Ce résultat important nous a conduit à privilégier systématiquement, sur l'ensemble des sites, l'estimation d'un modèle avec effets fixes communaux. Ce modèle est plus facile à estimer que le modèle avec autocorrélation spatiale, puisqu'il ne nécessite que le recours aux moindres carrés ordinaires. De plus, en effectuant des tests d'autocorrélation spatiale sur le modèle avec effets communaux, on peut contrôler la capacité de ces derniers à corriger les problèmes de dépendance spatiale et, en cas de réponse négative, passer au modèle combinant les deux méthodes, l'introduction des effets communaux et les l'autocorrélation spatiale. C'est ce dernier qui est estimé dans la cinquième colonne du tableau (2). Cependant, comme le laissaient prévoir les résultats des tests, cette étape n'est pas nécessaire : les résultats ne sont pas modifiés et l'autocorrélation spatiale estimée n'est pas significativement différente de zéro.

L'estimation du modèle avec effets communaux ne pose pas ici de problèmes, le nombre de communes et donc le nombre d'effets à introduire étant à peine supérieur à la cinquantaine. Comme indiqué plus haut, l'estimation peut être difficile quand le nombre de communes, et donc d'effets communaux, est très élevé. C'est le cas du Pas de Calais. Pour vérifier que le recours au modèle intra, qui permet de pallier cette difficulté, ne biaise pas les résultats, nous l'avons utilisé sur les données brestoises pour le comparer au modèle standard avec effets communaux. Les résultats de la colonne 3 du tableau 1 montrent que, effectivement, les résultats d'estimation sont quasiment les mêmes que ceux du modèle avec effets fixes (colonne 2) et que, comme pour ce dernier, les tests concluent à l'absence d'autocorrélation spatiale résiduelle. Il est donc normal que, quand on introduit cette dernière (colonne 6 du tableau 2), les résultats d'estimation ne soient pas affectés ; on remarquera cependant que l'effet d'autocorrélation spatiale estimé est ici significativement différent de zéro.

3.3. CONCLUSION

Les résultats de cette investigation expliquent la méthodologie d'estimation choisie pour ce projet. La première étape consiste à introduire des effets fixes communaux et à les estimer de manière standard par les MCO, sauf pour Brest où nous avons été contraints de passer par la transformation intra. Des tests d'autocorrélation et d'autocorrélation spatiale permettent de vérifier s'il est nécessaire de passer à une seconde étape, dans laquelle on estime des modèles avec à la fois des effets fixes et de l'autocorrélation spatiale. Cette seconde étape ne s'est jamais avérée nécessaire.

Tableau 1. Résultats d'estimation pour le modèle log-linéaire
et une matrice de poids bloc-diagonale

	MCO			MV pour le modèle avec autocorrelation spatiale des erreurs		
	1	2	3	4	5	6
	Sans effets fixes	Avec effets fixes	Modèle intra	Sans effets fixes	Avec effets fixes	Modèle intra (variante)
Constante	0.047 (0.000)	0.424 (0.000)	-	0,592 (0,000)	0,466 (0,000)	-
Distance généralisée	-0.014 (0.000)	-0.011 (0.171)	-0.012 (0.059)	-0,015 (0,000)	-0,011 (0,169)	-0.009 (0.304)
2002	-0.064 (0.000)	-0.056 (0.000)	-0.056 (0.000)	-0,058 (0,000)	-0,055 (0,000)	-0.053 (0.000)
2003	-0.038 (0.008)	-0.029 (0.008)	-0.030 (0.002)	-0,033 (0,001)	-0,029 (0,003)	-0.028 (0.006)
2004	Référence					
1 chambre	-0.747 (0.000)	-0.718 (0.000)	-0.758 (0.000)	-0,756 (0,000)	-0,760 (0,000)	-0.765 (0.000)
2 chambres	-0.456 (0.000)	-0.441 (0.000)	-0.415 (0.000)	-0,424 (0,000)	-0,417 (0,000)	-0.422 (0.000)
3 chambres	-0.271 (0.000)	-0.265 (0.000)	-0.274 (0.000)	-0,281 (0,000)	-0,277 (0,000)	-0.282 (0.000)
4 chambres	-0.198 (0.000)	-0.202 (0.000)	-0.203 (0.000)	-0,204 (0,000)	-0,205 (0,000)	-0.208 (0.000)
5 chambres	-0.143 (0.000)	-0.145 (0.000)	-0.142 (0.000)	-0,146 (0,000)	-0,144 (0,000)	-0.150 (0.000)
6 chambres	-0.108 (0.000)	-0.116 (0.000)	-0.113 (0.000)	-0,113 (0,000)	-0,115 (0,000)	-0.120 (0.000)
7 chambres	-0.095 (0.000)	-0.097 (0.000)	-0.091 (0.000)	-0,097 (0,000)	-0,094 (0,000)	-0.101 (0.000)
8 chambres	-0.068 (0.006)	-0.073 (0.000)	-0.075 (0.000)	-0,078 (0,001)	-0,077 (0,001)	-0.082 (0.000)
9 chambres et plus	Référence					
Densité de salles de bain	0.347 (0.000)	0.290 (0.040)	0.291 (0.000)	0,324 (0,000)	0,293 (0,000)	0.297 (0.000)
Pas de parking	-0.052 (0.000)	-0.060 (0.000)	-0.056 (0.000)	-0,045 (0,000)	-0,054 (0,000)	-0.049 (0.000)
1 place de parking	-0.034 (0.007)	-0.035 (0.003)	-0.034 (0.001)	-0,030 (0,008)	-0,033 (0,003)	-0.030 (0.007)
2 places de parking	Référence					
Dépendance	-0.034 (0.000)	-0.032 (0.000)	-0.034 (0.000)	-0,032 (0,000)	-0,033 (0,000)	-0.030 (0.000)
Terrain à bâtir	0.031 (0.005)	0.025 (0.015)	0.029 (0.001)	0,030 (0,002)	0,028 (0,003)	0.026 (0.006)
Pas de niveaux	-0.033 (0.255)	0.006 (0.839)	0.015 (0.202)	-0,017 (0,506)	0,012 (0,628)	0.005 (0.853)
1 niveau	-0.045 (0.006)	-0.038 (0.015)	-0.019 (0.085)	-0,033 (0,027)	-0,022 (0,131)	-0.030 (0.043)
2 niveaux	-0.008 (0.467)	0.001 (0.935)	0.007 (0.182)	-0,003 (0,759)	0,005 (0,573)	0.001 (0.947)

3 niveaux et plus	Référence					
Annexe	0.019 (0.467)	0.021 (0.055)	0.021 (0.022)	0,024 (0,020)	0,022 (0,029)	0.026 (0.010)
Surface	-0.534 (0.000)	-0.529 (0.000)	-0.406 (0.000)	-0,396 (0,000)	-0,400 (0,000)	-0.374 (0.000)
Surface au carré	0.045 (0.000)	0.045 (0.000)	0.039 (0.000)	0,038 (0,000)	0,038 (0,000)	0.036 (0.000)
Racine carrée de la surface	1.13 (0.000)	1.140 (0.093)	0.913 (0.000)	0,885 (0,000)	0,902 (0,000)	0.861 (0.000)
Coefficient d'autocorrélation	-	-	-	0.272 (0.000)	0.077 (0.038)	0.143 (0.000)
R ² ajusté	0.634	0.688	-	-	-	-
Log-vraisemblance	1078.8	1185.6	1085.2	1201.2	1276.8	1095.2
σ_e^2	0.011	0.010	0.0087	0.105	0.098	0.0086

Notes: Il y a $N = 1338$ observations. Les probabilités critiques sont entre parenthèses.

Tableau 2. Tests du multiplicateur de Lagrange de dépendance spatiale

	Sans effets communaux	Avec effets communaux	Modèle intra
LMERR: test d'autocorrélation spatiale des erreurs	65.4 (0.000)	2.63 (0.105)	0.02 (0.892)
R-LMERR: test d'autocorrélation spatiale des erreurs robuste	33.94 (0.000)	0.80 (0.371)	
LMLAG: test d'autorégression spatiale	31.48 (0.000)	1.94 (0.164)	
R-LMLAG: test d'autorégression spatiale robuste	0.05 (0.823)	0.11 (0.737)	

Notes: Il y a $N = 1338$ observations. Les probabilités critiques sont entre parenthèses.

4. RÉFÉRENCES BIBLIOGRAPHIQUES

- Arthur L. M., T.C. Daniel and R. S. Boster. 1977. Scenic assessment: an overview. *Landscape planning* 4: 109-129.
- Anselin L. (1995) Local indicators of spatial association-LISA, *Geographical Analysis*, vol. 27, pp. 93-115.
- Anselin L. (2001) Spatial econometrics, in: Baltagi B. (Ed.), *Companion to Econometrics*, Basil Blackwell, Oxford.
- Anselin L. (2006) Spatial econometrics, in: Mills T.C. and K. Patterson (Eds.), *Palgrave Handbook of Econometrics: Volume 1, Econometric Theory*, Palgrave Macmillan, Basingstoke.
- Anselin L., Le Gallo J. and H. Jayet (2007) Spatial panel econometrics, in Matyas L. and P. Sevestre (Eds.), *The Econometrics of Panel Data*, Kluwer Academic Publishers, à paraître.
- Bastian C. T., D. M. McLeod, M. J. Germino, W. A. Reiners and B. J. Blasko. 2002. Environmental amenities and agricultural land values: a hedonic model using geographic information systems data. *Ecological Economics* 40: 337-349.

- Benson J. F., K. E. Scott, C. Anderson, R. Macfarlane, H. Dunsford and K. Turner. 2004. *Landscape capacity study for onshore wind energy development in the Western Isles*. Scottish Natural Heritage Commissioned Report n°042 (ROAME No. F02LC04).
- Beron K., Murdoch J. and M. Thayer (1999) Hierarchical linear models with application to air pollution in the South Coast Air Basin, *American Journal of Agricultural Economics*, vol. 81, pp. 1123-1127.
- Bishop I. D. and D. W. Hulse. 1994. Prediction of scenic beauty using mapped data and geographic information systems. *Landscape urban planning* 30: 59-70.
- Bishop I. D. and N. P. A. Leahy. 1989. Assessing the visual impact of development proposals: the validity of computer simulations. *Landscape journal* 8: 92-100.
- Bolitzer B. and N. R. Netusil. 2000. The impact of open spaces on property values in Portland, Oregon. *Journal of Environmental Management* 59: 185-193.
- Burrough P. A. and R. A. McDonnel. 1998. *Principles of Geographical Information Systems*. Oxford, U.K. University Press: 346.
- Brossard T. and J. C. Wieber. 1980. Essai de formulation systémique d'un mode d'approche du paysage. *Bulletin de l'Association des Géographes Français* 468 : 103-111.
- Brossard T. and J. C. Wieber.. 1984. Le paysage, trois définitions ; un mode d'analyse et de cartographie. *L'Espace Géographique* 1 : 5-12.
- Brossard T., D. Joly and J. C. Wieber. 1998. Analyse visuelle systématique des paysages de cours d'eau par deux approches complémentaires. *Revue Géographique de Lyon* 73 (4): 299-308.
- Brossard T. and D. Joly. 1999. Représentation du paysage et échelles spatiales d'information. *Revue Internationale de Géomatique* 9 (3) : 359-375.
- Brossard T., L. Couderchet, M. Gaudry and D. Joly. 1997. Impacts paysagers des grands aménagements linéaires et Systèmes d'Information Géographiques. *Conférence Européenne sur les Technologies de l'information pour l'Environnement* 1 : 346-355.
- Brueckner J. K. 2000. Urban sprawl: diagnosis and remedies. *International Regional Science Review* 23 (2): 160-171.
- Brunet R., R. Ferras and H. Thery. 1992. *Les mots de la géographie, dictionnaire critique*. Paris, F. : Reclus, La Documentation Française.
- Burel F. and J. Baudry. 1999. *Ecologie du paysage, concepts, méthodes et applications*. Ed. TEC & DOC: 359.
- Chavez P. S. 1991. Comparison of three different methods to merge multiresolution and multispectral data: Landsat TM and SPOT panchromatic. *Photogrammetric engineering and remote sensing* 57 (3): 295-303.
- Cheshire P. and S. Sheppard. 1995. On the price of land and the value of amenities. *Economica* 62: 247-267.
- Cheshire P. and S. Sheppard. 1998. Estimating the demand for housing, land, and neighbourhood characteristics. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 60 (3): 357-382.
- Cheshire P. and S. Sheppard.. 2002. The welfare economics of land use planning. *Journal of Urban Economics* 52: 242-269.
- Clay G. R. and T. C. Daniel. 2000. Scenic landscape assessment: the effects of land management jurisdiction on public perception of scenic beauty. *Landscape and urban planning*. 49 (1): 1-13.
- Cliff A.D. and J.K. Ord (1981) *Spatial Processes: Models and Applications*, Pion, London.
- Crawford D. 1994. Using remotely sensed data in landscape visual quality assessment. *Landscape urban planning* 30: 71-81.

- De Florian L., P. K. Marzano and E. Puppo. 1994. Line-of-sight communication on terrain models. *International Journal of Geographical Information Systems*, 8 (4): 329-342
- De Florian L. and P. Magillo. 1997. Visibility computations on hierarchical triangulated terrain model. *Geoinformatica* 1: 219-250.
- Des Rosiers F., M. Thériault, Y. Kestens and P. Villeneuve. 2002. Landscaping and house values: an empirical investigation. *Journal of Real Estate Research* 23: 139-161.
- Fisher P.F. 1993. Algorithm and implementation uncertainty in viewed analysis. *International Journal of Geographical Information Science* 7 (4): 331-347.
- Fisher P.F. 1996. *Extending the applicability of viewsheds on landscape planning. Photogrammetric Engineering and Remote Sensing* 62: 1297-1302
- Foltête J. C. 2004. Mesure de la connectivité du paysage à travers un maillage spatial. *Revue internationale de géomatique* 14 (1) : 59-82.
- Forman R. T. T. and M. Gordon. 1981. Patches and structural components for a landscape ecology. *BioScience*, 31:733-740.
- Forman R. T. T. and M. Gordon. 1986. *Landscape ecology*. New York: John Wiley and sons.
- Franklin W. R. and Ray C. K. 1994. Higher isn't Necessarily Better: Visibility Algorithms and Experiments. In: *Advances in GIS Research: 6th International Symposium on Spatial Data Handling*, ed. Waugh T. C. and Healey R. G., 751-770. London: Taylor and Francis.
- Franklin W. R. 2000. Applications of Analytical Cartography. *Cartography and Geographic Information Systems* 27 (3): 225-237.
- Franklin W. R. and C. Vogt. 2002. *Multiple observer siting on terrain with intervisibility or Lo-Res data*. Ed. Rensselaer polytechnic Institute, 2180-3590. New York: Troy.
- Geoghegan J. L., A. Wainger, N. E. Bockstael. 1997. Spatial landscape indices in a hedonic framework: an ecological economics analysis using GIS. *Ecological Economics* 23: 251-264.
- Germino M. J., W. A. Reiners, B. J. Blasko, D. McLeod and C. T. Bastian. 2001. Estimating visual properties of Rocky Mountain landscapes using GIS. *Landscape and Urban Planning* 53: 71-83.
- Gillen K., Thibodeau T.G. and S. Wachter (2001) Anisotropic autocorrelation in house prices, *Journal of Real Estate Finance and Economics*, vol. 23, pp. 5-30.
- Gustafson E. J. 1998. Quantifying Landscape Spatial Pattern: What Is the State of the Art? *Ecosystems*. 1 (2) : 143-156.
- Heyman Y. 1993. *Corine Land Cover. Guide technique*. Luxembourg: Commissions Communautés Européennes: 144.
- Hobden D. W., G. E. Laughton and K. E. Morgan. 2004. Green space borders--a tangible benefit? Evidence from four neighbourhoods in Surrey, British Columbia, 1980-2001. *Land Use Policy* 21: 129-138.
- Mahan B. L., S. Polasky and R. M. Adams. 2000. Valuing urban wetlands: a property price approach. *Land Economics* 76 (1): 100-113.
- Howes D. and A. Gatrell. 1993. Visibility analysis in GIS: issues in the environmental impact assessment of windfarm developments. In *EGIS93: proceedings of the fourth European conference on GIS 2*, ed. Harts J. and Ottens H. F. L. Scholten.
- Irwin E. G. 2002. The effects of open space on residential property values. *Land Economics* 78 (4): 465-480.
- Jayet H. (2001) Économétrie des données spatiales. Une introduction à la pratique, *Cahiers d'Économie et de Sociologie Rurale*, vol. 58-59, pp. 105-129.
- Kestens Y., M. Thériault and F. des Rosiers. 2004. The impact of surrounding land use and vegetation on single-family house prices. *Environment and Planning B*, 31: 539-567.

- Kidner D. B., A. J. Sparkes and M. I. Dorey. 1999. GIS and Wind Farm Planning. In *Geographical Information and Planning*, ed. Stillwell J., Geertman S. and Openshaw S., 203-223. Springer.
- Kim Y-H, S. Rana. and S. Wise. 2004. Exploring Multiple Viewshed Analysis Using terrain Feature and Optimisation Techniques. *Computers & Geosciences* 30 (9-10): 1019-1032.
- Lacoste Y. 1986. Réflexions d'un géographe sur les paysages réels. In *lectures du paysage*, ed. Foucher, 14-22, Paris: collection INRAP.
- Lake I. R., A. A. Lovett, I. J. Bateman and I. H. Langford. 1998. Modelling environmental influences on property prices in an urban environment. *Computers, Environments and Urban Systems* 22 (2): 121-136.
- Lake I. R., A. A. Lovett, I. J. Bateman and B. Day. 2000. Using GIS and large-scale digital data to implement hedonic pricing studies. *International Journal of Geographical Information Science* 14 (6): 521-541.
- Lange E. 1994. Integration of computerized visual simulation and visual assessment in environmental planning. *Landscape urban planning* 30: 99-112.
- Lange E. and I. Bishop I. 2001. Our visual landscape: analysis, modeling, visualization and protection. [*Landscape and Urban Planning* 54 \(1\): pp. 1-3.](#)
- Le Gallo J. (2002) Econométrie spatiale : l'autocorrélation spatiale dans les modèles de régression linéaire, *Economie et Prévision*, vol. 155, pp. 139-158.
- Lee J. and D. Stucky. 1998. On applying viewshed analysis for determining least-cost paths on Digital Elevation Models. *International Journal of Geographical Information Science*. 12 (8): 891-905.
- Luttik J. 2000. The value of trees, water and open space as reflected by house prices in the netherlands. *Landscape and Urban Planning* 48: 161-167.
- Malpezzi S. (2003) Hedonic pricing models: a selective and applied review, in: Sullivan T. and K. Gibbs (Eds.), *Housing Economics and Public Policy: Essays in Honor of Duncan MacLennan*, Blackwell.
- Meitner M. J. 2004. Scenic beauty of river views in the Grand Canyon: relating perceptual judgments to locations. *Landscape and Urban Planning* 68: 3-13.
- Mieszkowski P. and E. S. Mills. 1993. The causes of metropolitan suburbanization. *Journal of Economic Perspectives*: 135-147.
- Mooney S. and L. M. Eisgruber. 2001. The influence of riparian protection measures on residential property values: the case of the Oregon plan for salmon and watersheds. *Journal of Real Estate Finance and Economics* 22 (2-3): 273-286.
- O'Sullivan D., Turner A., 2001. Visibility graphs and landscape visibility analysis. *International Journal of Geographical Information Science* 15 (3): 221-237.
- Ode A. 2003. [Visual aspects in urban woodland management and planning](#). Doctoral thesis Swedish, University of Agricultural Sciences, Alnarp 2003, 41 p.
- Orland B. 1994. Visualization techniques for incorporation in forest planning geographic information systems. *Landscape urban planning* 30: 83-97.
- Ormaux S. 1987. Cartographie du paysage. *Mappemonde* 4: 28-33.
- Orford S. (2000) Modelling spatial structures in local housing market dynamics: A multi-level perspective, *Urban Studies*, vol. 37, pp. 1643-1671.
- Pace R.K. and O.W. Gilley (1997) Using the spatial configuration of the data to improve estimation, *Journal of Real Estate Finance and Economics*, vol. 14, pp. 333-340.
- Paterson R. W. and K. J. Boyle. 2002. Out of sight, out of mind? Using GIS to incorporate visibility in hedonic property value models. *Land Economics* 78 (3): 417-425.

- Rana S. 2003. Fast approximation of visibility dominance using topographic features as targets and the associated uncertainty. *Photogrammetric Engineering and Remote Sensing* 69 (8) 881-888.
- Roe B., E. G. Irwin and H. A. Morrow-Jones. 2004. The effects of farmland, farmland preservation, and other neighborhood amenities on housing values and residential growth. *Land Economics* 80 (1): 55-75.
- Sheppard S. (1999) Hedonic analysis of housing markets, in: Cheshire P.C., Mills E.C. (Eds.), *Hedonic Analysis of Housing Markets*, Elsevier.
- Spalatro F. and B. Provencher. 2001. An analysis of minimum frontage zoning to preserve lakefront amenities. *Land Economics* 77 (4): 469-481.
- Thériault M., Y. Kestens and F. des Rosiers. 2002. The Impact of Mature trees on House Values and on Residential Location Choices in Québec City. In *Integrated Assessment and Decision Support*, ed. A.E. Rizzoli and A.J. Jakeman, 2: 478-483.
- Thorsnes P. 2002. The value of a suburban forest preserve: estimates from sales of vacant residential building lots. *Land Economics* 78 (3): 626-441.
- Tourneux F. P. 2000. *Modes de représentation des paysages*. Besançon, F. : Geography thesis, Université de Franche-Comté, 319 p.
- Tyrväinen L. A. and A. Miettinen. 2000. Property prices and urban forest amenities. *Journal of Environmental Economics and Management* 39: 205-223.
- Wang J., G. J. Robinson and K. White. 1996. A Fast Solution to Local Viewshed Computation Using Grid-Based Digital Elevation Models. *Photogrammetric Engineering and Remote Sensing* 62 (10) 1152-1164.
- Wieber J. C. 1985. Le paysage visible, un concept nécessaire. In *La théorie du paysage en France (1974 à 1994)*, ed. A. Roger, 182-193. Seyssel : Champ-Vallon.

STATISTIQUES DESCRIPTIVES SUR LES DONNEES FONCIERES

MOHAMED HILLAL, HUBERT JAYET

La constitution de base de données foncières est décrite au chapitre précédent. En préalable à l'analyse des résultats, nous allons ici présenter quelques caractéristiques des transactions

LES TYPES DE BIENS

Nous disposons de données sur 16 852 transactions portant sur des maisons et de 24 316 transactions portant sur des terrains à bâtir, dont 16 874 pour le Nord-Pas-de-Calais. Les transactions sont réparties de la manière suivante entre les différentes aires géographiques :

	Maisons	Terrains
Aix-Marseille	5 808	
Besançon	1 285	1 399
Brest	1 394	1 545
Dijon	4 734	1 714
Lyon (hors COURLY)	2 307	2 784
Lyon (COURLY)	1 324	
Nord-Pas-de-Calais		16 874
Total	16 852	24 316

LA REPARTITION SPATIALE

Dans chacune des aires, la répartition entre types de communes est la suivante :

	Aix Marseille	Besançon	Brest	Dijon	Lyon	Nord- Pas-de- Calais
Maisons						
Pôle Urbain	4 440	216	626	1 728	2 136	
Périurbain monopolarisé	947	1 069	768	2 195	1 505	
Périurbain multipolarisé	345			267		
Pôle emploi rural	26			175		
Périphérie pôle emploi rural				7		
Rural profond	50			362		
Terrains						
Pôle Urbain		195	303	337	779	8 675
Périurbain monopolarisé		1 204	1 242	997	2 005	5 863
Périurbain multipolarisé				141		2 019
Pôle emploi rural				116		44
Périphérie pôle emploi rural				4		1
Rural profond				119		272

Des transactions en zone rurale et dans le périurbain multipolarisé n'existent que pour Aix-Marseille et Dijon. La raison en est que les données sur ces deux zones étaient déjà disponibles. Pour Besançon, Brest et Lyon, lors de l'acquisition des données auprès de

PERVAL, compte tenu des objectifs de l'étude, nous avons privilégié les communes périurbaines et nous y avons ajouté les communes du pôle urbain où il existe de l'habitat non aggloméré.

A l'exception du Nord-Pas-de-Calais, les transactions sur les terrains sont beaucoup moins fréquemment localisées dans les pôles urbains, où les disponibilités foncières sont faibles, que dans les autres types de communes.

LA REPARTITION PAR ANNEES

La répartition des transactions par années est la suivante :

	Aix Marseille	Besançon	Brest	Dijon	Lyon (hors Courly	Lyon (Courly)	Nord-Pas- de-Calais	Ensemble
Maisons								
1992						4		4
1993						41		41
1994						72		72
1995				468		87		555
1996				550		88		638
1997				583		122		705
1998				711		102		813
1999	2 801			726		164		3 691
2000	3 007			733		167		3 907
2001		101		725		326	1 152	1 152
2002		476	454	238	173	151	1 492	1 492
2003		600	827		1872		3 299	3 299
2004		108	113		262		483	483
Terrains								
1989-1994							4 843	4 843
1995				78			1 100	1 178
1996				124			2 260	2 384
1997				166			2 026	2 192
1998				247			1 524	1 771
1999				316			1 944	2 260
2000		96	372	314	38		1 752	2 572
2001		350	411	356	956		1 416	3 489
2002		373	354	113	989		9	1 838
2003		503	349		688			1 540
2004		77	59		113			249

Pour Brest, Besançon et Lyon hors COURLY, les transactions portent sur les années 2002 à 2004 et remontent éventuellement vers les années 2000 et 2001, notamment pour les terrains. Cela tient au mode d'échantillonnage. Pour notre demande à PERVAL, nous avons choisi de partir de l'année la plus récente, 2004 (qui n'était que partiellement disponible, d'où les faibles effectifs) et de remonter dans le temps jusqu'à atteindre le nombre de transactions que nous pouvions acheter. Pour les maisons, nous avons pu aller jusqu'en 2002, sauf pour Besançon où nous sommes allés jusqu'en 2001. Pour les terrains, nous avons pu aller jusqu'en 2000. Le choix de partir de l'année la plus récente est celui de disposer de données ayant la meilleure qualité (la mise en place de la base des notaires diffusée par PERVAL n'ayant été que progressive). Si les années disponibles pour Aix-Marseille (1999 et 2000), Dijon (1995 à 2002), Lyon hors Courly (1992 à 2002) et le Nord-Pas-de-Calais (1989-2001) sont

différentes, cela tient au fait que ces données étaient disponibles via d'autres canaux (voir plus haut).

LES SUPERFICIES

Les superficies moyennes et médianes, exprimées en mètres carrés, sont données dans le tableau suivant :

	Aix-Marseille		Besançon		Brest		Dijon		Lyon		Nord-Pas-de-C.	
Maisons	Moyenne	Médiane	Moyenne	Médiane	Moyenne	Médiane	Moyenne	Médiane	Moyenne	Médiane	Moyenne	Médiane
Pôle Urbain	497	396	885	769	693	541	519	440	834	756		
Périurbain monopolarisé	708	551	1145	984	920	709	1 072	800	998	797		
Périurbain multipolarisé	509	422					1 565	900				
Pôle emploi rural	426	322					855	615				
Périphérie pôle emploi rural							816	826				
Rural profond	608	211					1 692	892				
Terrains	Moyenne	Médiane	Moyenne	Médiane	Moyenne	Médiane	Moyenne	Médiane	Moyenne	Médiane	Moyenne	Médiane
Pôle Urbain			995	895	878	734	733	673	1 078	992	954	747
Périurbain monopolarisé			1 241	1 010	1 087	900	1 061	852	1 142	1 001	1 158	938
Périurbain multipolarisé							1 570	1 150			1 474	1 237
Pôle emploi rural							1 207	845			1 257	1 061
Couronne pôle emploi rural							2 814	1 035			1 788	1 788
Rural profond							1 501	1 100			1 580	1 250

Source : Perval, OTIF, ORHA

Pour Lyon, nous faisons figurer ici les seules données hors COURLY fournies par PERVAL. En effet, pour les données sur la COURLY, ce n'est pas la superficie du terrain qui est renseignée mais la seule superficie de la maison. La première observation qu'appelle ce tableau est que, de manière générale, la moyenne est nettement plus élevée de la médiane, la différence pouvant être très importante. Cette distorsion est la conséquence de la présence de transactions portant sur des lots de superficie très importantes (plusieurs hectares).

Les lots sont, de manière prévisible, nettement plus petits dans les pôles urbains par rapport aux zones périurbaines. Pour Dijon, Aix-Marseille et le Nord-Pas-de-Calais, où la comparaison est possible, il n'y a pas de différence systématique entre périurbain et rural. Les lots sont également nettement plus petits dans la zone d'Aix-Marseille que dans les autres zones, entre lesquelles il n'y a pas de différences importantes.

LES PRIX

Les prix moyens et médians sont donnés dans le tableau suivant, en KF.

	Aix-Marseille		Besançon		Brest		Dijon		Lyon		Nord-Pas-de-C.	
Maisons	Moyenne	Médiane	Moyenne	Médiane	Moyenne	Médiane	Moyenne	Médiane	Moyenne	Médiane	Moyenne	Médiane
Pôle Urbain	923,4	795,0	998,4	954,1	856,6	780,0	879,6	785,0	1 343,4	1 256,4		
Périurbain monopolarisé	1 069,0	980,0	812,1	785,0	770,2	721,6	746,7	700,0	1 073,6	1 040,0		
Périurbain multipolarisé	680,3	638,5					564,7	510,0				
Pôle emploi rural	810,9	650,0					626,5	575,0				
Périphérie pôle emploi rural							593,2	613,6				
Rural profond	872,7	650,0					495,0	460,0				
Terrains	Moyenne	Médiane	Moyenne	Médiane	Moyenne	Médiane	Moyenne	Médiane	Moyenne	Médiane		
Pôle Urbain			325,9	305,0	265,7	250,0	364,5	336,0	546,9	500,0	249,8	195,8
Périurbain monopolarisé			201,6	190,0	180,4	163,6	231,4	200,0	408,0	390,0	211,8	195,3
Périurbain multipolarisé							114,6	110,0			129,4	119,4
Pôle emploi rural							163,5	149,8			100	89,3
Couronne pôle emploi rural							199,2	193,4			91,1	91,1
Rural profond							102,5	90,0			78,4	75,7

Source : Perval, OTIF, ORHA

Comme pour les superficies, les moyennes sont en règle généralement significativement plus élevées que les médianes. L'explication est la même : l'existence de lots ayant des prix très élevés, de plusieurs millions de francs. On pourrait penser que les dissymétries de prix sont dues pour une bonne part aux dissymétries de superficies, les lots ayant une taille atypique ayant également des prix atypiques. L'examen des prix au mètre carré, donnés ci-dessous (également en KF), montre que la situation est plus complexe.

	Aix-Marseille		Besançon		Brest		Dijon		Lyon		Nord-Pas-de-C.	
Maisons	Moyenne	Médiane	Moyenne	Médiane	Moyenne	Médiane	Moyenne	Médiane	Moyenne	Médiane	Moyenne	Médiane
Pôle Urbain	2,67	2,13	1,42	1,25	1,54	1,46	2,28	1,98	2,32	1,82		
Périurbain monopolarisé	2,11	1,75	0,94	0,81	1,10	1,02	1,11	0,91	1,84	1,39		
Périurbain multipolarisé	2,26	1,59					0,95	0,60				
Pôle emploi rural	2,59	1,94					1,56	0,93				
Périphérie pôle emploi rural							0,78	0,71				
Rural profond	3,02	2,39					0,76	0,54				
Terrains	Moyenne	Médiane	Moyenne	Médiane	Moyenne	Médiane	Moyenne	Médiane	Moyenne	Médiane	Moyenne	Médiane
Pôle Urbain			0,35	0,35	0,34	0,35	0,51	0,48	0,56	0,54	0,33	0,26
Périurbain monopolarisé			0,19	0,18	0,20	0,18	0,26	0,25	0,42	0,39	0,24	0,20
Périurbain multipolarisé							0,10	0,08			0,11	0,09
Pôle emploi rural							0,19	0,14			0,10	0,09
Couronne pôle emploi rural							0,14	0,13			0,05	0,05
Rural profond							0,09	0,07			0,06	0,06

Source : Perval, OTIF, ORHA

Les différences entre médiane et moyenne sont également présentes sur les prix au mètre carré et sont au moins aussi importantes que sur les prix totaux.

Sauf dans la zone d'Aix-Marseille, les prix totaux des maisons sont un peu plus élevés dans le pôle urbain que dans le périurbain monopolarisé. Pour les terrains, la différence va dans le même sens mais est beaucoup plus importante : le pris moyen ou le prix médian d'un terrain est en général moitié plus élevé dans le pôle urbain. Pour les eux zones de Dijon et d'Aix-Marseille, pour lesquelles on dispose de données sur le périurbain multipolarisé et le rural, on constate une nouvelle dénivellation : dans ces zones, le coût total des transactions est sensiblement plus faible que dans le périurbain monopolarisé et, a fortiori, le pôle urbain.

Ces différences de prix total reflètent pour l'essentiel des différences de prix au mètre carré. Quelle que soit la zone, que ce soit pour les maisons ou pour les terrains, les prix au mètre carré sont nettement plus élevés dans le pôle urbain que dans le périurbain monopolarisé. Relativement, la différence est plus importante pour les terrains que pour les maisons.

Enfin, les prix totaux des transactions sont sensiblement plus élevés dans la zone de Lyon que dans les autres zones, sauf le périurbain monopolarisé d'Aix-Marseille. Cette hiérarchie est moins évidente quand on examine les prix au mètre carré. Ces derniers sont plus élevés pour les maisons de la zone de Marseille qu'à Lyon, et d'un niveau proche dans le pôle urbain dijonnais. La proximité des prix entre le pôle urbain dijonnais et le pôle urbain lyonnais se retrouve également pour les terrains ; par contre, dans le périurbain monopolarisé, Lyon reste nettement plus coûteux que Dijon.

1.6. LA REPARTITION DES ACHETEURS PAR PCS

On trouvera dans le tableau ci-dessous les répartitions respectives des acheteurs de maisons et de terrains par catégorie sociale (en pourcentage).

	Aix Marseille	Besançon	Brest	Dijon	Lyon	Nord- Pas-de- Calais
Maisons						
Agriculteurs	0,3	0,9	1,1	1,1	0,2	
Artisans, commerçants, chefs d'entreprises	7,3	7,1	6,3	5,8	7,7	
Cadres	24,3	20,9	19,4	20,2	26,5	
Professions intermédiaires	26,8	34,0	27,6	29,6	34,6	
Employés	18,3	17,6	24,7	21,3	12,3	
Ouvriers	9,9	13,5	13,4	15,4	13,5	
Retraités	10,2	5,0	7,0	6,2	4,7	
Autres	3,1	1,9	1,5	1,5	0,7	
Terrains						
Agriculteurs		0,3	1,3	0,9	0,5	0,6
Artisans, commerçants, chefs d'entreprises		8,5	6,6	7,2	8,5	6,9
Cadres		11,0	13,4	12,4	15,9	18,1
Professions intermédiaires		35,4	26,0	29,2	33,9	28,2
Employés		18,1	25,3	20,3	15,5	10,0
Ouvriers		22,9	20,3	27,0	22,6	15,4
Retraités		3,0	7,3	2,4	2,5	3,8
Autres		1,1	1,1	1,5	1,0	17,0

Source : Perval, OTIF, ORHA

Du côté des acheteurs de maisons, on constate des différences sensibles entre zones qui recoupent pour une large part ce qu'on sait des différences de structure sociale entre les aires urbaines correspondantes. Les cadres sont nettement surreprésentés dans les deux grandes métropoles d'Aix-Marseille et de Lyon. Les professions intermédiaires sont également nettement surreprésentés à Lyon ainsi qu'à Besançon. Les employés sont sur représentés à Brest et sous représentés à Lyon. Les ouvriers sont légèrement sur représentés à Dijon et nettement sous représentés à Aix-Marseille. Enfin, les retraités sont nettement sur représentés à Aix-Marseille.

Du côté des acheteurs de terrains, on notera que, dans toutes les zones étudiées, la proportion de cadres y est nettement plus faible que pour les acheteurs de maisons ; et qu'à l'opposé, la proportion d'ouvriers y est nettement plus élevée. On retrouve également des différences importantes entre zones géographiques, qui vont dans le même sens que pour les acheteurs de maisons. On retrouve une légère sur représentation des cadres à Lyon et dans le Nord-Pas-de-Calais et; une forte sur représentation des professions intermédiaires à Lyon et Besançon, des employés à Brest, des ouvriers à Dijon. Les retraités sont nettement sur représentés à Brest, ce qui était moins vrai dans le cas des maisons.

On trouvera ci-dessous les superficies médianes des lots achetés par les différentes catégories socio-professionnelles, en mètres carrés.

	Aix Marseille	Besançon	Brest	Dijon	Lyon	Nord- Pas-de- Calais
Maisons						
Agriculteurs	213	1102	517	742	987	
Artisans, commerçants, chefs d'entr.	500	981	702	739	998	
Cadres	513	1012	831	719	858	
Professions intermédiaires	412	902	624	648	748	
Employés	361	873	596	606	604	
Ouvriers	315	916	571	617	654	
Retraités	424	965	656	595	861	
Autres	352	975	691	635	482	
Terrains						
Agriculteurs		1025	863	1113	1155	1087
Artisans, commerçants, chefs d'entr.		1037	983	923	1014	1005
Cadres		1000	966	806	1033	892
Professions intermédiaires		1000	903	833	1000	856
Employés		998	774	828	1000	826
Ouvriers		1000	875	803	965	846
Retraités		975	737	769	1000	761
Autres		1006	1045	814	1051	855

Source : Perval, OTIF, ORHA

Pour les maisons, on retrouve en règle générale la hiérarchie des catégories socio-professionnelles : les lots achetés par les cadres et les artisans, commerçants et chefs d'entreprises sont un peu plus grands que ceux achetés par les professions intermédiaires, eux-mêmes un peu plus grands que ceux achetés par les employés et les ouvriers. Il est à noter que cette hiérarchie disparaît presque complètement pour les terrains : la superficie de ces dernier ne varie guère d'une catégorie à l'autre.

Nous allons maintenant nous intéresser aux prix. On trouvera ci-dessous les prix médians des lots achetés par les différentes catégories socio-professionnelles, en KF.

	Aix Marseille	Besançon	Brest	Dijon	Lyon	Nord- Pas-de- Calais
Maisons						
Agriculteurs	586,5	550,0	600,0	592,5	600,0	
Artisans, commerçants, chefs d'entreprises	850,0	862,7	750,0	750,0	1235,0	
Cadres	1080,0	1038,0	906,5	887,2	1285,6	
Professions intermédiaires	800,0	806,6	750,0	730,0	1082,3	
Employés	710,0	771,9	731,7	665,0	975,1	
Ouvriers	646,8	650,3	670,0	572,5	900,9	
Retraités	800,0	827,8	790,0	700,0	1210,0	
Autres	716,0	735,7	748,0	680,0	910,0	
Terrains						
Agriculteurs		87,3	115,0	125,0	280,0	127,1
Artisans, commerçants, chefs d'entr.		233,5	198,5	227,2	450,0	234,5
Cadres		265,0	230,0	290,1	500,0	256,9
Professions intermédiaires		221,1	190,0	219,5	425,0	187,5
Employés		194,3	175,4	190,0	400,1	151,5
Ouvriers		179,5	160,0	170,6	380,0	137,8
Retraités		231,5	190,0	243,8	432,0	188,5
Autres		270,0	154,7	193,7	411,0	165,8

Source : Perval, OTIF, ORHA

Sans surprise, on retrouve là aussi la hiérarchie sociale dans les prix : partout, de sont les cadres pour lesquels les prix médians sont les plus élevés, suivis des artisans, commerçants, chefs d'entreprises, puis par les professions intermédiaires, les employés et les ouvriers ; les agriculteurs fermant la marche. Les retraités se situent sensiblement au même niveau que les artisans, commerçants et chefs d'entreprises.

Les différences de prix total sont les conséquences à la fois des différences de superficie et des différences de prix au mètre carrés. Nous avons vu plus haut les différences de superficie. On trouvera ci-dessous les prix au mètre carré médians des lots achetés par les différentes catégories socio-professionnelles, en KF.

Pour les maisons, si l'on met à part les agriculteurs dont les transactions sont peu nombreuses et atypiques, on ne retrouve pas de différences systématiques dans les prix médians au mètre carré des maisons, et celles-ci ne semblent pas liés aux différences entre catégories sociales ; ainsi, si le prix médian au mètre carré est plus élevé pour les cadres à Aix-Marseille et à Dijon, ce n'est plus vrai à Brest et à Lyon (rappelons que, à Lyon, les données ne portent que sur des communes hors de la communauté urbaine de Lyon, ce qui induit sans doute une distorsion). Les différences de prix global sont alors essentiellement la conséquence de différences de superficie.

Du côté des terrains, les différences sont également faibles, mais la hiérarchie est mieux respectée : dans tous les cas, le prix médian au mètre carré des terrains achetés par les cadres et plus élevé que pour les autres catégories sociales, même si la différence peut être faible comme c'est le cas à Brest. Et, sauf à Lyon, les prix médians au mètre carré des lots achetés par les ouvriers sont sensiblement plus faibles (mis à part le cas, là encore atypique, des agriculteurs) Les différences entre les autres catégories sociales sont faibles

	Aix Marseille	Besançon	Brest	Dijon	Lyon	Nord- Pas-de- Calais
Maisons						
Agriculteurs	3,14	0,35	1,36	0,72	0,74	0,74
Artisans, commerçants, chefs d'entreprises	1,88	0,83	1,13	1,15	1,32	1,32
Cadres	2,09	0,95	1,15	1,36	1,63	1,63
Professions intermédiaires	2,02	0,94	1,21	1,21	1,57	1,57
Employés	2,05	0,87	1,25	1,21	1,66	1,66
Ouvriers	1,91	0,71	1,09	0,99	1,49	1,49
Retraités	2,04	0,86	1,14	1,33	1,45	1,45
Autres	1,92	0,88	1,06	1,22	1,60	1,60
Terrains						
Agriculteurs		0,07	0,15	0,15	0,31	0,31
Artisans, commerçants, chefs d'entreprises		0,20	0,21	0,24	0,42	0,42
Cadres		0,27	0,23	0,34	0,48	0,48
Professions intermédiaires		0,21	0,21	0,28	0,45	0,45
Employés		0,20	0,22	0,23	0,41	0,41
Ouvriers		0,16	0,17	0,19	0,41	0,41
Retraités		0,22	0,21	0,26	0,40	0,40
Autres		0,26	0,16	0,19	0,39	0,39

Source : Perval, OTIF, ORHA

L'EFFET SUR LES RESULTATS ECONOMIQUES DES IMAGES ET DU MODELE GEOGRAPHIQUE (DIJON, BESANÇON)

JEAN CAVAILHES, MOHAMED HILAL, PIERRE WAVRESKI

INTRODUCTION

Ce chapitre compare les résultats d'un travail antérieur réalisé sur la ceinture périurbaine de Dijon (Cavailhès *et al.*, 2006), qui modélise le paysage avec des pixels de 7 mètres, avec des résultats obtenus lorsque le pixel est de 25 mètres. Il s'agit de tester la possibilité de transfert, sans coût excessif, de la méthode géographico-économique à d'autres régions. Comme il est expliqué par ailleurs, la base européenne *Corine Land Cover* (CLC) est à maillage de 250 mètres, mais elle est compatible avec une résolution de 25 mètres, grâce au modèle géographique qui a été décrit précédemment. Cette base est gratuite, alors que les images à haute résolution sont encore chères ; de plus, ces dernières demandent des traitements coûteux pour être exploitées. Si des images avec une résolution de 25 mètres, obtenues à partir de CLC, permettent d'obtenir des résultats qui ne soient pas trop dégradés par rapport à ceux d'images à 7 mètres de résolution, la méthode pourrait être reproduite à d'autres régions avec un coût réduit. L'enjeu méthodologique de ce chapitre est donc de comparer les résultats économétriques sur le prix hédoniste des paysages obtenus selon la résolution de l'image et le modèle géographique retenu. Dans la partie descriptive de ces comparaisons, nous utilisons également une résolution de 30 mètres, obtenue par agrégation des images à 7 mètres.

D'autres questions de méthode sont également étudiées dans ce chapitre, avec le même objectif de connaître les effets sur les résultats économiques du modèle géographique retenu. Il s'agit de tester les conséquences d'une imprécision du choix du point de base et des conventions adoptées dans le modèle géographique quant à la hauteur des objets.

La suite de cette annexe est ainsi organisée. Dans la section 2 nous comparons les paysages vus selon la résolution (7, 25 ou parfois 30 m) dans la ceinture périurbaine de Dijon. La section 3 est consacrée aux résultats économiques obtenus avec des pixels de 7 et 25 m pour les maisons du périurbain dijonnais et pour les maisons et terrains à bâtir de la couronne périurbaine de Besançon. La section 4 compare les résultats de modèles géographiques différents (localisation du point de base, hauteur des objets) dans la région dijonnaise. Certains résultats sont reportés en appendices.

PAYSAGES VUS AVEC DES PIXELS DE 7 M ET 25 M

Les comparaisons faites dans cette section portent sur la vue offerte depuis les 2517 maisons de la ceinture périurbaine de Dijon.

LE CHAMP DE VISION

La Figure 1 montre l'exiguïté de la vue avec des pixels de 7m : depuis plus du quart des points de base (localisés sur un pixel occupé par une maison) on ne voit pas au-delà des 9 pixels environnants et depuis 53% d'entre eux le champ de vision est inférieur à 20% des 155 ares du cercle (31 pixels ou moins sont vus). Cette propriété est due à l'habitat groupé de cette région : les maisons sont très proches les unes des autres et elles constituent des masques qui bouchent la vue. En effet, le bâti occupe en moyenne 17% de la surface vue dans ce champ

des 70 premiers mètres. Or, avec la hauteur forfaitaire de 7 mètres qui a été attribuée à ce type d'usage du sol, le faîte d'une maison adjacente forme un angle de plus de 45° avec le sol, ce qui ne permet guère de voir au-delà.

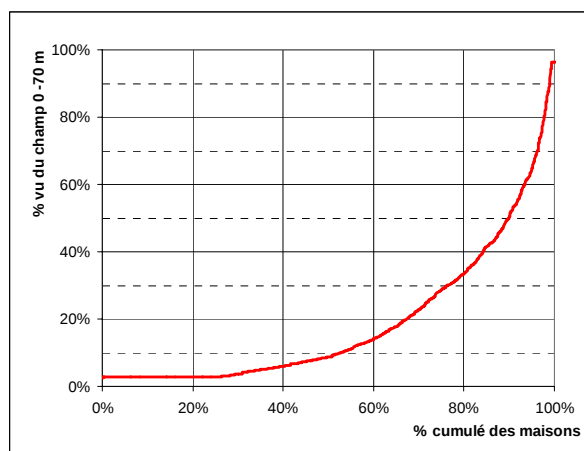


Figure 1. Fraction du champ 0 – 70 m vue avec des pixels de 7 mètres

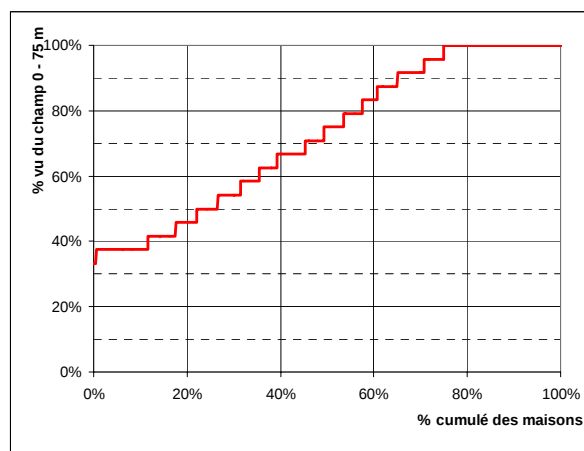


Figure 2. Fraction du champ 0 – 75 m vue avec des pixels de 25 mètres

La situation est très différente avec des pixels de 25 mètres (Figure 2) : c'est près de 40% du champ des 70 premiers mètres qui est vu, au minimum, le seuil des 60% étant dépassé dans près des deux tiers des cas. Le champ proche des maisons, tel qu'il est vu du sol avec des pixels de 25 mètres, se rapproche donc fortement de la vision d'en haut, i.e. de la présence d'objets indépendamment de la vue que peut en avoir un observateur. La corrélation entre la fraction du champ des 70 ou 75 premiers mètres qui sont vus selon que la résolution est de 7 ou 25 mètres est faible : le R^2 est de 8,3%.

Ces résultats ne sont pas dus à une perte de pixels bâtis dans la procédure d'agrégation. C'est ce que montrent les Figures 3 et 4, qui renseignent la composition des champs de vision de 0 à 70 (ou 75) mètres et de 0 à 140 (ou 150) mètres selon la taille des pixels (7 ou 25 mètres).

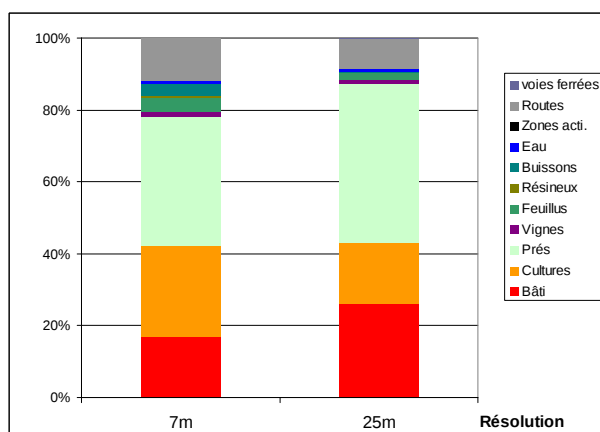


Figure 3. Composition du champ vu dans les 70 (75) premiers mètres

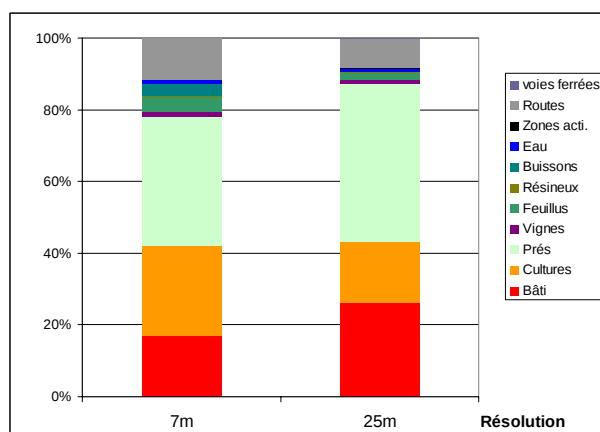


Figure 4. Composition du champ vu dans les 140 (150) premiers mètres

La part des pixels bâtis vus dans les 70 mètres qui entourent une maison est de 17% avec des pixels de 7 mètres et elle monte à 26% avec des pixels de 25 mètres. Dans un cercle de 140 (ou 150) mètres, 9,8% des pixels vus sont bâtis lorsque la résolution est de 7 mètres et 13% lorsqu'elle est de 25 mètres. Ce n'est donc pas la raréfaction de masques bâtis proches qui explique l'élargissement du champ de vision lorsque les résolutions sont moins fines.

L'explication est probablement d'ordre trigonométrique : une maison qui a une hauteur standard de 7 mètres et qui occupe un pixel voisin situé à 25 ou 30 mètres du point d'observation forme un angle plus fermé que celui de la même maison située à 7 mètres de l'observateur. Il est donc plus aisé de voir au-delà de son faite.

LES OBJETS VUS

Au-delà du champ de vision dans son ensemble, le nombre d'objets vus n'est pas identique selon la résolution. Le tableau 1 indique les corrélations entre le nombre de pixels vus selon les deux résolutions, 7 ou 25 mètres, pour chaque type d'attribut paysager ayant un paramètre significatif dans les estimations économétriques de prix hédonistes du document de travail Cavailhès *et al.* (2006).

Tableau 1. Corrélation entre le nombre de pixels vus avec résolution de 7m (x) et de 25m (y)

Attribut	Equation	R ²
Bâti vu < 70 m	$y = 3,1948 + 0,1302 x$	0,0391
- Dont polygones bâtis CLC	$y = 6,7178 + 0,0856 x$	0,0328
- Dont hors polygones bâtis CLC	$y = 0,0566 + 0,0449 x$	0,0244
Bâti soumis-vu < 70m	$y = -0,0975 - 0,0149 x$	0,0018
Arboré vu < 70 m	$y = 0,1583 + 0,00867 x$	0,1218
Agriculture 70-280 m	$y = 89,451 + 0,0991 x$	0,0891
Routes < 140 m	$y = 2,8698 + 0,0339 x$	0,1046

Le bâti présente une importance particulière, d'une part parce qu'il masque fortement la vue dans cette région d'habitat groupé et, d'autre part, parce que ces masques sont plus ou moins distants selon la taille des pixels. Comme le montre le Tableau 1 et les figures 5 et 6, la liaison est très mauvaise : le R² n'est que de 4% entre le nombre de pixels vus avec les résolutions de 7 et 25 mètres dans les 70 premiers mètres autour des points de base. Elle est encore plus mauvaise lorsqu'on s'intéresse à la relation entre vue active et passive à propos du bâti : le R² tombe à 0,002.

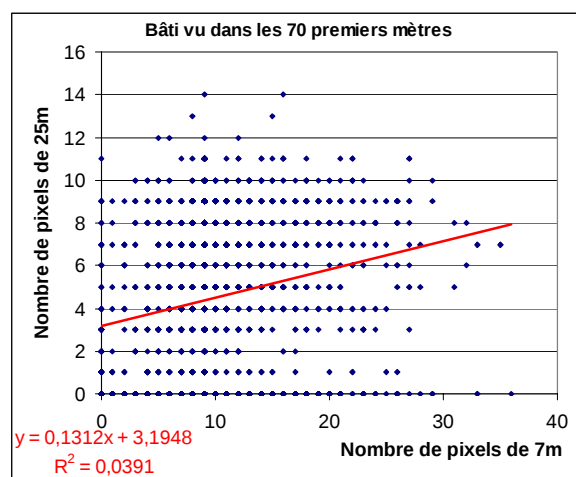


Figure 5. Nombre de pixels bâtis vus dans le champ 0 – 70 m selon la résolution des pixels

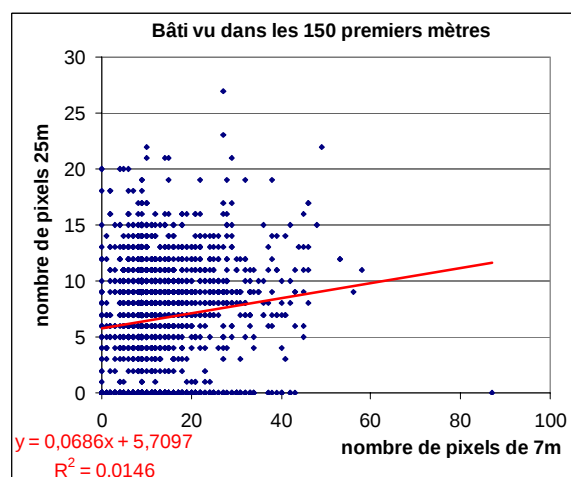


Figure 6. Nombre de pixels bâtis vus dans le champ 0 – 150 m selon la résolution des pixels

La distinction entre les points de base situés dans des polygones bâtis de *Corine Land Cover* (CLC) et hors de ces polygones pourrait changer le résultat relatif au nombre de pixels de bâti qui sont vus, compte tenu de la méthode utilisée par les géographes pour introduire de la variété dans ces polygones. Il n'en est rien : le Tableau 1 montre que la liaison n'est pas meilleure lorsque les deux champs sont distingués. Une des raisons pouvant expliquer ce résultat est la maille de 250 mètres de CLC : la méthode de « persillage » n'est utilisée que lorsque CLC classe un polygone comme bâti, alors que 35 % des communes de la zone d'étude sont trop petites pour comporter un tel polygone.

La liaison est un peu meilleure pour les formations arborées et l'agriculture, puisque les R^2 sont, respectivement, de 0,12 et 0,09. Ils restent, cependant, assez faibles. Les figures 3 et 4 montrent la part de ces deux types d'occupation dans les plans de vision. Dans les 70 premiers mètres autour des maisons, la part de l'agriculture vue est identique avec les pixels de 7 et de 25 mètres : elle occupe 62% du champ. Il en est de même pour les 150 premiers mètres : 73 et 76% des objets vus sont agricoles pour les deux résolutions. Les résultats sont un peu moins proches pour les couverts arborés, qui occupent un peu plus de 4% des deux champs 0-70 mètres et 0-140 mètres lorsque les pixels ont 7 mètres et seulement 2,2 à 2,5% lorsqu'ils ont 25 mètres. Il n'en reste pas moins que les ordres de grandeur sont les mêmes : les traitements géographiques des images n'ont pas dégradé la part moyenne de ces variables pour l'ensemble de l'aire d'étude, même si une déformation considérable peut se produire pour la vue offerte depuis une maison particulière.

CONCLUSION

Le résultat principal qui se dégage de ces examens est que CLC est une base de données qui permet de reconstituer des champs de vision qui sont très éloignés de ceux obtenus avec des images satellites précises. Deux différences importantes apparaissent : d'une part, le champ de vision obtenu par CLC est beaucoup plus large (plus proche d'une vision d'en haut que d'une vision depuis le sol) et, d'autre part, il est très différent de celui d'images précises : pour les 2517 maisons de la zone d'étude, la corrélation entre les variables issues des deux sources est très faible.

LE PRIX HEDONISTE DES ATTRIBUTS PAYSAGERS SELON LA RESOLUTION

La comparaison des deux résolutions, 7 et 25 mètres, est faite, tout d'abord, pour les maisons de la zone d'étude dijonnaise, puis pour l'aire urbaine de Besançon ; dans cette dernière, il est possible de distinguer les maisons et les terrains à bâtir.

Le modèle à effet fixe est utilisé avec la méthode instrumentale. Le logarithme du prix est la variable expliquée. Les variables non paysagères utilisées dans ces régressions sont celles du document de travail Cavailhès *et al.* (2006), avec quelques améliorations mineures : ajout de quelques attributs du bien (piscine, garage), de la transaction (vendeur occupant le logement au moment de la transaction, négociation par une agence immobilière) et de la localisation (distance entre le logement et, d'une part, la mairie de la commune et, d'autre part, le lieu de résidence de l'acquéreur). La distance entre la maison et la mairie est la variable la plus importante parmi ces quelques adjonctions : elle permet de mieux contrôler des effets de proximité par la possibilité d'un gradient de valeurs foncières décroissantes lorsqu'on s'éloigne du centre du village (qui correspond généralement à la mairie).

Les variables paysagères découlent aussi du document de travail de Cavailhès *et al.* (2006), avec quelques modifications : nous avons cherché à réduire les corrélations entre variables explicatives en regroupant des modalités fortement liées (cf. Section 3.1.3 et Appendice 2).

Nous n'avons retenu que les communes comportant au moins 5 observations.

LA CEINTURE PERIURBAINE DE DIJON

Le tableau 2 donne les résultats obtenus pour les 2384 maisons de l'échantillon. Les paramètres s'appliquent à une unité pour chaque variable explicative. Pour les variables paysagères, il s'agit de l'effet sur le logarithme du prix de la variation d'un pixel (dont la taille dépend évidemment de la résolution et de la distance du point de base). Nous commentons tout d'abord les résultats globaux du modèle, puis les paramètres et les prix hédonistes obtenus pour les attributs non paysagers, et enfin ceux de ces derniers. Les paramètres des variables indicatrices de communes ne sont pas reportés dans le tableau 2, car ils ne présentent pas d'intérêt pour cette étude.

Statistiques globales

Le test de Hausman montre que la surface habitable est endogène : le t de Student (équation augmentée) est de $-8,4$ avec des pixels de 7 m et de $-8,3$ avec ceux de 25 m. Cela résulte d'une simultanéité dans la décision de l'acquéreur, qui choisit en même temps le prix (variable expliquée) et la superficie habitable (variable explicative). Il faut donc appliquer la méthode instrumentale⁵. Les instruments retenus sont des caractéristiques de l'acquéreur, du vendeur et de la transaction présentes dans la base de données. Le test de Sargan permet de vérifier que ces instruments sont acceptés comme exogènes du point de vue statistique (quelques-uns d'entre eux ont été rejetés) : la statistique est de 0,99 (une valeur $\geq 0,10$ est généralement considérée comme satisfaisante). L'estimation, faite par les doubles moindres carrés, conduit, selon la résolution, à un R^2 de 0,69 ou 0,70 (R^2 ajusté : 0,66 ou 0,67). Enfin, un indice de Moran est calculé pour les observations séparées de moins de 200 m (sans pondération), qui n'est significatif qu'au seuil de 35 % : il n'y a donc pas de corrélation spatiale des résidus⁶.

Caractéristiques du bien et de la transaction

Les résultats relatifs aux caractéristiques du bien et de la transaction sont presque identiques dans les modèles avec résolution de 7 et de 25 mètres, ce qui permet de les commenter globalement. La surface habitable, qui est en moyenne de 111 mètres carré (la médiane est de 100 mètres carré), a un prix hédoniste de 1500 euros par mètre carré supplémentaire, soit 1,5% du prix d'une maison, valeur voisine de celles obtenues par ailleurs pour la France (Cavailhès, 2005 ; Gravel *et al.*, 2001 ; Kazmierczak-Cousin, 1999 ; Marchand et Skhiri, 1995). L'élasticité du prix des maisons à leur surface habitable est élevée, puisqu'elle atteint 1,5. Il est probable que cette valeur surestime l'élasticité réelle. En effet, certains attributs de qualité ou de confort sont absents de la base de données ; leur effet sur le prix est capté par la surface habitable à laquelle ils sont corrélés, ce qui conduit à une surestimation de son élasticité prix.

Un mètre carré de terrain vaut en moyenne 10 à 12 €. Le prix d'une terre à usage agricole dans la ceinture périurbaine de Dijon est de 0,28 €/m² et de 0,95 € lorsque cette terre est vendue pour une destination urbaine (Cavailhès et Wavresky, 2003). La différence provient en partie de coûts techniques (viabilisation) et économiques (frais de transaction), mais elle montre également l'ampleur des plus-values réalisées par le propriétaire foncier et les opérateurs de l'urbanisation.

⁵ L'annexe 1 indique les résultats obtenus par les moindres carrés ordinaires. Elle montre que pour les paramètres paysagers les résultats sont voisins, mais un peu meilleurs avec la méthode instrumentale.

⁶ Rappelons qu'il ne peut pas y avoir de corrélation entre les résidus moyens de communes adjacentes, du fait du choix d'un modèle à effet fixe. Le test de nullité de l'indice de Moran indique qu'il n'y a pas non plus de corrélations entre observations voisines d'une même commune.

Tableau 2. Résultats : ceinture périurbaine de Dijon

Variable	(1)		(2)		(3)	(4)
	pixels 7 m		pixels 25 m		pixels 7 m	pixels 25 m
	Paramètre ⁽¹⁾	T	Paramètre ⁽¹⁾	T	Prix hédoniste € / unité ⁽²⁾	
Intercept	6,8183	14,8	6,8884	15,2		
Surface habitable (m²)	1,5207	14,2	1,5002	14,4	1500	1480
(surface habitable)/ (surf. terrain)	0,0106	9,7	0,0131	9,6	10,4	12,9
Surface des pièces (m²)	-0,0208	-4,1	-0,0218	-4,3	-20,5	-21,5
Surface des pièces carré (m²)	0,0001	1,6	0,0002	2,0		
Nombre de niveaux	-0,1566	-7,4	-0,1535	-7,4	-15866	-15580
Densité salles de bain (prix de la 2ème)	21,5808	7,1	20,8580	7,1	23444	22583
Combles	0,0892	3,3	0,0789	2,9	10210	8982
Sous-sol	0,0378	2,8	0,0385	2,9	4220	4294
Piscine	0,0499	1,5	0,0542	1,6		
garage	0,0046	0,5	0,0053	0,6		
Construction avant 1850	-0,0773	-2,9	-0,0785	-3,0	-8146	-8264
Construction 1850 à 1916	-0,0471	-2,0	-0,0447	-1,9	-5038	-4788
Construction 1917 à 1949	-0,0461	-1,7	-0,0533	-2,0	-4929	-5676
Construction 1950 à 1969	Référence					
Construction 1970 à 1980	-0,0048	-0,2	-0,0030	-0,1		
Construction 1981 à 1991	0,0404	1,8	0,0402	1,8		
Construction 1992 à 2004	0,0058	0,2	-0,0029	-0,1		
Revente maisons moins de 5 ans	-0,0481	-1,3	-0,0516	-1,4		
Transaction : 1995	-0,2682	-8,0	-0,2666	-8,0	-25753	-25619
Transaction : 1996	-0,1964	-6,4	-0,1990	-6,5	-19516	-19749
Transaction : 1997	-0,1961	-6,9	-0,1988	-7,1	-19495	-19731
Transaction : 1998	-0,1625	-5,9	-0,1690	-6,2	-16419	-17024
Transaction : 1999	-0,1235	-4,6	-0,1289	-4,8	-12716	-13235
Transaction : 2000	-0,0406	-1,5	-0,0428	-1,6		
Transaction : 2001	0,0178	0,7	0,0142	0,5		
Transaction : 2002	Référence					
vendeur occupant	0,0373	2,8	0,0378	2,9	4158	4214
Acquéreur déjà occupant	-0,1748	-4,6	-0,1754	-4,6	-17556	-17607
Négociation particulier à particulier	-0,0240	-1,5	-0,0252	-1,6		
Négociation par professionnel	0,0178	1,3	0,0171	1,3		
Négociation par notaire	Référence					
Mutation précédente : succession	-0,0384	-2,3	-0,0602	-2,3	-4121	-6393
Mutation précédente : partage	-0,0587	-2,2	-0,0368	-2,2	-6240	-3956
Mutation précédente : gré à gré	Référence					
Moins de 200 m voie principale	-0,0811	-2,9	-0,0746	-2,7	-8525	-7873
PLU : zones UC - UD	-0,0302	-2,1	-0,0229	-1,5	-3253	
PLU : mixte résidentiel - activités	-0,0656	-2,1	-0,0576	-1,9	-6949	-6128
agriculture vue 0-280m* zoneU du PLU	-0,0001	-1,7	-0,0003	-0,9	-6,57	
Distance bien - mairie (m)	0,0000	-2,6	0,0000	-2,4	-4,38	-4,38
Distance bien - résidence acquéreur (ln m)	0,0000	-0,2	0,0000	-0,1		
Champ :	Paramètre⁽³⁾	T	Paramètre⁽³⁾	T	Prix hédoniste €/écart-type⁽²⁾	
Arboré	0-70m	0,0051	2,6	0,7441	0,9	2699
Arboré * surface terrain	0-70m	-0,0004	-3,5	-0,1510	-3,9	-594
Arboré	70-280m	-0,0007	-1,3	-0,7620	-1,6	-5020
Arboré	0,28-40km	-0,0003	-0,8	-0,0110	-0,1	
Agriculture	0-280m	0,0001	3,5	0,1378	3,0	4809
Agriculture * (surface terrain)	0-280m	0,0000	-4,9	-0,0110	-5,5	-35805
Agriculture	0,28-40km	0,0000	-0,3			
Bâti : vue passive - vue active	0-70m	-0,0120	-2,1	-0,8710	-0,6	-1262
Bâti	70-140m	-0,0006	-0,9	0,3196	0,8	
Bâti	140-280m	-0,0008	-0,3	0,3443	0,6	
Routes et voies ferrées	0-280m	-0,0003	-1,9	-0,1690	-0,7	-1289
Routes et voies ferrées	280-1200m	0,0041	1,1	0,3696	0,6	
R²		0,693		0,697		
R² ajusté		0,663		0,667		
Test de Sargan		0,99		0,99		
Test de Hausman : surface habitable (T)		-8,40		-8,3		
Test indice de Moran (significativité)		0,35				

(1) Significativité : **gras = 1%**, *Gras ital.* : = 5%

normal = 10% petits caract : non significatif

(2) Variables significatives à 10%, prix au point moyen

(3) Pour 100 pixels.

Le prix hédoniste d'une salle de bain est d'environ 23000 €, ce qui est au-dessus des estimations d'autres travaux (Cavaillès, 2005 ; Marchand et Skhiri, 1995)³. La valeur de la présence de combles est de 9000 à 10000 € (8 à 9 % du prix d'une maison), celle d'un sous-sol de 4200 € (3,8% du prix), alors que la présence d'un étage fait chuter le prix de près de 16000 € (– 15 % du prix). Le prix de la taille des pièces suit une courbe en cloche.

La date de construction a un effet sensible sur le prix, sauf pour les constructions les plus récentes. La décote est d'environ 8% pour les maisons construites avant 1850 et de 4 à 5% pour celles construites avant la seconde guerre mondiale (la référence étant la période 1950 à 1969). Par contre, les maisons les plus récentes valent à peu près le même prix que celles qui datent des années 1950 ou 1960. C'est un résultat qui détonne par rapport à d'autres travaux, mais qui n'a pas surpris les opérateurs du marché que nous avons consultés (notaires, services fiscaux).

Les ventes négociées entre particuliers valent à peine moins cher que celles opérées par des notaires, bien que les frais soient plus faibles. Lorsque la vente fait suite à une succession ou un partage le prix est minoré de 4 à 6%, ce qui est probablement dû à un pouvoir de négociation affaibli lorsqu'il y a plusieurs vendeurs. Lorsque l'acquéreur occupe déjà le bien, il le paye moins cher (– 17,5%), ce qui s'explique probablement aussi par le rapport de force entre les échangistes. A l'inverse, un bien où un ménage est en place lorsqu'il est visité par l'acquéreur vaut 3,7% de plus que lorsqu'il est vacant.

Les attributs de la localisation jouent un rôle important. Tout d'abord, les maisons situées à moins de 200 mètres d'une autoroute ou d'une route à grande circulation valent environ 8000 € de moins que la moyenne. Ensuite, la distance par rapport au centre du village joue un rôle négatif sur le prix, qui est capté par deux variables : la situation dans des zones UC ou UD des POS, qui sont les zones urbaines périphériques (– 3% dans le modèle avec des pixels de 7 mètres) et la distance entre le bien et la mairie de la commune (gradient de – 4 € par mètres d'éloignement).

L'appartenance à une zone mixte du Plan d'occupation des sols (POS), c'est-à-dire destinée à la fois à l'habitat et à des activités économiques, se traduit par une moins-value de 6000 à 7000 € (environ 6% du prix). Si l'on avait retenu la variable d'un classement en zone à habitat individuel le résultat aurait été voisin, mais de signe opposé. Ce résultat est conforme à la littérature, qui montre que les zonages fonciers ont pour objectif de répartir les usages des sols en groupes homogènes, afin de réduire les externalités négatives (McDonald et McMillen, 1998).

D'autres variables de localisation ont des paramètres qui ne sont pas statistiquement différents de zéro : (i) le rayonnement global, probablement difficile à évaluer par des non spécialistes ; (ii) l'encaissement (altitude relative de la maison par rapport à l'altitude moyenne des surfaces vues), alors que certains paysagistes disent que les positions dominantes sont valorisées ; (iii) l'orientation Sud de la parcelle (lorsqu'elle est en pente) ; (iv) la pente de la parcelle ; (v) la localisation en zone classée inondable, peut-être parce que les ménages ignorent cette caractéristique au moment de l'achat (ou du fait d'imperfections de ce zonage ?) ; (vi) la distance à certains objets ponctuels, comme les sites industriels à risque (classés 'Seveso' dans la réglementation française), les carrières, l'incinérateur (peut-être parce que les ménages n'ont pas conscience du risque faute d'informations suffisantes).

³ Le nombre de WC n'étant pas renseigné dans la base de données, le prix d'une salle de bain supplémentaire capte probablement celui d'un second WC, qui va généralement de paire.

Choix des variables paysagères

Deux problèmes de spécification peuvent affecter les paramètres estimés des variables paysagères, qui sont celles qui nous intéressent tout particulièrement. Le premier concerne les variables omises (faute d'être renseignées dans la base de données) qui sont susceptibles d'être corrélées aux variables d'intérêt. Le choix du modèle à effet fixe, qui permet de contrôler toutes les caractéristiques partagées par les observations d'une même commune (donc tous les effets intercommunaux) et la non significativité de l'indice de Moran pour les observations proches (séparées de moins de 200 mètres) permettent de réduire l'importance de ce premier problème.

Le second concerne les corrélations entre variables paysagères explicatives du prix. Ces corrélations sont assez fortes (cf. Appendice 2). La raison en est facile à comprendre : par exemple, le fait de voir un grand nombre de pixels d'objets plats, comme l'agriculture, dans un plan de vision proche ouvre la vue de perspectives plus lointaines, qui ont des chances d'être également occupées par des usages agricoles. Inversement, une vue bouchée par des maisons ou des arbres rapprochés ne permet pas de voir au-delà de quelques dizaines de mètres, ces objets hauts étant donc liés à une non vue de plans moyens ou lointains.

Nous avons, tout d'abord, opéré quelques regroupements, soit pour ce qui concerne les types d'occupation des sols, soit pour les plans de vision. La catégorie de référence est constituée principalement par les pixels non vus. Une catégorie « sols arborés » a été créée en agrégeant les feuillus et les résineux (peu nombreux dans la région et dont le paramètre est voisin de celui des essences à feuilles caduques). Les cultures et les prés ont été additionnés et les quelques pixels de vignoble ont également été ajoutés à cette catégorie, pour constituer l'ensemble « agriculture ». Cet agrégat peut sembler hétérogène, puisque les terres labourables et les prairies permanentes peuvent avoir des valeurs paysagères différentes. Mais il s'impose car ces deux occupations sont difficiles à discerner à partir des images satellites : une repousse estivale sur un chaume ressemble à une prairie, de même que certains légumes de plein champ, etc. Enfin, les quelques pixels de voies ferrées ont été ajoutés à ceux de routes pour constituer les réseaux de transport terrestre.

De plus, des plans de vision adjacents ont été fusionnés pour certains types d'occupation ayant des paramètres voisins et fortement corrélés. L'appendice 2 permet de comprendre la logique de ces regroupements. Ils aboutissent à individualiser les pixels arborés vus à moins de 70 mètres, à regrouper ceux vus entre 70 et 280 mètres et ceux qui sont vus au-delà de cette distance. Pour l'agriculture et les réseaux de transport, ce sont les pixels vus à moins et à plus de 280 mètres qui constituent les deux ensembles retenus. Enfin, pour le bâti nous avons utilisé une variable de différence entre le nombre de pixels d'où le point de base est vu et celui de pixels bâtis qui sont vus, pour le champ des 70 premiers mètres. Les pixels bâtis au-delà de ce premier champ sont introduits dans l'équation sans modification, ceux au-delà de 280 mètres, peu nombreux, étant ignorés. Les pixels vus au-delà de l'horizon où ils sont significatifs ont été introduits, pour vérifier qu'ils ne l'étaient plus.

Enfin, nous avons été amenés à éliminer de la liste des variables explicatives le nombre de pixels présents mais non vus. Comme le montre l'Appendice 2, les pixels vus et non vus sont, en effet, fortement corrélés dans certains cas (exemple : les couverts arborés). Un palliatif aurait pu être de comparer les résultats en utilisant, d'une part, le nombre de pixels vus d'en bas et, d'autre part, celui de pixels vus d'en haut. Mais, comme le montre l'Appendice 2, les corrélations sont plus fortes entre les variables paysagères vues d'en haut qu'entre celles vues d'en bas. C'est pourquoi nous n'avons retenu, dans le Tableau 2, que la vue d'en dedans.

Des variables d'interaction ont été introduites entre la taille du lot résidentiel et, d'une part, le nombre de pixels arborés vus à moins de 70 mètres et, d'autre part, le nombre de pixels

d'agriculture vue à moins de 280 mètres. En effet, le lot résidentiel procure des biens « verts » (verdure proprement dite, calme, protection contre le bruit, les odeurs, etc.) qui sont privativement produits par le ménage et qui sont substituables à des biens « verts » comparables, mais ayant le statut de biens publics lorsqu'ils appartiennent au voisinage (arbres à moins de 70 mètres, agriculture à moins de 280 mètres).

Notons enfin que les estimations sont faites uniquement pour la ceinture périurbaine de Dijon, i.e. la couronne périurbaine (au sens Insee) et quelques communes de l'espace à dominante rurale qui l'entourent. Les paramètres estimés pour les variables paysagères sont tous non significatifs dans le pôle urbain qui, de ce fait, n'a pas été retenu dans les résultats présentés⁷.

Résultats des variables paysagères

Pixels de 7 mètres. Les résultats obtenus avec des pixels de 7 mètres sont voisins de ceux de Cavailhès *et al.* (2006).

Au point moyen, un pixel arboré (soit 49 m²) fait augmenter le prix des maisons de 0,005%, ce qui est peu (1140 € pour 100 m²), mais néanmoins significatif au seuil de 1%. Pour une variation d'un écart-type, le prix de la maison augmente de 2700 € (+ 2,5%). L'interaction entre cette variable et la surface du lot résidentiel est significativement négative : les ménages acceptent d'habiter sur des lots plus exigus lorsqu'ils voient davantage d'arbres autour de leur maison. C'est ainsi que, au point moyen, la vue d'un pixel arboré supplémentaire à moins de 70 mètres équivaut à une réduction d'environ 4 m² de la surface du jardin.

Les formations arborées et les forêts vues au-delà des 70 premiers mètres n'ont pas de prix hédoniste significatif.

L'agriculture vue à moins de 280 mètres a également un prix positif, qui est très faible rapporté à une unité (0,000115, soit 25,7 € pour 100 m²), mais il faut tenir compte de ce que les quantités vues sont plus importantes que pour les sols arborés : pour une variation d'un écart-type, le prix hédoniste est de 4800 € au point moyen, soit 4,4% du prix d'une maison. Il ressort de la comparaison avec les formations arborées que le prix hédoniste des surfaces agricoles est positif à des distances un peu plus lointaines que celui des arbres, quoiqu'elles restent circonscrites dans un rayon de deux ou trois centaines de mètres : l'agriculture vue au-delà de 280 mètres n'a pas d'effet sur le prix des maisons.

Une interaction entre l'agriculture et la localisation dans une zone U du POS est significativement négative : le prix hédoniste pour un écart-type d'agriculture supplémentaire est de 2500 € plus faible, tombant ainsi à 2300 €. Ce résultat semble indiquer que les ménages achetant une maison dans cette région anticipent que l'aménité apportée par la vue de champs risque d'être moins pérenne dans les zones réservées pour l'urbanisation future, ce qui les conduit à la payer un prix inférieur. Si le taux d'actualisation est de 4%, une réduction de la valeur de l'aménité agricole de 4800 à 2300 € correspond à une anticipation de conversion des terres agricoles à des usages urbains 16,5 ans après l'acquisition de la maison. Bien entendu, ce résultat doit être pris comme un ordre de grandeur. Il est plus approprié de prendre une fourchette. Il s'agit, en faisant preuve de cette prudence, d'une indication intéressante sur les anticipations des ménages : dans les zones dédiées à une urbanisation future, il semble qu'ils considèrent que c'est dans 15 à 25 ans qu'une conversion à des usages urbains pourrait intervenir.

⁷ Cela ne signifie pas nécessairement que les paysages ne comptent pas dans le pôle urbain : nos variables paysagères sont surtout pertinentes pour la ceinture périurbaine où les occupations du sol « vertes » sont dominantes. Il est possible que d'autres variables, que nous ne prenons pas en considération ici, jouent un rôle important dans le pôle urbain, où l'environnement est plus bâti et les sols plus artificialisés.

Il est intéressant de noter que la même interaction entre le zonage foncier communal et les sols arborés n'est pas significative : tout se passe comme si l'aménité forestière n'était pas affectée par la localisation dans le POS. Ce résultat est cohérent avec le constat que l'urbanisation se fait surtout sur des terres agricoles (ou d'anciennes terres cultivées après une phase d'enfrichement) et plus rarement sur des terrains boisés, qui sont en quelque sorte « sanctuarisés » dans les zonages fonciers.

Le tableau 2 montre que la différence entre le bâti depuis lequel on est soumis à la vue et le bâti vu a un effet significativement négatif sur le prix des maisons : pour une différence de un pixel de plus, le prix diminue de 1,2%, soit un prix hédoniste de – 1260 € pour une variation d'un écart-type. On vérifie également que le nombre de pixels bâtis vus à moins de 70 mètres a un prix hédoniste positif, alors que le prix d'être vu depuis un are de bâti situé dans le même cercle de distance est significativement négatif. C'est le prix du désagrément de voir troublée l'intimité familiale lorsqu'on peut être vu dans son jardin.

Au-delà de 70 mètres, les pixels bâtis ont un prix hédoniste non différent de zéro au seuil de 10% quelle que soit la modalité de la variable (vue, soumission, différence entre soumission et vue).

Un are supplémentaire de route ou de voie ferrée vu à moins de 280 mètres fait baisser le prix d'une maison de 55 €, soit 1300 € environ pour un écart-type de plus. Au-delà de cette distance, l'effet n'est pas significatif.

Pour tous les types d'objets que nous avons examinés, la vue au-delà de quelques centaines de mètres, voire quelques dizaines pour les sols arborés, n'a pas de prix hédoniste significatif. Tout se passe comme si les ménages étaient myopes. Cette indifférence à la vue d'espaces situés au-delà de quelques dizaines de mètres, en particulier à des vues dégagées offrant des plans lointains, est un résultat contre intuitif. Il s'explique par les caractéristiques de la zone d'étude. Dans la région dijonnaise, les horizons lointains, lorsqu'ils sont vus, ne sont pas constitués d'objets remarquables (édifices emblématiques, mer, etc.) ou de lignes de crête se détachant sur l'horizon (montagnes enneigées, etc.) ; au contraire, ils ont des couleurs bleuâtres ou grisâtres qui les rendent peu discernables du ciel.

Pixels de 25 mètres. Les paramètres ne sont pas directement comparables aux résultats précédents, puisque les pixels n'ont pas la même taille : 625 m² contre 49 m² dans les 280 premiers mètres. De plus, les pixels de 25m ont été pondérés selon leur distance⁸, contrairement à ceux de 7m qui sont utilisés sans pondération. Nous analysons, tout d'abord, leur significativité en comparant les *t* de Student, qui indiquent à quel seuil ils sont significativement différents de zéro.

Il ressort du Tableau 2 que seule l'agriculture vue à moins de 280 mètres (et son interaction avec la surface du terrain) reste significative avec une résolution de 25 mètres. Son prix hédoniste pour un écart-type supplémentaire est voisin de celui obtenu précédemment : 5900 €. Il est probable que ceci tient au fait que les taches d'agriculture sont suffisamment grandes pour être bien identifiées quelle que soit la résolution. Les autres types d'occupation du sol constituent plus rarement de vastes étendues homogènes (sauf les forêts, mais elles sont généralement situées assez loin du bâti villageois) et c'est peut-être une des raisons pour lesquelles ils ont perdu leur significativité. En particulier, la différence entre les pixels bâtis vus et ceux d'où un observateur est soumis à la vue est non significative, ce qui n'est pas surprenant compte tenu du persillage effectué pour constituer cette variable. Les routes et

⁸ Poids de 1 pour la couronne 0-70m, de 1/2,7 pour 70-140m, 1/5,3 pour 140-280m, 1/17,7 pour 280-1200m, 1/14,2 pour 1,2-6km et 1/13,5 pour les pixels situés au-delà de 6 km.

voies ferrées ont également perdu leur significativité, ce qui peut paraître plus étonnant puisqu'il s'agit de variables constituées à partir de la *BD-carto* tant pour les images à 7 mètres de résolution que pour celles à 25 mètres. Cependant, afin de ne pas accroître artificiellement la superficie des routes, en leur donnant une largeur de 25 mètres, seul un pixel sur trois a été conservé en tant que route pour l'analyse économétrique. Il est possible que ce traitement soit la source du mauvais résultat obtenu.

Il est également possible que le persillage des polygones bâtis de CLC soit à l'origine de cette perte de significativité, compte tenu de l'importance du bâti (c'est le type d'objet le plus fréquent à proximité des maisons et il joue un rôle important d'obstruction visuelle). Pour le vérifier, nous avons divisé les observations en deux groupes, selon qu'elles étaient localisées dans un polygone identifié comme bâti dans CLS ou hors polygone (il peut s'agir, dans ce cas, de maisons isolées ou situées dans des hameaux ou villages trop petits pour être identifiés compte tenu de la maille de 250 m de CLC). Le Tableau 3 présente les résultats pour ces deux groupes, les variables relatives au bien et à sa localisation étant les mêmes que dans le Tableau 2 (elles n'ont pas été reproduites car les paramètres sont pratiquement les mêmes que ceux du Tableau 2).

Tableau 3. Variables paysagères selon que les maisons sont dans ou hors polygones bâtis de CLC

		pixels 25 m Paramètre ⁽¹⁾	T	pixels 25 m Prix hédoniste €/écart-type ⁽²⁾
Dans bâti CLC		champ		
Arboré	0-70m	-0,0002	0,0	-81
Arboré * surface terrain	0-70m	-0,00085	-2,0	
Arboré	70-280m	0,002526	0,4	
Arboré	0,28-40km	-0,00141	-0,7	
Agriculture	0-280m	0,0016	1,7	2287
Agriculture * (surface terrain)	0-280m	-0,00015	-2,3	-3021
Agriculture	0,28-40km			
Bâti : vue passive - vue active	0-70m	-0,01085	-0,7	
Bâti	70-140m	0,004348	0,7	
Bâti	140-280m	0,009163	0,9	
Routes et voies ferrées	0-280m	-0,00035	-0,1	
Routes et voies ferrées	280-1200m	0,008701	0,7	
Hors bâti CLC				
Arboré	0-70m	0,033672	2,0	1806
Arboré * surface terrain	0-70m	-0,00318	-4,9	-4946
Arboré	70-280m	-0,01447	-2,3	-2877
Arboré	0,28-40km	0,00035	0,3	
Agriculture	0-280m	0,001608	3,2	6541
Agriculture * (surface terrain)	0-280m	-0,00011	-5,7	-7589
Agriculture	0,28-40km			
Bâti : vue passive - vue active	0-70m	0,005377	0,1	
Bâti	70-140m	0,001789	0,4	
Bâti	140-280m	0,001694	0,3	
Routes et voies ferrées	0-280m	-0,0023	-0,7	
Routes et voies ferrées	280-1200m	0,001621	0,2	

⁽¹⁾ Significativité : **gras** = 1%, **Gras ital.** := 5% normal = 10% petits caract. : non signif.

⁽²⁾ Variables significatives à 10%, prix au point moy ⁽³⁾ Pour 100 pixels.

On observe que les résultats sont nettement plus significatifs hors du bâti de CLC qu'à l'intérieur de celui-ci pour l'agriculture et les sols arborés. La différence est particulièrement importante pour ces derniers, qui ne sont pas significatifs dans le bâti de CLC, alors qu'ils le

sont au seuil de 5% hors bâti de CLC (cependant, le signe négatif des sols arborés entre 70 et 280 mètres peut être l'indice d'une surestimation du paramètre pour les mêmes sols à moins de 70 mètres, compte tenu de la corrélation entre les deux variables). Cette différence des résultats dans et hors bâti de CLC n'est pas surprenante eu égard à la méthode de « persilage » qu'il a fallu utiliser pour définir les types d'occupation du sol dans ces périmètres bâtis. De plus, cette technique ne permet pas de conserver la subtilité de la relation entre vue active et passive. C'est également une confirmation de l'importance de la précision dans la mesure des paysages qui est nécessaire pour obtenir des résultats économétriquement significatifs. Les paramètres relatifs au bâti et aux réseaux de transport ne sont pas meilleurs dans et hors du bâti au sens de CLC.

Conclusion

La perte de résolution lorsque les paysages sont modélisés avec des pixels de 25 mètres au lieu de 7 mètres se traduit par une perte importante de résultats économétriques. On peut penser que cette dégradation provient de trois sources :

- la perte de résolution elle-même, qui fait disparaître des objets lorsqu'ils sont trop petits en les fondant dans des objets plus grands,
- l'enrichissement des polygones bâtis de CLC, qui se traduit par des erreurs de localisation des bâtiments, ce qui dégrade les résultats de ce type d'objet (différence soumission – vue active) et modifie le champ de vision dans son ensemble,
- les liaisons statistiques entre variables paysagères, qui sont plus importantes car la vue d'en bas avec des pixels de 25 mètres élargit le champ de vision, ce qui la rapproche de la vue d'en haut (cf. Appendice 2).

Le résultat est que seule l'agriculture est significative avec une résolution de 25 mètres, avec un prix hédoniste pour un écart-type positif, comparable à celui obtenu avec des pixels de 7 mètres. Les sols arborés sont également significatifs avec des pixels de 25 mètres, mais seulement hors des polygones bâtis de CLC.

REGION DE BESANÇON

Nous examinons tout d'abord les résultats obtenus pour les maisons. Les terrains à bâtir sont également être étudiés dans la région bisontine, contrairement à Dijon où se posait un problème de décalage entre la date de la transaction et la date de passage du satellite. Comme pour la région de Dijon, les paramètres estiment l'effet sur le logarithme du prix de la variation d'une unité de chacune des variables explicatives (soit un pixel pour les variables paysagères). Les paramètres obtenus pour les variables indicatrices de communes ne sont pas reportés dans les tableaux de résultats. Les estimations ont été faites uniquement pour la couronne périurbaine (le pôle urbain comporte seulement 189 observations et les paramètres estimés ne sont pas significatifs). Les communes avec moins de 5 observations ont été exclues.

Les résultats globaux du modèle sont d'abord présentés (Section 3.2.1), puis ceux qui concernent les attributs non paysagers (Section 3.2.2) et ceux de ces derniers (Section 3.2.3). Les résultats des terrains à bâtir sont étudiés dans la Section 3.2.4.

Maisons : statistiques globales

Le Tableau 4 donne les résultats obtenus pour les 744 maisons de l'échantillon. La surface habitable est endogène, pour les mêmes raisons qu'à Dijon (choix simultané du prix et la superficie habitable) : le t de Student est significatif dans l'équation augmentée ($-2,6$ et $-2,7$ avec des pixels de 7 m et 25 m). De plus, la surface habitable n'étant pas renseignée dans un

nombre important de cas, une variable « surface habitable inconnue » a été introduite dans la régression. Elle est également endogène (t de $-2,6$ pour la résolution de 7 mètres et de $-3,3$ pour celle de 25 mètres).

Nous appliquons donc la méthode instrumentale, avec le même type d'instruments qu'en région dijonnaise, pour les instruments acceptés comme exogènes par le test de Sargan. L'estimation, faite par les doubles moindres carrés, conduit à un R^2 d'environ 0,57 avec les deux résolutions (R^2 ajusté : 0,5). L'indice de Moran (observations séparées de moins de 200 mètres, sans pondération), montre qu'il n'y a pas de corrélation spatiale des résidus (significatif au seuil de 11% pour la résolution de 7m et de 30% avec celle de 25m).

Caractéristiques des maisons et de la transaction

Nous commentons ici les résultats des caractéristiques du bien et de la transaction obtenus avec les pixels de 7 mètres. La surface habitable, en moyenne de 121 mètres carré (médiane : 110 mètres carré) est plus grande qu'à Dijon (moyenne : 111 m², médiane : 100 m²). Son prix hédoniste au point médian est de 950 €/m², soit 0,7% du prix d'une maison. Il s'agit d'une valeur très inférieure à celle de Dijon, où le prix du m² est de 50% supérieur et, en proportion du prix des maisons, à peu près le double⁹. Les deux villes-centres de Dijon et Besançon étant à peu près de la même taille, on obtient un résultat qui est cohérent avec les analyses faites par de nombreux experts : les valeurs immobilières à Dijon et dans ses environs sont chères relativement à la taille de la ville.

La variable indicatrice indiquant l'absence de surface habitable dans la base de données a un prix hédoniste très élevé : environ 150 000 €, soit plus que le prix moyen des maisons où cette variable est présente. Ce sont donc, en moyenne, de grandes maisons pour lesquelles la surface n'est pas renseignée.

La rente foncière des terrains nus est également inférieure à Besançon, où elle est de 7 €/m² au point moyen qu'à Dijon, où elle atteint 10 à 12 €/m². Les combles sont significatifs à Dijon et pas ici (mais il n'y en a que dans 10% des maisons et la variable est presque toujours non renseignée). Les aspects temporels conduisent à des résultats pour Besançon assez différents de ceux de Dijon.

D'une part, les constructions récentes sont fortement valorisées à Besançon par rapport à la période de référence (+ 18,6% pour les maisons les plus récentes) alors qu'elles ne le sont pas à Dijon où, à l'inverse, les immeubles anciens sont dévalorisés (- 7,4%) alors qu'ils ne le sont pas à Besançon. Cette différence tient probablement à une valeur différente de la modalité de référence : dans les années correspondantes (1950 à 1969) la construction en zone périurbaine n'avait probablement pas les mêmes caractéristiques dans les deux régions, ce qui peut expliquer l'écart en positif d'un côté (constructions récentes à Besançon) et en négatif de l'autre (constructions anciennes à Dijon). D'autre part, la montée des valeurs immobilières a été particulièrement vive à Besançon entre 2001 et 2004, où l'augmentation des prix a été de 27% toutes choses égales d'ailleurs. Dijon apparaît en contraste : la progression des prix n'est pas significative de 2000 à 2002 (il est vrai que l'échantillon ne comporte que les 4 premiers mois de cette année) ; par contre les prix étaient de 25,3 % inférieurs en 1995 à ceux de 2002.

⁹ Les observations de Besançon portent sur la période 2001-2004 et celles de Dijon sur la période 1995-2002. En France, les valeurs immobilières ont augmenté à partir de 1996-1997. De plus, la région d'étude de Besançon est limitée à la couronne périurbaine alors que celle de Dijon comporte des communes rurales entourant cette couronne. Le prix moyen d'une maison de l'échantillon est de 109 000 € à Dijon et de 129 300 € à Besançon.

Tableau 4. Résultats, maisons, région de Besançon

Variable	(1)			(2)		(3)	(4)
	pixels 7 m			pixels 25 m		pixels 7 m	pixels 25 m
	Paramètre ⁽¹⁾	T		Paramètre ⁽¹⁾	T	Prix hédoniste € / unité ⁽²⁾	
Intercept	12,1043	31,7		11,9447	30,5		
Surface habitable (m²)	0,0072	4,5		0,0074	4,4	954	948
Surface habitable inconnue	0,7643	3,5		0,8853	4,0	151931	179223
(surface habitable)/ (surf. terrain)	-0,9031	-2,1		-0,4120	-0,9	7,1	
2ème salle de bain	0,1036	3,0		0,1079	3,0	14266	15142
Nombre de niveaux	0,0163	0,8		0,0077	0,4		
Combles	-0,0052	-0,1		-0,0035	-0,1		
Sous-sol	0,0617	2,1		0,0660	2,2	7830	8774
Piscine	0,1553	2,6		0,1397	2,3	22064	19510
garage	0,0397	1,4		0,0495	1,8		
Dépendances	-0,0275	-0,8		-0,0303	-0,8		
annexes	0,0358	0,6		0,0403	0,7		
Construction avant 1850	-0,0241	-0,3		0,0176	0,2		
Construction 1850 à 1916	-0,1487	-1,9		-0,1262	-1,6	-17795	
Construction 1917 à 1949	0,0471	0,7		0,0642	1,0		
Construction 1950 à 1969	Référence			Référence			
Construction 1970 à 1980	0,1027	2,4		0,1377	3,1	14228	18549
Construction 1981 à 1991	0,1095	2,1		0,1287	2,4	15772	18380
Construction 1992 à 2004	0,1611	2,9		0,1795	3,3	24006	25584
Revente maisons moins de 5 ans	-0,0946	-1,5		-0,1039	-1,8		-12558
Transaction : 2001	-0,3163	-4,9		-0,3090	-4,5	-35067	-34222
Transaction : 2002	-0,1547	-3,1		-0,1655	-3,2	-18369	-19488
Transaction : 2003	-0,1007	-2,1		-0,1019	-2,1	-12602	-12502
Transaction : 2004	Référence			Référence			
vendeur occupant	0,1761	6,1		0,1699	5,8	25221	24158
Acquéreur déjà occupant	-0,1598	-1,6		-0,1184	-1,1		
Négociation particulier à particulier	0,0150	0,4		0,0164	0,4		
Négociation par professionnel	0,0513	1,5		0,0632	1,8		8547
Négociation par notaire	Référence			Référence			
Mutation précédente : partage	-0,0213	-0,4		-0,0306	-0,6		
Mutation précédente : succession	-0,0131	-0,4		-0,0076	-0,2		
Mutation précédente : gré à gré	Référence			Référence			
Distance bien - mairie (m)	0,0000	0,9		0,0000	0,7		
Distance bien - résidence acquéreur	0,0000	-0,8		0,0000	-0,9		
	champ	Paramètre ⁽³⁾	T	champ	Paramètre ⁽³⁾	T	
Arboré	0-70m	0,0117	3,7	0-70m	0,0191	1,9	8700
Arboré * (surface terrain)	0-70m	-0,0913	-3,1	0-70m	-11,1640	-1,5	-8123
Arboré	70-280m	0,3214	0,7	70-280m	0,0945	0,1	
Bâti : vue passive - vue active	0-70m	-0,2300	-0,4	0-70m	2,2607	0,5	
Bâti	0-70m	0,3749	1,3				
Bâti	70-280m	0,2193	0,4	70-140m	0,6080	0,9	
Bâti	280-1200m	-9,0700	-1,6	140-280m	0,0110	0,2	
Routes et voies ferrées	0-280m	-0,0046	-2,6	0-1200m	-0,0098	-1,8	-5138
Routes et voies ferrées	280-1200m	0,2755	1,7				-3386
Agriculture	0-280m	0,0241	1,0	0-280m	0,0024	2,0	5887
Agriculture * (surface terrain)	0-280m	-0,1380	-0,8	0-280m	-0,0195	-2,4	-8122
Vert (agriculture + arboré)	0,28-40 km	0,0001	0,4	0,28-40 km	0,0265	0,4	
R²		0,58			0,56		
R² ajusté		0,50			0,48		
Test de Sargan		0,64			0,78		
Tests de Hausman :							
surface habitable (T de Student)		-2,6			-2,7		
surf. hab.inconnue (T de Student)		-2,6			-3,3		
Test indice de Moran		0,11			0,30		

(1) Significativité: **gras=1%**. **Gras ital.** : = 5% normal = 10% petits caract : non signif.

(2) Variables significatives à 10%, prix au point mc (3) Pour 100 pixels.

Attributs paysagers des maisons

Pixels de 7 mètres. Nous comparons tout d'abord les résultats de Besançon à ceux de Dijon avec des pixels de 7m, puis ceux de Besançon selon que la résolution est de 7 ou 25 mètres.

Dans la couronne périurbaine bisontine avec des pixels de 7 mètres, nous examinons les résultats des variables paysagères ayant des prix hédonistes significatifs dans la ceinture périurbaine dijonnaise :

1. Les pixels arborés vus à moins de 70 mètres des habitations ont un prix hédoniste significativement positif qui, au point moyen de la surface résidentielle, est de 2800 € par are supplémentaire vue. Dans la ceinture périurbaine de Dijon, le prix obtenu est de 1150 €/100 m² supplémentaires. La variable d'interaction entre le nombre de pixels arborés qui sont vus et la taille des lots résidentiels est significativement négative, comme dans la ceinture périurbaine de Dijon. Cela signifie que lorsque la parcelle résidentielle est grande, le prix attaché à la vue d'arbres ou de forêts est moindre que lorsqu'elle est petite. C'est ainsi que si le lot résidentiel dépasse de 100 m² sa surface moyenne (qui est de 1100 m²), le prix de 100 m² de pixels arborés décroît de 90 €, soit – 8 %.
2. La différence entre le nombre de pixels bâtis que l'on voit depuis une maison et le nombre de ceux d'où l'on est exposé à la vue d'autrui (dans un cercle de 70 mètres) a un prix hédoniste négatif, mais non significatif. Cependant, en retenant toutes les communes comptant au moins deux observations (au lieu du seuil de 5 qui a été fixé), on obtient un résultat significatif au seuil de 10%. Dans ce cas, le prix hédoniste de 100 m² supplémentaires est de – 5400 € pour 100 m² de différence. Il est de – 2660 € dans la ceinture périurbaine de Dijon, soit une valeur inférieure, mais statistiquement plus significative.
3. Les réseaux routiers vus dans les 280 premiers mètres autour des maisons (ainsi que les voies ferrées, mais celles-ci sont peu nombreuses) ont un prix hédoniste significativement négatif de – 770 € pour 100 m² supplémentaire, ce qui est supérieur (en valeur absolue) à la valeur obtenue pour la ceinture périurbaine de Dijon, où il était de – 60 €.
4. L'agriculture vue à moins de 280 mètres n'a pas de paramètre significatif. Cependant, comme pour la différence entre vue passive et vue active de pixels bâtis, le paramètre de l'agriculture est significatif au seuil de 10% lorsqu'on retient l'ensemble des communes comportant au moins deux observations. Dans ce cas, le prix hédoniste obtenu est de 12700 € pour 100 mètres carré supplémentaires (4800 €/100 m² à Dijon). On obtient également une interaction significative entre cette variable et la taille du lot résidentiel, qui montre que ces deux biens sont substituables dans la fonction de consommation du consommateur.

Notons, enfin, que les plans de vision au-delà de 280 mètres et les objets qui contiennent ont des paramètres non significatifs dans la région bisontine, comme dans celle de Dijon.

En conclusion, les résultats sur les valeurs hédonistes des paysages sont assez voisins dans les deux régions étudiées à partir d'un modèle géographique avec des pixels de 7 mètres et de modèles économiques presque identiques. Retenons, en particulier, les points suivants :

- Les plans de vision et les objets qui s'y trouvent sont sans effet sur le prix des maisons au-delà de quelques dizaines ou centaines de mètres. Cette myopie des ménages, pour reprendre le terme de Cavailhès *et al.* (2006) est un résultat qui tient peut-être aux caractéristiques paysagères de ces deux régions.

- Le prix des attributs paysagers sont non (ou peu) significatifs dans les pôles urbains, qui, pour cette raison, ont été exclus des estimations.
- Parmi les objets vus, les formations arborées, arbres isolés, bosquets ou forêts, présents à proximité immédiate des maisons ont des prix hédonistes significativement positifs et les réseaux, particulièrement routiers, négatifs. Le prix obtenu pour l'agriculture est peu significatif dans la région de Besançon, mais cette occupation des sols tend à renchérir les valeurs immobilières, comme à Dijon où le résultat est net.
- Les formations vertes (arborées, agricoles) vues autour d'une maison sont substituables au jardin privé de celle-ci : dans un environnement vert, les ménages sont prêts à se satisfaire d'un lot résidentiel plus exigu.
- Une opposition entre la vue, au sens habituel du terme, et l'exposition à la vue, qui est la relation inverse, c'est-à-dire la possibilité d'être vu par autrui, existe dans les zones périurbaines des deux régions à partir des pixels de bâti : en voir est une aménité, être vu depuis des pixels bâtis est une nuisance, si bien que l'écart entre ceux d'où l'on est vu et ceux que l'on voit a un prix hédoniste significativement négatif à Dijon ; c'est également un peu le cas à Besançon (significativité plus faible, en retenant l'ensemble des observations disponibles). Tout se passe donc comme si les habitants de ces deux régions périurbaines se défendaient de l'intrusion visuelle de leur coin de terre tout en aimant apercevoir, par dessus ces défenses, le faite de maisons voisines.

Pixels de 25 mètres. Avec des pixels de 25 mètres, les résultats bisontins diffèrent en partie de ceux obtenus avec une résolution de 7 mètres dans cette région¹⁰. Les sols arborés vus à moins de 70 mètres ont un effet positif sur le prix des maisons dans les deux cas, mais le prix hédoniste est nettement plus faible lorsque les pixels mesurent 25 mètres de côté. Les réseaux de communication ont un signe négatif, mais ils ne sont significatifs qu'au seuil de 10%. Par contre, l'agriculture qui n'est pas significative avec la résolution de 7 mètres (sauf lorsque toutes les communes comptant au moins 2 observations sont retenues) le devient avec la résolution de 25 mètres. Elle a un prix hédoniste élevé, de 5900 € pour une variation d'un écart-type, ce qui est un ordre de grandeur comparable à celui obtenu dans la région dijonnaise (4800 ou 5900 € selon la résolution).

Terrains à bâtir

Comme nous l'avons indiqué, un modèle pour les terrains à bâtir n'a été estimé que dans la région bisontine¹¹. Le tableau 5 indique les résultats obtenus dans la couronne périurbaine de

¹⁰ Rappelons que les paramètres de l'estimation avec la résolution de 25m ne sont pas directement comparables à ceux de l'estimation avec des pixels de 7m, d'une part du fait de la surface différence et, d'autre part, à cause de la pondération selon la distance pour les pixels de 7m (Cf. note 4).

¹¹ Le problème essentiel provient du décalage entre la date de la transaction et celle du passage du satellite. A Besançon, les transactions de terrains à bâtir de la base de données ont eu lieu entre 2001 et 2004. Les images satellites ont été prises en 2000. Elles montrent donc des parcelles et leur environnement avant construction. On peut raisonnablement penser que les paysages vus par les acquéreurs lorsqu'ils se sont rendus sur place sont voisins de ceux analysés à partir des images satellites 1 à 4 ans auparavant. Au contraire, à Dijon les transactions analysées ont eu lieu entre 1995 et 2002. Plus de la moitié ont eu lieu avant 2000, soit 774 opérations pour les terrains à bâtir géoréférencés contre 719 entre 2000 et 2002. Les images satellites ayant été prises durant l'été 2000. Il est probable qu'elles ont saisi l'occupation du sol après construction (ou en chantier) dans plus de la moitié des cas, soit une situation différente de celle vue par les ménages lorsqu'ils ont fait le tour de la parcelle qu'ils acquéraient. Au contraire, pour la petite moitié des transactions effectuées en 2000 ou après la situation vue lors de la visite de terrain et l'image satellite coïncidaient, comme dans le cas bisontin. Cependant, le nombre d'observations correspondant est faible lorsqu'on se limite au périurbain ; c'est pourquoi le modèle portant sur les terrains à bâtir n'a pas été estimé pour Dijon.

Besançon pour les terrains à bâtir, selon que la résolution des images paysagères est de 7 ou de 25 mètres.

Les régressions ont été faites par les moindres carrés ordinaires, car l'utilisation de la méthode instrumentale montre qu'aucune variable explicative n'est endogène. En particulier, la surface du terrain ne l'est pas, contrairement à la surface habitable dans le cas des maisons. Ce résultat n'est pas trop surprenant : la surface habitable est un attribut décisif du logement, et il semble normal qu'elle soit choisie par l'acquéreur en même temps que le prix. La surface du terrain joue probablement un rôle moins important dans sa décision.

Tableau 5. Résultats, terrains à bâtir, Besançon

Variable	(1)		(2)		(3)	(4)
	pixels 7 m		pixels 25 m		pixels 7 m	pixels 25 m
	Paramètre ⁽¹⁾	T	Paramètre ⁽¹⁾	T	Prix hédoniste € / unité ⁽²⁾	
Intercept	10,9419	45,5	11,2503	49,3		
Surface terrain (m ²)	0,0003	9,0	0,0002	7,2	10,62	6,9
Transaction : 2001	-0,4383	-8,8	-0,4787	-9,4	-10814	-11962
Transaction : 2002	-0,3649	-7,2	-0,3769	-7,4	-9189	-9874
Transaction : 2003	-0,2349	-4,9	-0,2630	-5,4	-6160	-7271
Transaction : 2004	Référence		Référence			
Distance bien - mairie (m)	0,0001	2,3	0,0002	2,8	3,97	5,12
Distance carré bien - mairie (m)	0,0000	-2,0	0,0000	-2,5		
Distance bien - résidence acquéreur	-0,0011	-0,7	-0,0006	-0,4		
Négociation particulier à particulier	0,0154	0,2	-0,0234	-0,3		
Négociation par professionnel	0,0281	0,8	0,0346	1,0		
Négociation par notaire	Référence		Référence			
Mutation précédente : partage	0,0030	0,1	0,0127	0,4	-3770	-3767
Mutation précédente : succession	-0,1261	-4,6	-0,1276	-4,6		
Mutation précédente : gré à gré	Référence		Référence			
Déviaton / orientation Sud	-0,0007	-2,5	-0,0007	-2,7	-20,8	-22,6
Encaissement	0,0005	4,4	0,0005	4,0	16,2	14,4
Déviaton / orientation Est	0,0004	1,5	0,0005	2,1		17
Pente	0,0068	1,0	0,0151	2,2		478
	champ	Paramètre⁽³⁾	champ	Paramètre⁽³⁾	Prix hédoniste €/écart-type⁽²⁾	
Arboré	0-70m	0,0099 2,9	0-70m	0,8320 0,8	2098	-1430
Arboré * (surface terrain)	0-70m	0,0000 -3,5	0-70m	0,0000 -1,7	-3012	
Arboré	70-280m	-0,2160 -0,8	70-280m	-0,0831 -0,8		
Arboré	0,28-40km	-0,0014 -1,8	0,28-40km	-0,0040 -1,2	-253	
Bâti : vue passive - vue active	0-70m	-0,5180 -1,1	0-70m	-0,0013 -0,3		
Bâti	0-280m (taux)	-6,3020 -1,3	70-280m	0,0000 0,0		
Bâti	280-1200m	0,1850 0,9	280-1200m	-2,5910 -0,5		
Routes et voies ferrées	0-280m (taux)	-12,4950 -0,8	0-280m	-0,0317 -0,2		
Agriculture	0-40km	0,0004 2,4	0-40km	0,0379 0,8	2360	
Agriculture * (surface terrain)	0-40km	0,0000 -2,2	0-40km	-0,1260 -0,6	-1693	
R ²		0,70		0,66		
R ² ajusté		0,66		0,63		
Test indice de Moran		0,16		0,15		

(1) Significativité: **gras=1%. Gras ital.** : = 5%

(2) Variables significatives à 10%, prix au point moyen (3) Pour 100 pixels.

Le prix hédoniste d'un mètre carré de terrain est d'environ 10,5 € (pixels de 7 mètres) ou 7 € (pixels de 25 mètres), soit un ordre de grandeur comparable à celui que nous obtenons pour l'échantillon des maisons (un mètre carré de terrain en plus vaut 7 €). Cette quasi-identité indique que l'équation utilisée pour les maisons (en incluant la constante) capte suffisamment bien le prix des attributs pour que les variables manquantes n'influencent pas le prix des terrains nus. Ce résultat confirme également que la rente foncière de la couronne périurbaine de Besançon est nettement inférieure à celle de la couronne périurbaine de Dijon où, comme nous l'avons vu, elle atteint 10,4 à 12,9 €/m². Cette différence explique une partie, mais non la

totalité, de l' Cette différence explique une partie, mais non la totalité, de l'écart du prix entre les deux régions.

L'effet temporel de la date de la mutation est beaucoup plus important pour les terrains que pour les maisons : dans le premier cas, une transaction en 2001 valait 38% de moins qu'une transaction faite en 2001, dans le second l'écart n'était que de 26%. C'est donc la rente foncière qui a le plus augmenté durant ces trois années, le prix de la construction elle-même ayant moins progressé. Ceci est cohérent avec les analyses des experts, qui expliquent que l'offre de terrains a été particulièrement faible et que l'augmentation des prix immobiliers est largement due à cette faiblesse. Cependant, la valeur du bâtiment a augmenté de 12,6% en trois ans, ce qui est un rythme supérieur à l'inflation.

La distance entre le bien et la mairie de la commune intervient sous forme quadratique, alors qu'aucune spécification n'était significative dans le cas des maisons (une forme linéaire conduit à un gradient négatif dans le périurbain dijonnais). Le prix d'un terrain augmente donc lorsqu'on s'éloigne de la mairie, avant de diminuer en périphérie de village. Cette forme résulte peut-être de ce que les terrains à bâtir les plus proches du centre, qui n'avaient pas été construits auparavant, présentent des désavantages de localisation qui expliquent cette construction tardive et leur bas prix.

Plusieurs variables topographiques sont significatives pour les terrains à bâtir. Tout d'abord, une déviation de un degré par rapport à une orientation Sud fait baisser le prix du terrain d'environ 21 €. En remplaçant cette déviation par rapport à l'orientation Sud par le rayonnement global reçu par la parcelle, on obtient le même type de résultat : une parcelle inclinée vers le Sud, donc mieux exposée, est positivement valorisée. Un mètre d'encaissement en moins fait augmenter le prix d'une quinzaine d'euros, montrant que les ménages préfèrent surplomber leur environnement. Avec des pixels de 25 mètres, on note également une valorisation d'une déviation par rapport à l'Est, qui montre qu'une orientation Ouest est préférée (environ 17 € pour un degré de déviation). L'Est est, pourtant, à l'abri des vents dominants d'Ouest), mais plus exposé à des vents hivernaux froids (Est et Nord). Enfin le prix augmente de près de 500 € par degré de pente du terrain.

Ces variables topographiques ne sont pas significatives dans le cas des maisons, ni à Besançon ni à Dijon. Il est probable qu'elles sont mieux perçues par un acquéreur qui se rend sur un terrain nu que lorsqu'il visite une maison : dans ce dernier cas, les caractéristiques du bâtiment gommement probablement la topographie de la parcelle.

Pour ce qui concerne les variables paysagères, on obtient, avec des pixels de 7 mètres, des valeurs significativement positives pour les sols arborés vus à moins de 70 mètres et l'agriculture vue dans les 280 premiers mètres (et des interactions significativement négatives avec la taille des lots résidentiels). Par contre, la différence entre bâti vu et bâti d'où le ménage est vu n'est pas significative (ce qui est logique : il est impossible de l'anticiper tant que les constructions alentour n'ont pas été faites) et les réseaux n'ont pas de prix hédoniste significatif eux non plus (pour la même raison). Il semble donc que les ménages anticipent assez bien les paysages futurs pour le vert (arboré, agriculture) mais plus mal (voire pas du tout) pour les occupations artificialisées.

Avec des pixels de 25 mètres, aucune des variables paysagères n'est significative, à l'exception de l'interaction entre formations arborées et taille du terrain

CONCLUSIONS

Les prix hédonistes obtenus pour les régions de Dijon et Besançon avec des pixels de 7 ou 25 mètres sont récapitulés dans le Tableau 6.

Tableau 6. Prix hédonistes selon la région et la résolution
 € / écart-type supplémentaire (valeurs significatives au seuil de 10%)

	Arboré <70-75 m	Agriculture < 280-300m	Réseaux < 280-300m	Bâti soumis - vu < 70- 75m
Dijon, pixels de 7m	2699	4809	- 1289	- 1262
Dijon, pixels de 25m (hors bâti CLC)	1806	6541		
Besançon, maisons, pixels de 7m	8700	12700 ⁽¹⁾	- 5138	- 5400 ⁽¹⁾
Besançon, maisons, pixels de 25m	4479	5887	- 3386	
Besançon terrains, pixels de 7m	2098	2360		
Besançon, terrains, pixels de 25m				

⁽¹⁾ Communes avec 2 observations ou plus

Comparaison des résolutions de 7 et 25 mètres

On note tout d'abord qu'avec des pixels de 25 mètres les sols artificialisés, bâtis et réseaux de communication, ne sont jamais significatifs. Pour les maisons, les raisons tiennent probablement au mode de « persilage » des polygones bâtis de CLC et à la petite taille de ces objets. Pour les réseaux de communication le résultat est plus étonnant puisque, comme nous l'avons dit, l'information géographique est la même pour les deux résolutions (i.e. la *BD-carto* de l'IGN). La seule différence provient du tirage aléatoire d'un pixel routier sur trois, afin de ne pas donner une largeur de 25 mètres aux routes.

Les sols arborés et agricoles ont des prix hédonistes significativement positifs lorsqu'ils sont vus dans les cercles de distance retenus (respectivement : 70-75 et 280-300 mètres), sauf dans le cas des terrains à bâtir à Besançon. Le prix hédoniste estimé pour une variation d'un écart-type est nettement inférieur avec la résolution de 25 mètres qu'avec les pixels de 7 mètres : environ un tiers de moins, voire moitié moins.

Il semble donc, au vu de ces résultats, que la perte de résolution due au passage d'images de 7 à 25 mètres permet de garder le caractère d'aménité, valorisée comme telles, de l'agriculture et des sols arborés, mais que le prix hédoniste estimé soit sous-évalué lorsque les pixels ont 25 mètres de côté.

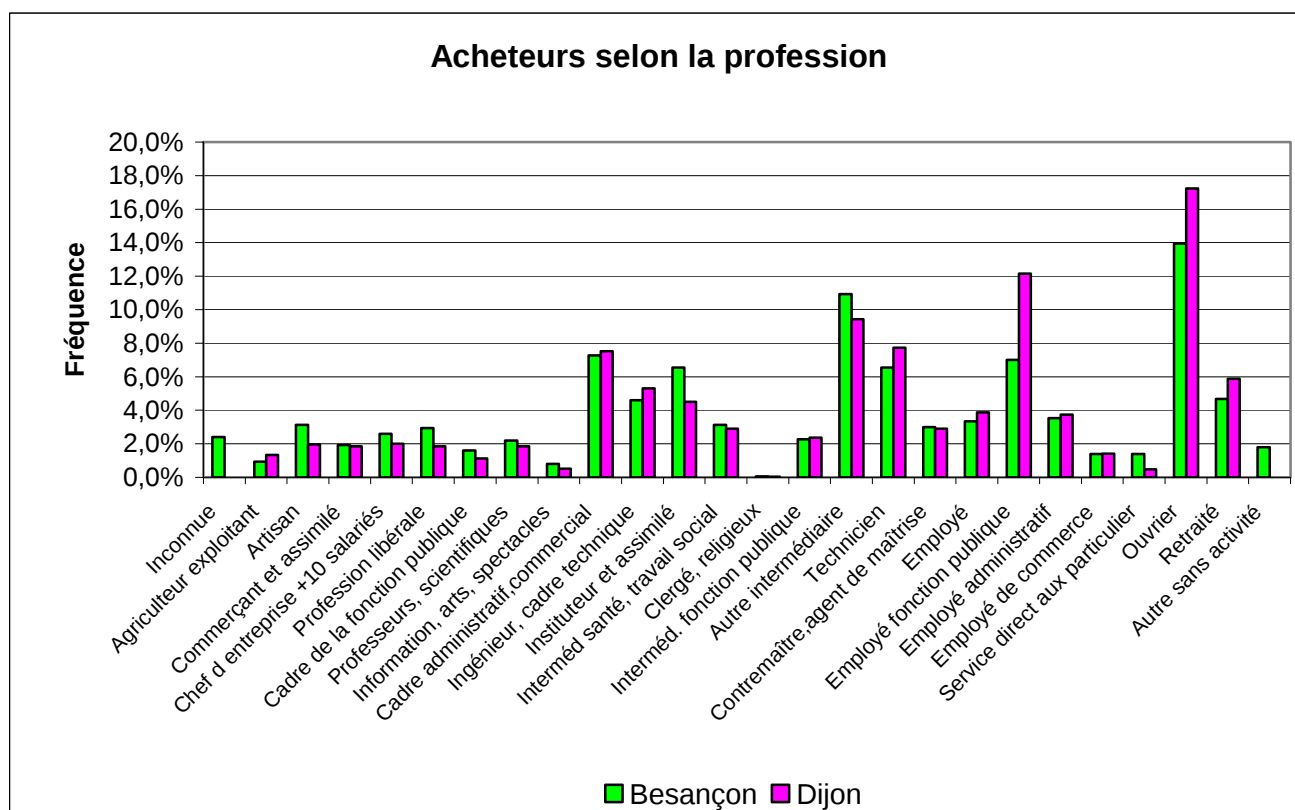
Comparaison des résultats de Besançon et Dijon (pixels de 7 mètres)

Comme le montre le tableau 6, les prix hédonistes obtenus pour une variation d'un écart-type, lorsqu'ils sont significatifs à Besançon, ont des valeurs nettement supérieures à celles obtenues à Dijon. Cela tient en partie à la différence de période d'observation : l'échantillon dijonnais est constitué de transactions faites entre 1995 et 2002, celui de Besançon entre 2001 et 2004. Ce décalage, en période haussière du cycle immobilier, se traduit par une hausse du prix moyen des maisons : elles valent, en données brutes, 18% de plus dans l'échantillon bisontin que dans le dijonnais. Or, les prix hédonistes estimés sont proportionnels au prix des maisons. 18% de la différence entre les résultats des deux régions s'explique donc par ce décalage temporel. Mais cela ne représente qu'une faible part des écarts mis en évidence dans le Tableau 6.

Trois explications peuvent être envisagées : des ménages différents dans les deux régions, ceux de Besançon étant plus sensibles à la qualité des paysages, des paysages qui seraient eux-mêmes différents (une plus grande beauté, ou rareté, etc., autour de Besançon) et, enfin, des différences de méthode. Examinons ces trois aspects.

La figure 7 permet de comparer les acquéreurs des deux régions.

Figure 7. Catégories sociales des acquéreurs de maisons à Dijon et Besançon



A Besançon, on compte un peu plus d'artisans et de cadres et professions intellectuelles supérieures qu'à Dijon (plus des professions non renseignées), alors qu'à Dijon il y a une proportion supérieure d'employés de la fonction publique et d'ouvriers. La question de savoir si ces deux types de population, l'une moins salariée et plus élevée dans la hiérarchie sociale que l'autre, ont des sensibilités différentes pour les paysages reste ouverte : il n'est pas possible d'y répondre dans le cadre de ce rapport et il est nécessaire de prolonger les travaux dans cette direction.

Les données disponibles permettent difficilement de se prononcer sur la qualité des paysages. Le Tableau 7 donne quelques indications. Les labours représentent 10% du total et les prés 90% à Besançon contre 52,1% de labours et 47,9% de prés à Dijon. Ceci peut contribuer à expliquer la valeur élevée du paramètre sur l'agriculture à Besançon si les prés sont plus appréciés des ménages que les labours, comme on peut penser que c'est le cas. La production d'indices d'écologie du paysage pourrait permettre d'affiner la comparaison paysagère des deux régions, afin de préciser son rôle éventuel dans les différences de valorisation hédoniste.

Tableau 7. Les formations arborées et agricoles à Dijon et Besançon

	Besançon	Dijon
% observations voyant des arbres dans le champ 0-70m	59.2	34.3
Nb de pixels vus dans ce champ	8.4	7.3
% de feuillus	99.9	95.5
% observations voyant de l'agriculture dans le champ 0-140m	55.5	34.3
Nb de pixels vus dans cette couronne	79.6	53.6
% de labours	10	52.1

Enfin, parmi les explications possibles, celle de différences méthodologiques ne peut être totalement exclue, même si tout a été fait pour les éliminer : les images satellites sont différentes et n'ont pas été analysées et classifiées de la même manière, le géoréférencement a été effectué par des opérateurs différents utilisant des méthodes légèrement différentes, etc.

AUTRES ASPECTS DES EFFETS DE LA METHODE GEOGRAPHIQUE SUR LES RESULTATS ECONOMIQUES

Au-delà de la comparaison des résultats avec des résolutions de 7 et 25 mètres, quelques autres points de méthode sont abordés dans cette section. Nous nous centrons sur les pixels de 7 mètres. En effet, avec ceux de 25 mètres les résultats sont fortement dégradés, ce qui montre l'importance de la précision du modèle géographique qui produit les variables utilisées dans le modèle économétrique. Il est possible que, même avec une résolution de 7 mètres, d'autres causes d'erreurs aient des effets sur les prix hédonistes estimés. C'est ce que nous allons étudier, pour la région de Dijon uniquement. Deux aspects sont analysés : les effets de la localisation du point de base, c'est-à-dire les effets d'un géoréférencement erroné de celui-ci, puis les effets de la hauteur retenue pour les maisons, qui a été fixée à 7 mètres.

POSITION EXACTE DU POINT DE BASE

Le modèle géographique simule le regard d'un observateur localisé sur un « point de base » qui porte un regard panoramique, embrassant les 360° du tour d'horizon. Le point de base correspond à celui sur lequel une transaction immobilière a été géoréférencée. Il s'agit de rattacher chaque transaction à ses coordonnées géographiques (X, Y) dites « Lambert », du nom du système de référence utilisé en France. Cette opération s'effectue à partir de l'adresse postale du bien et de son adresse cadastrale (section et parcelle), selon des méthodes qui dépendent de l'état d'informatisation du cadastre.

La précision du géoréférencement dépend, premièrement, de cette situation des données cadastrales, deuxièmement du type d'habitat et de la forme des parcelles qui rendent plus ou moins aisé le repérage d'une transaction particulière, ainsi que, troisièmement, de l'opérateur de saisie, puisque cette opération est manuelle lorsque le cadastre n'est pas numérisé. Nous avons testé l'effet d'erreurs qui auraient pu être commises au cours du géoréférencement. Pour cela, le point de base a été déplacé aléatoirement de 7, 14 et 35 mètres.

De plus, il est possible que la vue depuis le point de base, tel qu'il a été géoréférencé, ne soit pas la meilleure vue qui s'offre au regard depuis la parcelle résidentielle objet de la mutation. La taille d'une parcelle de la ceinture périurbaine étudiée est, en effet, d'environ 1100 m², soit 22 pixels de 7 mètres de côté. Nous avons permis un déplacement du point de base initial à l'intérieur d'un carré de 25 pixels dont il occupe le centre. La valeur de la vue a été calculée pour chacun de ces 25 pixels et un nouveau point de base a été retenu, qui est celui où cette valeur est maximale. Tout se passe donc comme si l'observateur choisissait de regarder le paysage depuis le point de sa parcelle qui offre le meilleur point de vue.

Effet d'un géorégérencement erroné sur le paysage vu

Effets géographiques. Nous avons, tout d'abord, comparé le nombre de pixels vus depuis le point de base du géorégérencement et depuis un point de base aléatoirement déplacé de quelques mètres sur deux variables paysagères d'intérêt, pour leurs effets sur le prix des transactions : le bâti et les arbres des 70 mètres alentour (vue active et passive). Les figures 8 indiquent les résultats pour le bâti vu dans les 70 premiers mètres.

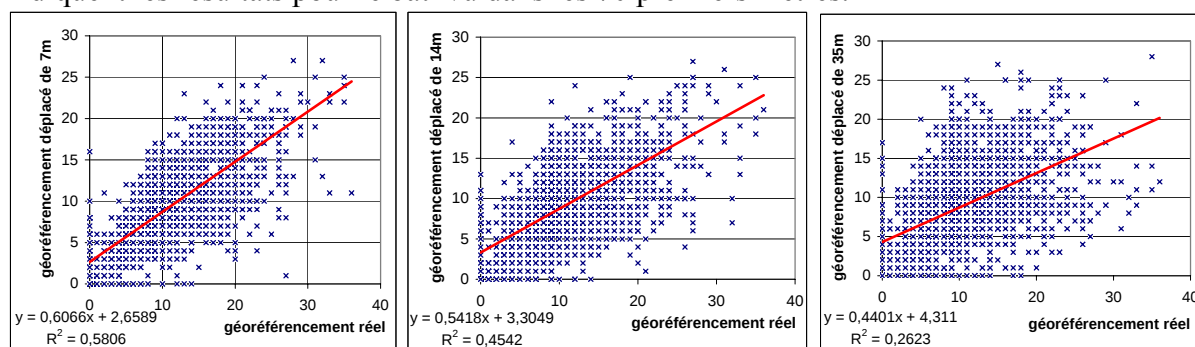


Figure 8. Nombre de pixels bâtis vus selon la position du point géorégérencé

La corrélation entre le géorégérencement initial, considéré comme sans erreur, et celui obtenu après déplacement de 7, 14 ou 35 mètres diminue avec l'erreur aléatoire introduite. Le R^2 est de 0,58 lorsque le point de base est déplacé de 7 mètres et il diminue ensuite, pour n'être que de 0,26 après un mouvement de 35 mètres. Ce dernier n'est pas totalement improbable : pour les feuilles cadastrales non lambertisées, géorégérencées à partir de cartes au 1/25000, cela représente un déplacement de 1,4 millimètre sur la carte.

L'effet du positionnement du point de base est donc important sur la vue de pixels bâtis. Un déplacement de 7 mètres est minime, puisqu'une maison couvre en général à peu près trois pixels et qu'un tel mouvement correspond à moins de 0,3 millimètres sur une carte au 1/25000. Or, cela suffit à modifier sensiblement le nombre de pixels bâtis vus à proximité de ce point de base. Les figures 8 montrent que ce changement n'est pas dû à quelques points excentrés : les nuages de points présentent une grande épaisseur.

Remarquons également que les droites de régression sont décalées vis-à-vis de la première bissectrice. Les points de base du géorégérencement initial d'où sont vus peu de pixels bâtis (de l'ordre d'une douzaine au maximum), lorsqu'ils ont été déplacés, en donnent à voir davantage. A l'inverse, lorsque ce point de base initial permet de voir plus d'une douzaine à une quinzaine de pixels bâtis à moins de 70 mètres, ce nombre devient supérieur après le déplacement du point de base. Aucune interprétation de ces écarts n'apparaît évidente, même s'il est peu probable qu'ils soient dus au hasard.

Pour ce qui concerne la soumission à la vue depuis des pixels bâtis situés à moins de 70 mètres du point d'observation, on obtient les résultats de la figure 9 (image de gauche) lorsque le point de base est déplacé de 7 mètres, ce qui conduit à l'image de droite de cette figure pour la différence entre vues passive et active depuis des pixels bâtis.

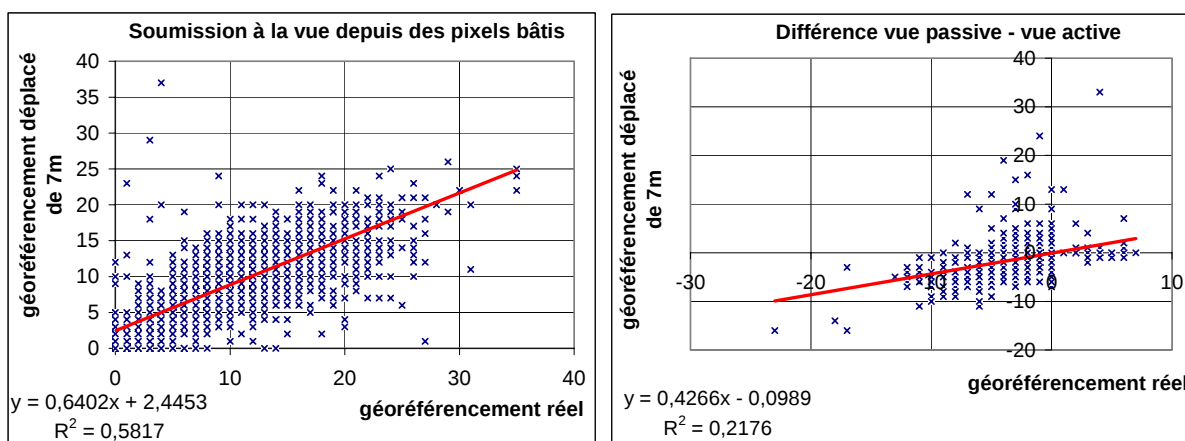


Figure 9. Vue passive et différence vue active et passive pour les pixels bâtis à moins de 70m

La liaison statistique avant et après déplacement est identique à celle de la vue active ($R^2 = 0,58$). Par contre, dès lors qu'on s'intéresse à la différence entre vue passive et active, qui est la véritable variable d'intérêt économique, la liaison devient mauvaise : le R^2 n'est que de 0,22 lorsqu'un déplacement aléatoire du point de base de 7 mètres est opéré. Cette mauvaise relation n'est pas due à des points excentrés : en excluant les deux centiles extrêmes, on obtient un R^2 à peine amélioré de 0,27.

Pour ce qui concerne les sols arborés, la figure 10 renseigne les résultats sur le nombre de pixels vus selon que le point de base a été ou non déplacé, de 7, 14 ou 35 mètres. La liaison avant et après déplacement est nettement meilleure que celle obtenue pour le bâti pour un faible déplacement ($R^2 = 0,71$) et elle se maintient à un niveau supérieur lorsque le déplacement du point de base est de 14 ou 35 mètres (R^2 respectivement de 0,60 et 0,47). Une éventuelle erreur de localisation du point de base a donc moins de conséquences pour les sols arborés que pour le bâti. La droite de régression passe par l'origine, le nombre de pixels arborés vus à moins de 70 mètres s'accroissant plus rapidement après déplacement que dans la situation initiale.

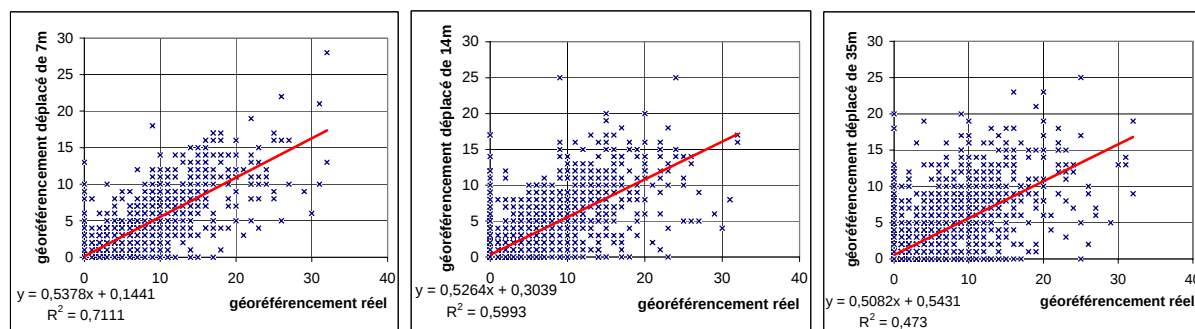


Figure 10. Nombre de pixels de arborés vus selon la position du point géoréférencé

Effets économiques. L'effet attendu d'une erreur de géoréférencement sur les estimations est indiqué dans le tableau 8. L'estimation a été faite sur l'ensemble des communes où deux transactions au moins ont été effectuées. Le modèle est légèrement différent de celui du Tableau 2, en particulier parce qu'il est plus parcimonieux en les variables paysagères (il s'agit du modèle de Cavailhès *et al.*, 2006).

En examinant, tout d'abord, la significativité des paramètres, on observe qu'elle est surtout affectée pour le bâti : la différence entre nombre de pixels d'où on est soumis à la vue et

pixels vus n'est plus significative dès l'introduction d'un déplacement de 7 mètres. Par contre, les autres variables paysagères restent significatives, avec des t de Student qui varient peu, y compris pour des déplacements de 35 mètres, sauf pour les sols arborés qui deviennent non significatives lorsque le déplacement atteint cette ampleur. Les paramètres estimés, à l'exception de ce dernier, ont même tendance à augmenter légèrement lorsque le point de base est déplacé.

Tableau 8. Résultats selon la précision du géoréférencement du point de base

	sans dépla cemen		éplacement 7 m		éplacement 14 m		éplacement 35 m	
	t de		t de		t de		t de	
	paramètre Student		paramètre Student		paramètre Student		paramètre Student	
	(1)		(2)		(3)		(4)	
ln surf habitable	1,525243	17,6	1,518681	17,6	1,524937	17,7	1,509146	17,5
surface lot / surface habit	0,009781	10,0	0,010741	11,7	0,010396	11,0	0,010378	10,9
surf des pièces	-0,01847	-4,1	-0,01912	-4,2	-0,01892	-4,2	-0,01856	-4,1
surf des pièces ²	0,000085	1,2	0,0001	1,4	0,000095	1,3	0,000093	1,3
nb niveaux	-0,15325	-8,2	-0,15126	-8,1	-0,15293	-8,2	-0,14993	-8,1
salles de bain / surf hab	22,98736	8,6	22,81382	8,5	22,76202	8,5	22,40774	8,4
combles	0,10001	4,1	0,097349	4,0	0,097278	4,0	0,094281	3,9
sous-sol	0,037881	3,0	0,037493	3,0	0,03789	3,0	0,038849	3,1
construction < 1850	-0,07962	-3,3	-0,0814	-3,4	-0,08131	-3,4	-0,08506	-3,6
construction 1850-1916	-0,04209	-1,9	-0,04501	-2,1	-0,04611	-2,1	-0,0456	-2,1
construction 1917-1948	-0,04292	-1,7	-0,04615	-1,8	-0,04654	-1,8	-0,04641	-1,9
construction 1949-1969	réf.		réf.		réf.		réf.	
construction 1970-1980	-0,00422	-0,2	-0,00336	-0,2	-0,00361	-0,2	-0,0043	-0,2
construction 1981-1991	0,039224	1,9	0,037352	1,8	0,037237	1,8	0,03306	1,6
construction 192-2002	-0,00435	-0,1	-0,00448	-0,1	-0,00552	-0,2	-0,00783	-0,2
logement neuf	-0,05034	-1,5	-0,05269	-1,6	-0,05285	-1,6	-0,05178	-1,5
année transaction : 1995	-0,27315	-9,6	-0,27273	-9,6	-0,27306	-9,6	-0,27806	-9,8
année transaction : 1996	-0,20889	-7,7	-0,209	-7,8	-0,20976	-7,8	-0,21458	-8,0
année transaction : 1997	-0,20181	-8,0	-0,20366	-8,1	-0,20363	-8,1	-0,20897	-8,4
année transaction : 1998	-0,16782	-6,9	-0,17022	-7,1	-0,17001	-7,0	-0,1698	-7,1
année transaction : 1999	-0,12867	-5,4	-0,1291	-5,5	-0,13026	-5,5	-0,13196	-5,6
année transaction : 2000	-0,04545	-1,9	-0,04538	-1,9	-0,04729	-2,0	-0,05297	-2,3
année transaction : 2001	-0,00013	0,0	-0,00209	-0,1	-0,00196	-0,1	-0,00582	-0,3
année transaction : 2002	réf.		réf.		réf.		réf.	
vente partic. Partic.	-0,03663	-2,9	-0,03527	-2,8	-0,03567	-2,9	-0,0346	-2,8
acquéreur en place	-0,19807	-5,6	-0,19672	-5,6	-0,19311	-5,5	-0,19874	-5,7
succession	-0,04929	-3,2	-0,04909	-3,2	-0,04774	-3,1	-0,04911	-3,2
partage	-0,06984	-2,9	-0,06915	-2,9	-0,06607	-2,7	-0,06766	-2,8
< 100 m voie rapide-autoroute	-0,02894	-1,1	-0,02904	-1,1	-0,02943	-1,1	-0,01641	-0,6
zones UC ou UD du PLU	-0,03288	-2,6	-0,03396	-2,7	-0,03576	-2,8	-0,02991	-2,4
Zone POS à vocation mixte	-0,06283	-2,2	-0,06254	-2,2	-0,06238	-2,2	-0,05772	-2,0
forêt < 70m	0,00593	3,5	0,00769	3,5	0,007938	3,7	0,002924	1,5
forêt < 70m * surf terrain	-0,00041	-4,4	-0,00064	-5,9	-0,0006	-5,5	-0,00045	-4,2
agriculture 70-280m	0,000084	3,7	0,000085	3,8	0,000085	3,8	0,000087	4,4
agriculture 70-280m * surf terrain	-4,82E-06	-5,0	-5,80E-06	-5,9	-5,53E-06	-5,5	-5,76E-06	-6,1
bâti : vue passive - vue active	-0,01171	-2,2	-0,00283	-1,2	0,000807	0,3	-0,00208	-1,0
routes et voies ferrées < 140m	-0,00039	-2,4	-0,00041	-1,9	-0,00043	-2,1	-0,00057	-3,2

Cela conduit aux prix hédonistes du tableau 9. Par rapport à la situation initiale, un déplacement du point de base dû à une erreur de géoréférencement se traduit par une grande stabilité du prix hédoniste estimé pour l'agriculture et les réseaux de transports, par une certaine variabilité de celui des sols arborés, qui s'accroît lorsque le point de base est déplacé de 7 ou 14 mètres puis n'est plus significatif pour un déplacement de 35 mètres.

Tableau 9. Prix hédonistes selon la précision du géoréférencement du point de base

	sans déplacement	déplacement 7 m	déplacement 14 m	déplacement 35 m
forêt < 70m	1 434,0	1 861,2	1 921,5	NS
forêt < 70m * surf terrain	-98,8	-154,3	-144,6	-108,5
agriculture 70-280m	20,3	20,5	20,5	21,0
agriculture 70-280m * surf	-1,2	-1,4	-1,3	-1,4
bâti : vue passive - vue active	-2 806,8	NS	NS	NS
routes et voies ferrées < 140m	-94,0	-98,8	-103,7	-137,4

Au total, les modifications des quantités d'attributs paysagers vus lorsque le point de base est déplacé sont assez importantes, même pour un mouvement de quelques mètres. Ces « erreurs » de mesure, telles que nous les avons artificiellement introduites ne jouent, cependant, un rôle important que pour le bâti, qui est très sensible à la localisation de ce point. Les autres attributs paysagers sont, au contraire, assez stables.

LA HAUTEUR DES MAISONS COMPTE-T-ELLE ?

Les objets hauts opposent des masques à la vue d'un observateur situé au sol, sur le point de base occupé par sa maison. Nous avons également noté (Section 2.1) que les vues sont généralement bouchées, ce qui a été expliqué par l'habitat groupé de la région étudiée : des maisons sont généralement proches du point étudié où une transaction a été réalisée, et elles sont parfois adjacentes. Nous testons ici l'effet de la convention adoptée pour la hauteur des maisons, qui a été fixée à 7 mètres.

Le tableau 10 indique les résultats, pour le même modèle que celui de la section précédente. Les paramètres obtenus pour les variables paysagères restent stables, à une exception près. C'est ainsi que, pour les arbres vus à moins de 70 mètres les paramètres obtenus varient de 0,00534 à 0,00604, ceux de l'agriculture vue entre 70 et 280 mètres entre 0,000084 à 0,000103, pour réseaux de communication vus à moins de 140 mètres entre 0,00039 et 0,00084. L'exception concerne le bâti. Avec une hauteur des maisons de 5 mètres, on perd la propriété d'une opposition entre la vue sur du bâti, qui est une aménité et la soumission à la vue depuis des pixels bâtis, qui est une nuisance. Le signe reste bon mais le résultat n'est plus significatif. Il est logique qu'il en soit ainsi, puisque avec une hauteur nulle il n'y aurait plus de différence entre vue active et soumission à la vue d'autrui.

La conclusion qui se dégage est que les résultats sont stables quelque que soit l'hypothèse faite sur la hauteur des maisons, à l'exception de l'opposition entre bâti vu et soumission à la vue depuis des pixels bâtis, variable pour laquelle il est normal que la convention adoptée ait une grande importance.

Tableau 10. Résultats selon la hauteur standard des maisons

	hauteur 5m		hauteur 6m		hauteur 7m		hauteur 8m		hauteur 9m	
	t de paramètre Studen		t de paramètre Studen		t de paramètre Studen		t de paramètre Studen		t de paramètre Studen	
	(1)		(2)		(3)		(4)		(5)	
In surf habitable	1,519451	17,6	1,52026	17,6	1,525243	17,6	1,532472	17,5	1,521144	17,6
surface lot / surface habit	0,009736	10,0	0,009685	10,1	0,009781	10,0	0,009824	10,2	0,00978	10,2
surf des pièces	-0,01844	-4,1	-0,01848	-4,1	-0,01847	-4,1	-0,01867	-4,1	-0,01839	-4,1
surf des pièces ²	0,000086	1,2	0,000086	1,2	0,000085	1,2	0,000087	1,2	0,000085	1,2
nb niveaux	-0,15215	-8,2	-0,15171	-8,2	-0,15325	-8,2	-0,15799	-8,4	-0,15217	-8,2
salles de bain / surf hab	22,76925	8,5	22,81916	8,5	22,98736	8,6	23,00531	8,6	22,89038	8,6
combles	0,098364	4,0	0,098116	4,0	0,10001	4,1	0,101402	4,1	0,098661	4,0
sous-sol	0,039403	3,2	0,038872	3,1	0,037881	3,0	0,038444	3,1	0,038167	3,1
construction < 1850	-0,08034	-3,4	-0,07954	-3,3	-0,07962	-3,3	-0,07812	-3,2	-0,07856	-3,3
construction 1850-1916	-0,04274	-2,0	-0,04136	-1,9	-0,04209	-1,9	-0,04116	-1,9	-0,04166	-1,9
construction 1917-1948	-0,04372	-1,7	-0,04239	-1,7	-0,04292	-1,7	-0,04368	-1,7	-0,04341	-1,7
construction 1949-1969	Ref.		Ref.		Ref.		Ref.		Ref.	
construction 1970-1980	-0,00257	-0,1	-0,00332	-0,2	-0,00422	-0,2	-0,00589	-0,3	-0,00487	-0,2
construction 1981-1991	0,040315	2,0	0,040071	1,9	0,039224	1,9	0,036796	1,8	0,038943	1,9
construction 192-2002	-0,00305	-0,1	-0,00335	-0,1	-0,00435	-0,1	-0,00886	-0,3	-0,00352	-0,1
logement neuf	-0,05295	-1,6	-0,05053	-1,5	-0,05034	-1,5	-0,0508	-1,5	-0,05169	-1,5
année transaction : 1995	-0,27318	-9,6	-0,27402	-9,6	-0,27315	-9,6	-0,27092	-9,4	-0,27337	-9,6
année transaction : 1996	-0,20821	-7,7	-0,20942	-7,8	-0,20889	-7,7	-0,20557	-7,5	-0,20939	-7,8
année transaction : 1997	-0,20175	-8,0	-0,20319	-8,1	-0,20181	-8,0	-0,19777	-7,8	-0,20176	-8,0
année transaction : 1998	-0,16867	-7,0	-0,16811	-7,0	-0,16782	-6,9	-0,16672	-6,8	-0,16821	-7,0
année transaction : 1999	-0,12864	-5,4	-0,12946	-5,5	-0,12867	-5,4	-0,12552	-5,2	-0,1286	-5,4
année transaction : 2000	-0,04577	-1,9	-0,04662	-2,0	-0,04545	-1,9	-0,04221	-1,8	-0,04669	-2,0
année transaction : 2001	-0,00026	0,0	-0,00019	0,0	-0,00013	0,0	0,002037	0,1	-0,00026	0,0
année transaction : 2002	Ref.		Ref.		Ref.		Ref.		Ref.	
vente partic. Partic.	-0,03723	-3,0	-0,03634	-2,9	-0,03663	-2,9	-0,03718	-3,0	-0,03658	-2,9
acquéreur en place	-0,19255	-5,5	-0,19696	-5,6	-0,19807	-5,6	-0,20215	-5,7	-0,1986	-5,7
succession	-0,04812	-3,2	-0,04958	-3,3	-0,04929	-3,2	-0,05031	-3,3	-0,04852	-3,2
partage	-0,06719	-2,8	-0,06976	-2,9	-0,06984	-2,9	-0,07137	-2,9	-0,07026	-2,9
< 100 m voie rapide-autoroute	-0,02716	-1,0	-0,02738	-1,0	-0,02894	-1,1	-0,0297	-1,1	-0,02822	-1,0
zones UC ou UD du PLU	-0,0327	-2,6	-0,03314	-2,6	-0,03288	-2,6	-0,03146	-2,5	-0,03342	-2,6
Zone POS à vocation mixte	-0,06256	-2,2	-0,0622	-2,2	-0,06283	-2,2	-0,0614	-2,1	-0,06389	-2,2
forêt < 70m	0,005531	3,9	0,00534	3,6	0,00593	3,5	0,006041	3,8	0,005728	3,6
forêt < 70m * surf terrain	-0,00035	-4,3	-0,00035	-4,3	-0,00041	-4,4	-0,00038	-4,5	-0,00039	-4,6
agriculture 70-280m	0,00009	3,8	0,00009	3,8	0,000084	3,7	0,000103	4,1	0,00009	3,8
agriculture 70-280m * surf terrain	-5,06E-06	-5,1	-4,98E-06	-5,0	-4,82E-06	-5,0	-6,11E-06	-4,8	-5,06E-06	-5,1
bâti : vue passive - vue active	-0,00073	-0,7	-0,00909	-2,9	-0,01171	-2,2	-0,00065	-1,0	-0,00383	-1,9
routes et voies ferrées < 140m	-0,00044	-2,5	-0,00041	-2,3	-0,00039	-2,4	-0,00044	-2,5	-0,0004	-2,3

REFERENCES

- Cavailhès (J.) 2005, Le prix des attributs du logement. *Economie et Statistique*, 381-382, pp. 91-123.
- Cavailhès (J.), Brossard (T.), Foltête (J.C.), Hilal (M.), Joly (D.), Tourneux (F.P.), Tritz (C.), Wavresky (P.) 2006, *Seeing and being seen: a GIS-based hedonic price valuation of landscape*, Dijon, Besançon, INRA-CESAER, CNRS-Théma, Document de travail, 25 p.
- Cavailhès (J.), Wavresky (P.) 2003, Urban Influences on Periurban Farmland Prices, *European Review of Agricultural Economics*, 30: 333-357.
- Gravel (N.), Trannoy (A.), Michelangeli (A.) 2001, *Measuring the social value of local public goods: a hedonic analysis within Paris metropolitan area*, Working paper, Marseille, IDEP-GREQAM and Université Paul Valéry: 27 p.
- Kazmierczak-Cousin (S.) 1999, *L'évaluation des fonctions d'enchères des ménages : les agglomérations Lilloise et Brestoise*, PhD thesis, University of Lille, 308 p.
- Marchand, (O.), Skhiri, (E.) 1995, Prix hédoniques et estimation d'un modèle structurel d'offre et de demande de caractéristiques, *Economie et Prévision*, 121 : 127-139.

APPENDICE 1. RESULTATS SELON LA METHODE INSTRUMENTALE ET LES MOINDRES CARRES ORDINAIRES

Tableau 11. Dijon, pixels de 7 mètres

		Méthode instrumentale		Moindres carrés ord.	
		Paramètre	T	Paramètre	T
Intercept		6,818328	14,8	9,72673	72,1
Surface habitable (m²)		1,520734	14,2	0,82149	37,9
(surface habitable)/ (surf. terrain)		0,010567	9,7	0,0099	11,2
Surface des pièces (m²)		-0,02079	-4,1	-0,00314	-0,9
Surface des pièces carré (m²)		0,000125	1,6	-0,0000074	-0,1
Nombre de niveaux		-0,1566	-7,4	-0,03742	-3,9
2ème salle de bain		21,5808	7,1	4,55138	3,4
Combles		0,089184	3,3	0,03434	1,6
Sous-sol		0,037827	2,8	0,05976	5,7
Piscine		0,049872	1,5	0,13343	5,3
garage		0,004623	0,5	0,03724	5,5
Construction avant 1850		-0,07734	-2,9	-0,08053	-3,8
Construction 1850 à 1916		-0,04712	-2,0	-0,05694	-2,9
Construction 1917 à 1949		-0,04608	-1,7	-0,07457	-3,4
Construction 1950 à 1969					
Construction 1970 à 1980		-0,00482	-0,2	0,034	2,0
Construction 1981 à 1991		0,040425	1,8	0,06336	3,6
Construction 1992 à 2004		0,005841	0,2	0,06443	2,2
Revente maisons moins de 5 ans		-0,04811	-1,3	-0,08264	-2,7
Transaction : 1995		-0,26824	-8,0	-0,28398	-10,3
Transaction : 1996		-0,19637	-6,4	-0,21786	-8,7
Transaction : 1997		-0,19614	-6,9	-0,22172	-9,6
Transaction : 1998		-0,16252	-5,9	-0,1914	-8,6
Transaction : 1999		-0,12349	-4,6	-0,12921	-5,9
Transaction : 2000		-0,04059	-1,5	-0,0421	-1,9
Transaction : 2001		0,017849	0,7	0,01263	0,6
Transaction : 2002					
vendeur occupant		0,037283	2,8	0,06837	6,8
Acquéreur déjà occupant		-0,17482	-4,6	-0,19126	-6,1
Négociation particulier à particulier		-0,02398	-1,5	-0,01746	-1,3
Négociation par professionnel		0,017785	1,3	0,03009	2,7
Négociation par notaire					
Mutation précédente : succession		-0,03838	-2,3	-0,0568	-4,2
Mutation précédente : partage		-0,0587	-2,2	-0,06043	-2,8
Mutation précédente : gré à gré					
Moins de 200 m voie principale		-0,08108	-2,9	-0,05268	-2,3
PLU : zones UC - UD		-0,03017	-2,1	-0,02139	-1,8
PLU : mixte résidentiel - activités		-0,06559	-2,1	-0,04137	-1,6
agriculture vue 0-140m* zoneU du PLU		-0,00006	-1,7	-2,175E-05	-0,8
Distance bien - mairie (m)		-0,00004	-2,6	-3,278E-05	-2,8
Distance bien - résidence acquéreur (ln m)		-1,08E-08	-0,2	1,33E-07	2,6
	Champ :				
Arboré	0-70m	0,005113	2,6	0,00683	4,3
Arboré * surface terrain	0-70m	-0,0004	-3,5	-0,0003389	-3,6
Arboré	70-280m	-0,00071	-1,3	-0,000956	-2,2
Arboré	0,28-40km	-0,00025	-0,8	-0,0001391	-0,5
Agriculture	0-280m	0,000115	3,5	0,00009497	3,6
Agriculture * (surface terrain)	0-280m	-4,56E-06	-4,9	-4,28E-06	-5,6
Agriculture	0,28-40km	-2,67E-08	-0,3	-4,99E-08	-0,7
Bâti : vue passive - vue active	0-70m	-0,01196	-2,1	-0,00714	-1,5
Bâti	70-140m	-0,00064	-0,9	-0,0000776	-0,1
Bâti	140-280m	-0,00078	-0,3	-0,00207	-1,1
Routes et voies ferrées	0-280m	-0,00025	-1,9	-0,000242	-2,3
Routes et voies ferrées	280-1200m	0,004109	1,1	0,00238	0,8

La comparaison des deux méthodes montre que la différence principale s'observe pour le paramètre de la surface habitable et pour ceux qui font intervenir cette variable (surface des pièces, rapport salle de bains sur surface habitable), ce qui était attendu. Les moindres carrés ordinaires (MCO) sous-estiment fortement l'élasticité du prix à la taille du logement. Pour les autres caractéristiques du bien, les t de Student des paramètres estimés par les MCO sont généralement plus significatifs que ceux de la méthode des variables instrumentales (IV). Il en est de même pour les attributs relatifs à la transaction.

Les attributs non paysagers relatifs à la localisation du bien sont, à l'inverse, plus significatifs avec la méthode IV qu'avec les MCO (à l'exception de la distance séparant le bien de la commune de résidence de l'acquéreur).

Enfin, pour les attributs paysagers qui nous intéressent particulièrement, on obtient des résultats assez voisins avec les deux méthodes. Ils sont presque identiques pour l'agriculture et les réseaux routiers vus à moins de 280 mètres, moins significatifs avec les MCO qu'avec la méthode IV pour la différence soumission à la vue – vue de bâti à moins de 70 mètres et légèrement dégradés pour les sols arborés dans l'estimation par les MCO. Cette assez bonne stabilité des résultats des variables paysagères au choix de la méthode mérite d'être soulignée.

On la retrouve également pour les maisons de Besançon, comme le montre le Tableau 12.

Plus précisément, comme dans le cas de Dijon le paramètre de la surface habitable est fortement affecté par le choix de la méthode : il est deux fois plus faible lorsque celle-ci est connue et trois fois inférieur pour la variable indicatrice retenue lorsqu'elle est inconnue. Les autres attributs de la maison ont des paramètres assez voisins dans les deux méthodes, de même que l'année de transaction. Les écarts sont un peu plus importants pour la période de construction et certaines caractéristiques de la transaction.

Pour ce qui concerne les variables paysagères, on obtient à peu de choses près le même t de Student et des paramètres estimés voisins pour les sols arborés vus à moins de 70 mètres (et pour leur interaction avec la taille du lot résidentiel) et pour les réseaux de communication vus à moins de 280 mètres. L'agriculture à moins de 280 mètres, qui n'était pas significative avec la méthode instrumentale (sauf lorsque toutes les communes ayant au moins 2 observations sont retenues) le devient au seuil de 10% avec les MCO (le paramètre a une valeur voisine dans les deux estimations).

Au total, les paramètres d'intérêt qui concernent les attributs paysagers sont assez stables quelle que soit la méthode retenue.

Tableau 12. Besançon, maisons, pixels de 7 mètres

		Méthode		Moindres	
		instrumentale		carrés ordinaires	
Variable		Paramètre ⁽¹⁾	T	Paramètre ⁽¹⁾	T
Intercept		12,12283	31,6	12,6382	41,6
Surface habitable (m²)		0,00735	4,6	0,00353	8,3
Surface habitable inconnue		0,776876	3,6	0,25637	4,6
(surface habitable)/ (surf. terrain)		-0,9143	-2,1	-0,89031	-5,3
2ème salle de bain		0,104629	3,1	0,14687	5,4
Nombre de niveaux		0,016145	0,8	0,02666	1,4
Combles		-0,00492	-0,1	0,00994	0,2
Sous-sol		0,058774	2,0	0,06184	2,4
Piscine		0,157505	2,6	0,17345	3,1
garage		0,042067	1,5	0,05031	2,6
Dépendances		-0,03131	-0,9	-0,0157	-0,5
annexes		0,032481	0,6	0,03768	0,7
Construction avant 1850		-0,02066	-0,3	-0,02148	-0,3
Construction 1850 à 1916		-0,14802	-1,9	-0,08234	-1,5
Construction 1917 à 1949		0,057712	0,9	0,01832	0,3
Construction 1950 à 1969		Référence		Référence	
Construction 1970 à 1980		0,104363	2,4	0,07721	2,2
Construction 1981 à 1991		0,115059	2,2	0,07059	1,9
Construction 1992 à 2004		0,170256	3,1	0,13454	2,9
Revente maisons moins de 5 ans		-0,09345	-1,5	-0,10401	-1,9
Transaction : 2001		-0,31625	-4,8	-0,2932	-5,0
Transaction : 2002		-0,15318	-3,0	-0,16668	-3,7
Transaction : 2003		-0,10251	-2,1	-0,11278	-2,5
Transaction : 2004		Référence		Référence	
vendeur occupant		0,178145	6,2	0,19387	7,4
Acquéreur déjà occupant		-0,1546	-1,5	-0,20374	-2,2
Négociation particulier à particulier		0,016946	0,5	0,00332	0,1
Négociation par professionnel		0,048744	1,4	0,05629	1,9
Négociation par notaire		Référence		Référence	
Mutation précédente : partage		-0,02211	-0,4	-0,03232	-0,7
Mutation précédente : succession		-0,00814	-0,2	-0,01246	-0,4
Mutation précédente : gré à gré		Référence		Référence	
Distance bien - mairie (m)		0,000023	0,8	0,00000296	0,1
Distance bien - résidence acquéreur		-1,02E-07	-0,8	-5,79E-08	-0,5
	champ				
Arboré	0-70m	0,010687	3,5	0,01116	4,0
Arboré * (surface terrain)	0-70m	-0,08945	-3,0	-0,08274	-3,7
Arboré	70-280m	0,000277	0,3	0,00052742	0,6
Bâti : vue passive - vue active	0-70m	-0,00611	-1,2	-0,00186	-0,4
Bâti	70-280m	0,001377	1,0	0,00122	1,0
Bâti	280-1200m	-0,00481	-1,5	-0,00434	-1,5
Routes et voies ferrées	0-280m	-0,00292	-2,4	-0,00264	-2,3
Routes et voies ferrées	280-1200m			0,01219	1,4
Agriculture	0-280m	0,000153	1,5	0,00013773	1,5
Agriculture * (surface terrain)	0-280m	-0,00091	-1,2	-0,0009596	-1,7
Vert (agriculture + arboré)	0,28-40 km	7,97E-08	0,3	2,58E-07	1,2

APPENDICE 2. CORRELATIONS ENTRE VARIABLES PAYSAGERES ET REGROUPEMENTS

Dijon

Pour les variables retenues dans le Tableau 2 (résultats dans la ceinture périurbaine de Dijon), les tableaux 13 (pixels de 7 m) et 14 (pixels de 25 m) présentent la matrice des corrélations entre variables paysagères. Les variables d'interaction n'ont pas été incluses dans ces tableaux.

**Tableau 13. Matrice des corrélations :
Dijon, pixels de 7 m, vue d'en bas, variables de l'équation du Tableau 2.¹²**

Pearson Correlation Coefficients					
	foret1	foret23	foret456	agri123	agri456
foret1	1.00000				
foret23	0.36839	1.00000			
foret456	0.09782	0.31242	1.00000		
agri123	-0.00020	0.26911	0.59753	1.00000	
agri456	-0.01049	0.00693	0.46089	0.23354	1.00000
bati1sv_vu	-0.17886	-0.17259	0.01173	0.05097	0.03958
bati23	0.05058	0.30698	0.31906	0.48965	0.07015
bati4	-0.04588	0.04057	0.28653	0.47913	0.08709
reso123	0.02899	0.24737	0.24000	0.29181	0.01940
reso4	-0.06490	0.02659	0.36803	0.53488	0.16582
	bati1sv_vu	bati23	bati4	reso123	reso4
bati1sv_vu	1.00000				
bati23	-0.03657	1.00000			
bati4	0.00535	0.24560	1.00000		
reso123	0.02599	0.34930	0.15600	1.00000	
reso4	0.04963	0.18400	0.27162	0.21379	1.00000

**Tableau 14. Matrice des corrélations :
Dijon, pixels de 25 m, vue d'en bas, variables de l'équation du Tableau 2.**

Pearson Correlation Coefficients					
	FORET1_VU_25	foret23_vu_25	foret456_vu_25	agri123_vu_25	bati1sv_vu_25
FORET1_VU_25	1.00000				
foret23_vu_25	0.21429	1.00000			
foret456_vu_25	0.01816	0.28873	1.00000		
agri123_vu_25	-0.15031	0.04300	0.52609	1.00000	
bati1sv_vu_25	0.10183	0.05119	0.12994	0.22241	1.00000
bati23_vu_25	0.03505	0.01308	0.00921	0.04258	0.10406
BATI4_VU_25	-0.01975	-0.00518	0.17490	0.14551	0.06073
reso123_vu_25	-0.09346	0.06885	0.42088	0.68376	0.20237
reso4_vu_25	-0.11958	-0.02574	0.44380	0.67755	0.12817
	bati23_vu_25	BATI4_VU_25	reso123_vu_25	reso4_vu_25	
bati23_vu_25	1.00000				
BATI4_VU_25	0.29863	1.00000			
reso123_vu_25	0.08094	0.09733	1.00000		
reso4_vu_25	0.06603	0.13913	0.57334	1.00000	

Le Tableau 13 montre que les corrélations sont inférieures à 0,5 sauf dans deux cas : le nombre de pixels d'agriculture vus à moins de 280 m et, d'une part celui d'arborés vus au-delà et, d'autre part, celui de réseaux vus également au-delà. Dans 4 autres cas, les

¹² Les extensions '1', '23', etc. sont relatives aux plans de vision : 0-70 m pour '1', 70-280 m pour '23', etc.

corrélations sont comprises entre 0,4 et 0,5 et elles sont inférieures à 0,4 dans tous les autres cas. Nous avons vérifié que les paramètres estimés n'étaient pas affectés par ces quelques liaisons assez fortes, en estimant le modèle avec et sans ces variables autocorrélées.

Le Tableau 14 montre des liaisons un peu plus importantes lorsque les pixels mesurent 25 mètres de côté : il y a 4 variables pour lesquelles le coefficient de corrélation dépasse 0,5.

L'introduction du nombre de pixels non vus conduit aux corrélations du Tableau 15 (résolution de 7 mètres). Pour faciliter la lecture nous avons souligné les variables liées par un coefficient de corrélation de Pearson dépassant 0,4.

**Tableau 14. Matrice des corrélations :
Dijon, pixels de 7 m, pixels vus et non vus**

Pearson Correlation Coefficients							
	foret1	foret1_nv	foret23	foret23_nv	foret456	foret456_nv	agri123
foret1	1.00000						
foret1_nv	<u>0.56153</u>	1.00000					
foret23	0.36839	0.05367	1.00000				
foret23_nv	<u>0.45980</u>	<u>0.62697</u>	0.29111	1.00000			
foret456	0.09782	-0.02352	0.31242	0.00986	1.00000		
foret456_nv	<u>0.40398</u>	0.39065	0.27373	<u>0.62736</u>	0.12576	1.00000	
agri123	-0.00020	-0.10772	0.26911	-0.12818	<u>0.59753</u>	-0.07505	1.00000
agri123_nv	-0.04263	-0.15126	-0.05194	-0.31474	0.01830	-0.13340	0.02412
agri456	-0.01049	-0.01681	0.00693	-0.05267	<u>0.46089</u>	-0.06849	0.23354
agri456_nv	-0.36658	-0.36868	-0.23840	<u>-0.58983</u>	-0.13607	<u>-0.95426</u>	0.07068
bati1sv_vu	-0.17886	0.00696	-0.17259	-0.04931	0.01173	-0.07430	0.05097
bati23	0.05058	-0.09369	0.30698	-0.08047	0.31906	-0.05776	<u>0.48965</u>
bati23_nv	-0.28681	-0.23170	-0.28302	-0.29774	-0.26839	-0.28398	-0.34376
bati4	-0.04588	-0.07036	0.04057	-0.10532	0.28653	-0.05419	<u>0.47913</u>
bati4_nv	-0.22012	-0.18182	-0.18938	-0.28354	-0.13571	-0.36028	-0.12046
reso123	0.02899	-0.06012	0.24737	-0.02082	0.24000	-0.01221	0.29181
reso123_nv	-0.06240	-0.04472	-0.09547	-0.05039	-0.13278	0.00352	-0.21799
reso4	-0.06490	-0.07942	0.02659	-0.11592	0.36803	-0.07792	<u>0.53488</u>
reso4_nv	-0.22154	-0.18352	-0.21433	-0.29783	-0.16542	<u>-0.43148</u>	-0.13206
	agri123_nv	agri456	agri456_nv	bati1sv_vu	bati23	bati23_nv	bati4
agri123_nv	1.00000						
agri456	0.04492	1.00000					
agri456_nv	0.27441	0.03951	1.00000				
bati1sv_vu	0.00372	0.03958	0.05387	1.00000			
bati23	-0.03009	0.07015	0.06944	-0.03657	1.00000		
bati23_nv	<u>-0.66110</u>	-0.09033	0.14729	-0.00177	-0.12471	1.00000	
bati4	-0.00652	0.08709	0.02122	0.00535	0.24560	-0.11161	1.00000
bati4_nv	-0.39060	-0.02789	0.10909	0.06812	-0.05367	<u>0.56260</u>	0.05353
reso123	-0.08705	0.01940	-0.00121	0.02599	0.34930	-0.09358	0.15600
reso123_nv	-0.36703	-0.07939	-0.05874	0.02653	-0.06536	0.29168	-0.11134
reso4	0.01945	0.16582	0.04986	0.04963	0.18400	-0.17034	0.27162
reso4_nv	-0.33129	-0.04257	0.20422	0.06743	-0.07310	<u>0.51406</u>	0.03733
	bati4_nv	reso123	reso123_nv	reso4	reso4_nv		
bati4_nv	1.00000						
reso123	0.02940	1.00000					
reso123_nv	0.23286	0.03345	1.00000				
reso4	-0.03785	0.21379	-0.08936	1.00000			
reso4_nv	<u>0.85834</u>	0.01133	0.26473	-0.01935	1.00000		

Il s'agit, en particulier, de liaisons impliquant les sols arborés des plans rapprochés (qui était presque exempté de corrélations importantes avec d'autres types d'objets) et de liaisons des objets non vus entre eux. Par exemple, les arbres vus dans les 70 premiers mètres autour d'un point de base sont fortement corrélés aux sols arborés non vus dans ce plan, qui sont eux-mêmes corrélés à la forêt non vue des plans suivants. La forêt non vue dans les plans intermédiaires et lointains est liée à l'agriculture non vue dans ces mêmes plans.

Les corrélations entre variables paysagères obtenues avec la vue d'en haut sont renseignées par le Tableau 16.

**Tableau 15. Matrice des corrélations :
Dijon, pixels de 7 m, vue d'en haut¹³**

Pearson Correlation Coefficients						
	foret1_h	foret23_h	foret456_h	agri123_h		
foret1_h	1.00000					
foret23_h	0.63646	1.00000				
foret456_h	0.41675	0.62865	1.00000			
agri123_h	-0.16872	-0.33120	-0.14620	1.00000		
agri456_h	-0.39427	-0.59534	-0.95465	0.29283		
bati1sv_vu	-0.02373	-0.05397	-0.07392	0.02491		
bati23_h	-0.25711	-0.30484	-0.28915	-0.73652		
bati4_h	-0.20068	-0.28781	-0.36220	-0.39775		
reso123_h	-0.06126	-0.05393	-0.00098	-0.39031		
reso4_h	-0.20308	-0.30355	-0.43470	-0.34847		
	agri456_h	bati1sv_vu	bati23_h	bati4_h	reso123_h	reso4_h
agri456_h	1.00000					
bati1sv_vu	0.05733	1.00000				
bati23_h	0.13477	-0.00226	1.00000			
bati4_h	0.10500	0.06813	0.56073	1.00000		
reso123_h	-0.06222	0.03223	0.25475	0.22916	1.00000	
reso4_h	0.19946	0.06832	0.51104	0.85769	0.25550	1.00000

Les corrélations sont particulièrement élevées avec la vue d'en haut (celles dépassant, ou approchant, 0,4 ont été soulignées). Ceci résulte de trois propriétés :

1. Les sols de la région d'étude sont occupés par de **grandes taches** de certains types. C'est ainsi que lorsqu'il y a des sols arborés à moins de 70 mètres d'un point de base, il y a de fortes chances pour qu'il y en ait aussi au-delà (corrélation de 0,64 pour la couronne 70 – 280 mètres et 0,42 au-delà). Mais les arbres du premier plan masquent ceux qui se trouvent au-delà (vue d'en bas : corrélation de 0,37 entre le premier plan et le plan intermédiaire, de 0,10 avec le plan lointain). Pour la même raison, l'occupation des sols des plans lointains est à dominante agricole ou forestière. Il s'en suit une corrélation entre agriculture et formations arborées présentes au-delà de 280 mètres, mais non vues, de – 0,95. La liaison n'est que de + 0,46 pour ces mêmes objets lorsqu'ils sont vus. Les masques des premiers plans offrent de rares échappées vers des horizons plus lointains, permettant de voir un peu d'agriculture et/ou de forêt situation qui s'oppose à la majorité des cas où il est impossible de voir au-delà de 280 mètres, d'où la corrélation positive (+ 0,46). L'occupation dominante du sol est, à ces distances des villages, soit agricole soit forestière ce qui remplit les plans correspondants de l'un ou l'autre de ces types, mais qui, pour l'essentiel, ne sont pas vus (d'où la corrélation de – 0,95 entre agriculture et forêts non vus).
2. Les plans intermédiaires comportent des **objets plats**, comme des routes, qui sont toujours vues d'en haut, ce qui se traduit par des corrélations avec d'autres objets qui leur sont fonctionnellement liés, comme des habitations (corrélation entre réseaux de communication et bâti entre 280 et 1200 mètres : 0,86), alors que ces objets plats sont plus rarement vus d'en bas (la corrélation n'est que de 0,27).
3. **Le bâti**, qui est l'objet le plus fréquent à proximité des points de base, fait obstacle à la vue, en cachant d'autres objets, ou des plans de vision entiers, de façon quasi-aléatoire.

¹³ L'extension '_h' est utilisée pour les variables vues d'en haut.

Ces obstructions concernent particulièrement d'autres objets plats, comme l'agriculture, qui est moins corrélée à d'autres objets en vue d'en bas qu'en vue d'en haut. On obtient, par exemple, entre l'agriculture à moins de 280 mètres et le bâti entre 70 et 280 mètres – 0,74 en vue d'en bas et + 0,49 en vue d'en haut (le changement de signe provenant, comme précédemment, de ce que le plan 70–280 mètres n'est souvent pas visible d'en bas). Ou encore, entre l'agriculture et les réseaux de transport à moins de 280 mètres : – 0,39 en vue d'en haut et + 0,29 en vue d'en bas.

En utilisant la vue d'en bas, on obtient donc des variables qui correspondent à la vue réelle, mais qui ont également la propriété de réduire les liaisons statistiques entre types d'occupation et plans de vision. Cette propriété est due aux masques qu'opposent les objets haut et au comportement des objets plats : les premiers obstruent la vue, cassant la relative homogénéité des modes d'occupation des sols qui caractérise un espace donné, et empêchant tout particulièrement de voir les seconds.

Il en résulte une corrélation assez faible entre variables vues d'en bas et d'en haut. Pour les attributs paysagers retenus dans l'équation du Tableau 2, la matrice de ces corrélations est donnée par le tableau 17.

Tableau 16. Corrélations entre variables paysagères vues d'en bas et d'en haut

Vue d'en haut→ ↓ Vue d'en bas	Sols arborés			Agriculture		Bâti		Réseaux	
	<70m	70-280m	>280m	<280m	>280m	70-280m	0.28-1.2km	<280m	0.28-1.2km
Sols arborés<70m	0,67								
70-280 m		0,32							
> 280 m			0,14						
Agri. < 280 m				0,44					
> 280 m					0,07				
Bâti 70-280 m						– 0,11	0,07		
Réseaux < 280 m								0,30	
> 280 m									0 00

Cette propriété de la vue d'en bas, logique *ex post* mais qui n'était pas recherchée lorsque le modèle géographique a été élaboré, présente un grand avantage sur le plan économétrique, puisqu'elle permet d'estimer des modèles dont les variables explicatives ne sont pas trop corrélées entre elles.

Nous avons renoncé à utiliser des équations comportant à la fois des pixels vus et non vus, du fait de ces liaisons. *A fortiori*, un modèle avec des paysages vus d'en haut a été exclu, puisque les corrélations entre régresseurs sont encore plus fortes qu'avec objets vus et non vus.

Besançon : maisons

Le Tableau 18 présente la matrice des corrélations entre les mêmes variables que celles retenues pour Dijon, i.e. celles du Tableau 13 ci-dessus, avec une résolution de 7 mètres.

Tableau 17. Matrice des corrélations, Besançon, maisons, pixels de 7 m

Pearson Correlation Coefficients					
	foret1_vu	foret23_vu	foret456_vu	agri123_vu	agri456_vu
foret1_vu	1.00000				
foret23_vu	0.14280	1.00000			
foret456_vu	0.04463	0.27349	1.00000		
agri123_vu	0.08019	0.61657	0.34265	1.00000	
agri456_vu	0.04083	0.27496	0.91662	0.27783	1.00000
bati1sv_vu	-0.01726	-0.06502	0.00344	0.00088	-0.00587
bati23_vu	0.00015	0.47639	0.11282	0.45431	0.05516
BATI4_VU	-0.00919	0.34336	0.28056	0.45926	0.17202
reso123_vu	0.09466	0.38398	0.27948	0.64013	0.20913
reso4_vu	0.00064	0.30105	0.35193	0.62834	0.20833
	bati1sv_vu	bati23_vu	BATI4_VU	reso123_vu	reso4_vu
bati1sv_vu	1.00000				
bati23_vu	-0.02434	1.00000			
BATI4_VU	0.02820	0.21143	1.00000		
reso123_vu	0.00810	0.23641	0.39263	1.00000	
reso4_vu	-0.00781	0.30450	0.53733	0.53538	1.00000

Les corrélations sont nettement plus fortes que dans la région dijonnaise. Par exemple, les formations arborées vues entre 70 et 280 mètres sont corrélées à l'agriculture vue à moins de 280 par un coefficient de 0,62, contre 0,30 dans le cas dijonnais et la corrélation entre ces couverts arborés et le bâti vu à la même distance est de 0,48 alors qu'elle est de 0,31 à Dijon. Le cas extrême est celui de l'agriculture et de la forêt au-delà de 280 mètres, la corrélation étant de 0,91 à Besançon et de 0,46 à Dijon. Nous n'avons pas d'explication de ces résultats.

Nous avons légèrement modifié le modèle par rapport à celui présenté pour Dijon afin de réduire l'importance de ces corrélations : les usages agricoles et arborés au-delà de 280 mètres ont été regroupés en une variable « vert », et les réseaux de transport des 280 premiers mètres, très liée à l'agriculture ($R = 0,64$, contre 0,29 à Dijon) ont été remplacés par une variable en taux (part des surfaces vues à moins de 280 mètres occupées par des routes et voies ferrées). Cela conduit à la matrice de corrélations suivante

Tableau 18. Matrice des corrélations, Besançon, maisons, pixels de 7 m, variables de l'équation du Tableau 4

Pearson Correlation Coefficients					
	foret1_vu	foret23_vu	bati1sv_vu	bati23_vu	BATI4_VU
foret1_vu	1.00000	0			
foret23_vu	0.14280	1.00000			
bati1sv_vu	-0.01726	-0.06502	1.00000		
bati23_vu	0.00015	0.47639	-0.02434	1.00000	
BATI4_VU	-0.00919	0.34336	0.02820	0.21143	1.00000
reso123_vu	0.09466	0.38398	0.00810	0.23641	0.39263
reso4_vu	0.00064	0.30105	-0.00781	0.30450	0.53733
agri123_vu	0.08019	0.61657	0.00088	0.45431	0.45926
vert456_vu	0.04379	0.28003	-0.00088	0.08802	0.23533
	reso123_vu	reso4_vu	agri123_vu	vert456_vu	
reso123_vu	1.00000				
reso4_vu	0.53538	1.00000			
agri123_vu	0.64013	0.62834	1.00000		
vert456_vu	0.25226	0.29168	0.31938	1.00000	

Les liaisons sont nettement plus faibles avec le « vert » et elles sont négligeables pour les voies de communication. Un seul coefficient de corrélation dépasse 0,5 avec cet ensemble de variables.

Pixels de 25 mètres

Tableau 19. Matrice des corrélations, Besançon, maisons, pixels de 7 m, variables de l'équation du Tableau 4

Pearson Correlation Coefficients					
	foret1_vu	foret23_vu	bati1sv_vu	bati23_vu	
foret1_vu	1.00000	-			
foret23_vu	-0.03238	1.00000			
bati1sv_vu	0.05844	0.02999	1.00000		
bati23_vu	-0.21668	-0.19794	-0.06728	1.00000	
BATI4_VU	-0.09607	-0.04961	-0.01957	0.39773	
reso1234_vu	-0.15116	0.14960	-0.03515	0.11803	
agri123_vu	-0.17310	0.35074	0.10024	0.02651	
vert456_vu	-0.11927	0.38109	0.02208	-0.03045	
	BATI4_VU	reso1234_vu	agri123_vu	vert456_vu	
BATI4_VU	1.00000				
reso1234_vu	0.34830	1.00000			
agri123_vu	0.19368	0.47924	1.00000		
vert456_vu	0.21658	0.48771	0.51956	1.00000	

Besançon : terrains à bâtir (résolution de 7 mètres)

Pour les terrains à bâtir avec une résolution de 7 mètres, la matrice de corrélation de l'équation correspondant aux résultats du Tableau 5 est présentée dans le Tableau 21. Comme nous l'avons montré (Renvoi) des variables topographiques ont été retenues dans ce modèle : déviation par rapport à une orientation sud (abs_sud) ou est (abs_est), encaissement et pente du terrain. Ces variables ne sont pas corrélées aux autres variables paysagères.

D'autres liaisons statistiques importantes sont apparues pour ces dernières. Il s'agit en particulier de l'agriculture vue dans les différents plans et de plusieurs types d'occupation des sols dans les plans rapprochés. La raison est la même que pour la région dijonnaise : des masques visuels cassent les régularités des usages de sols dans le cas des maisons qui font obstruction à la vue. Ces masquent n'existant pas dans le cas des terrains à bâtir, la vue offerte depuis ceux-ci est plus proche de la vue d'en haut (ou des pixels non vus). Ceci, comme pur les pixels non vus en région dijonnaise, accroît les corrélations.

Afin de limiter celles-ci, nous avons, d'une part, analysé le rôle de l'agriculture tous plans de vision confondus et, d'autre part, nous avons exprimé en taux le bâti compris entre 70 et 280 mètres et les réseaux à moins de 280 mètres.

Ces modifications de l'équation estimée réduisent les corrélations, bien qu'il en subsiste trois qui dépassent 0,5, dont une supérieure à 0,6 (agriculture et forêt au-delà de 280 mètres).

Tableau 20. Matrice des corrélations, Besançon, pixels de 7 m, terrains, variables de l'équation du Tableau 5

Pearson Correlation Coefficients				
	abs_sud	ENCAISSEMENT	abs_est	PENTE
abs_sud	1.00000			
ENCAISSEMENT	0.11260	1.00000		
abs_est	0.23418	0.04092	1.00000	
PENTE	-0.12075	-0.11308	0.04803	1.00000
foret1_vu	0.19673	-0.10243	0.12076	0.06494
foret23_vu	-0.19314	-0.14120	0.02013	-0.11216
foret456_vu	-0.30635	-0.25088	-0.03831	0.06484
bati1sv_vu	0.02711	0.01161	0.03673	0.02462
txbati123_vu	-0.07614	0.00998	-0.13532	0.04391
BATI4_VU	-0.24735	0.05834	-0.00760	0.06839
txreso123_vu	0.02239	0.08676	0.05104	-0.10287
agri123456_vu	-0.18347	-0.02084	-0.10086	-0.16067

Tableau 21. Matrice des corrélations, Besançon, pixels de 25 m, terrains, variables de l'équation du Tableau 5

Pearson Correlation Coefficients						
	abs_sud	ENCAISSEMENT	abs_est	PENTE	foret1_vu	foret23_vu
abs_sud	1.00000					
ENCAISSEMENT	0.10901	1.00000				
abs_est	0.22099	0.01635	1.00000			
PENTE	-0.11504	-0.12237	0.06334	1.00000		
foret1_vu	0.04884	0.04777	0.04621	-0.08016	1.00000	
foret23_vu	0.06963	-0.22140	0.03725	0.26708	-0.29665	1.00000
foret456_vu	0.06830	-0.13665	0.14119	0.27828	-0.33022	0.42240
agri123456_vu	-0.08839	0.00019	-0.01158	0.21519	-0.34272	0.16100
bati1sv_vu	0.08763	-0.03534	0.08214	-0.08300	0.11191	0.06670
bati23_vu	-0.21968	-0.16133	-0.13502	0.04443	-0.28786	-0.08125
BATI4_VU	-0.13388	0.05531	-0.00855	0.06640	-0.20945	-0.05003
reso123_vu	0.00338	-0.05346	0.04180	-0.14714	-0.24829	0.08589
	foret456_vu	agri123456_vu	bati1sv_vu	bati23_vu	BATI4_VU	reso123_vu
foret456_vu	1.00000					
agri123456_vu	0.37622	1.00000				
bati1sv_vu	0.05338	0.04313	1.00000			
bati23_vu	0.13612	0.08683	-0.06028	1.00000		
BATI4_VU	0.15211	0.34795	-0.03623	0.44108	1.00000	
reso123_vu	0.15000	0.30458	0.04868	0.16267	0.13458	1.00000

PAYSAGES ET VALEURS IMMOBILIERES DANS LE NORD-PAS DE CALAIS

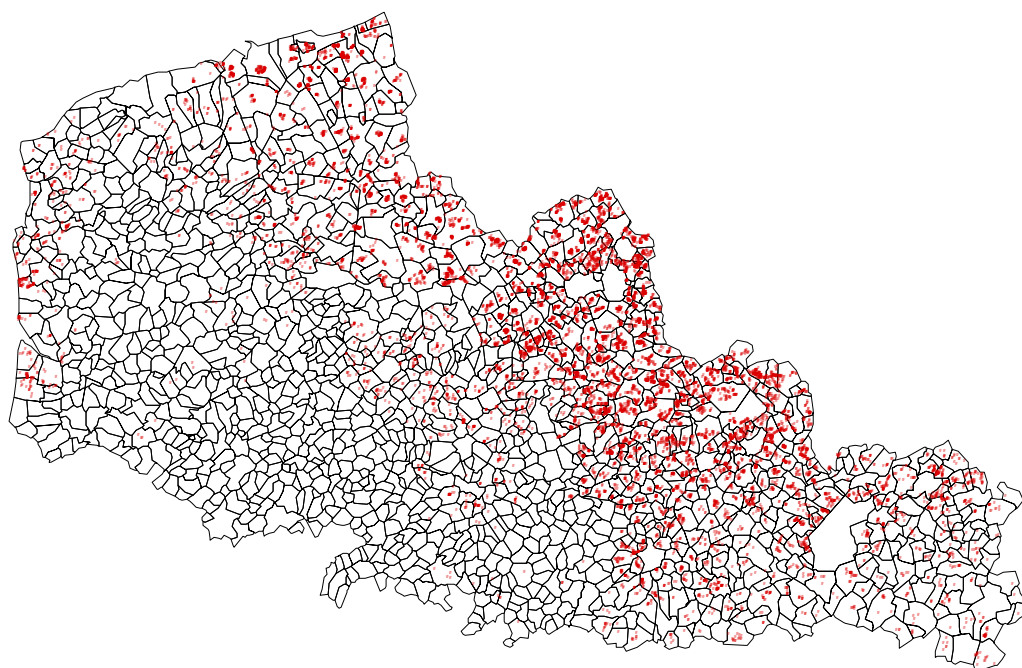
HUBERT JAYET, JULIE LE GALLO

QUELQUES CARACTERISTIQUES GLOBALES DES TRANSACTIONS

Pour le Nord-Pas de Calais, nous disposons au départ de 16874 observations, dont on trouvera la répartition géographique sur la carte de la figure 1 ci-dessous. La première caractéristique importante de cet échantillon est sa forte concentration dans le département du Nord (15217 observations, soit près de 90%). La faiblesse du nombre de transactions dans le Pas de Calais (1657) s'explique pour l'essentiel par des problèmes de numérisation des coordonnées.

Le Nord Pas de Calais est, avec 4 millions d'habitants, une des régions les plus peuplées de France. Ces habitants se répartissent pour un peu moins de 2,6 millions dans le département du Nord et pour un peu plus de 1,4 millions dans le Pas de Calais. Entre 1990 et 1999, la région Nord Pas de Calais a gagné environ 100 000 habitants, à peu près également répartis entre les deux régions.

Figure 1 : Répartition spatiale des transactions



Le Nord Pas de Calais a deux spécificités qu'il faut avoir en tête. La première est qu'il s'agit d'une région très fortement urbanisée. Elle est assez fortement polarisée par une agglomération millionnaire, l'aire urbaine de Lille, qui abrite un peu moins de 1 millions d'habitants. Encore ce chiffre sous estime l'importance d'une agglomération qui déborde au-delà de la frontière belge et qui entretient des relations étroites avec d'autres agglomérations proches, auxquels elle est reliée par un tissu urbain quasi continu. Outre cette conurbation

centrale, la région abrite plusieurs agglomérations dépassant les 100 000 habitants : Dunkerque, Lens, Béthune, Arras, Douai, Valenciennes.

La deuxième spécificité importante de la région est son passé industriel. Ce dernier marque fortement les paysages et le foncier régional, en particulier dans le bassin minier et dans la vallée de la Sambre. Les friches industrielles, dont un certain nombre sont en cours de traitement, sont nombreuses.

Fournies par l'Office Régional de l'Habitat et de l'Aménagement (ORHA), les données dont nous disposons portent uniquement sur des terrains à bâtir. Elles couvrent une période de 14 ans, de 1989 à 2002. La superficie moyenne de ces terrains est de près de 1100 mètres carrés. La dispersion est très forte : les superficies vont d'un minimum de 55 mètres carrés à un maximum de près de 3,4 hectares, avec un écart-type de près de 800 mètres carrés. Les prix sont également très fortement dispersés : la moyenne est à 33390, avec un minimum de 44 euros, un maximum de près de 437 000 euros et un écart-type de près de 24 000 euros.

Pour les besoins des estimations, nous avons été conduits à éliminer les valeurs extrêmes. Nous avons enlevé le premier centile et le dernier centile de la distribution des superficies, ainsi que le premier et le dernier centile de la distribution des prix. Compte tenu de l'usage (même implicite) d'un modèle à effet fixe, nous avons également éliminé les transactions localisées dans des communes où le nombre d'observation était trop faible, en pratique moins de cinq transactions. Enfin, des premières estimations économétriques montrent que les transactions localisées hors aire urbaine, peu nombreuses (1044, soit 6,2% de l'échantillon) perturbent fortement les estimations. Nous les avons donc également éliminées. L'échantillon effectivement utilisé couvre 15 484 transactions.

REGROUPER DES VARIABLES

Au départ, nous disposons d'informations sur le paysage vu construites à partir de deux sources d'information, Corine et Sigale. Pour chacune des deux sources, nous disposons des 13 mêmes types d'occupation du sols (bâti, cultures, prés, vignes, feuillus, résineux, buissons, eaux et lacs, zones industrielles, routes, voies ferrées, minéral, océan) répartis entre six plans allant du plus proche (de 0 à 75 mètres) au plus éloigné (de 6 à 40 kilomètres). S'y ajoute, dans le cas de Sigale, un type d'occupation spécifique, la vue sur les terrils, ce qui permet de rendre compte d'une des spécificités du paysage régional.

Pour les deux plans les plus éloignés (au-delà de 1200 mètres), certains types d'occupation du sol sont regroupés, d'autres sont négligés : les ouverts regroupent les cultures, les prés et les vignes ; les espaces arborés regroupent les feuillus, les résineux et les buissons ; les zones industrielles, les routes, les voies ferrées et les minéraux sont ignorés.

Nous serons amenés ci-après à comparer les différents plans, voire les agréger. Ce travail ne peut être fait sans précautions. En effet, l'agrégation simple, qui consiste à faire la somme du nombre de pixels dénombrés dans chacun des plans, n'est pas adaptée, et ce pour deux raisons. D'une part, un pixel de 25 mètres de côté n'a pas la même importance dans le champ de vision de l'observateur quand il est relativement éloigné (aux environs d'un kilomètre) que quand il est à proximité immédiate (en deçà de 75 mètres). D'autre part, si la définition des pixels est la même pour les quatre premiers plans (en deçà de 1200 mètres), elle change pour les deux derniers plans : les pixels ont 150 mètres de côté entre 1200 et 6000 mètres et 1 km de côté entre 6 kilomètres et 40 kilomètres.

Pour pallier à cette difficulté tout en conservant une procédure simple, nous sommes partis du principe suivant : l'importance d'un pixel est proportionnelle à l'angle solide qu'il occupe dans le champ de vision de l'observateur. En conséquence, cela conduit à calculer, pour

chacun des six plans, l'angle solide moyen des pixels correspondant à ce plan. Pour rester simple, on utilise comme unité l'angle solide moyen d'un pixel situé dans le premier plan. Ce qui donne le tableau suivant :

Tableau 1 : Equivalences entre plans utilisées pour l'agrégation

Plan	Distances	Distance moyenne	Taille des pixels	Equivalence pixels plan 1
1	0-75 m	37,5 m	25×25 m	1
2	76-150 m	112,5 m	25×25 m	1/2,7
3	151-300 m	225 m	25×25 m	1/5,3
4	300-1200m	750 m	25×25 m	1/17,7
5	1,2-6 km	3,6 km	150×150m	1/14,2
6	6-40 km	23km	1×1 km	1/13,5

Toutes les variables utilisées dans les estimations ont été exprimées en « équivalent pixel plan 1 » en utilisant la table ci-dessus : pour chaque type de couvert, le nombre de pixels calculé initialement a été divisé par 2,7 pour le plan 2, par 5,3 pour le plan 3 et ainsi de suite. Les agrégations ont été faites ensuite, par simple addition du nombre de pixels ainsi recalculé.

LE TRAITEMENT DES VARIABLES PAYSAGERES

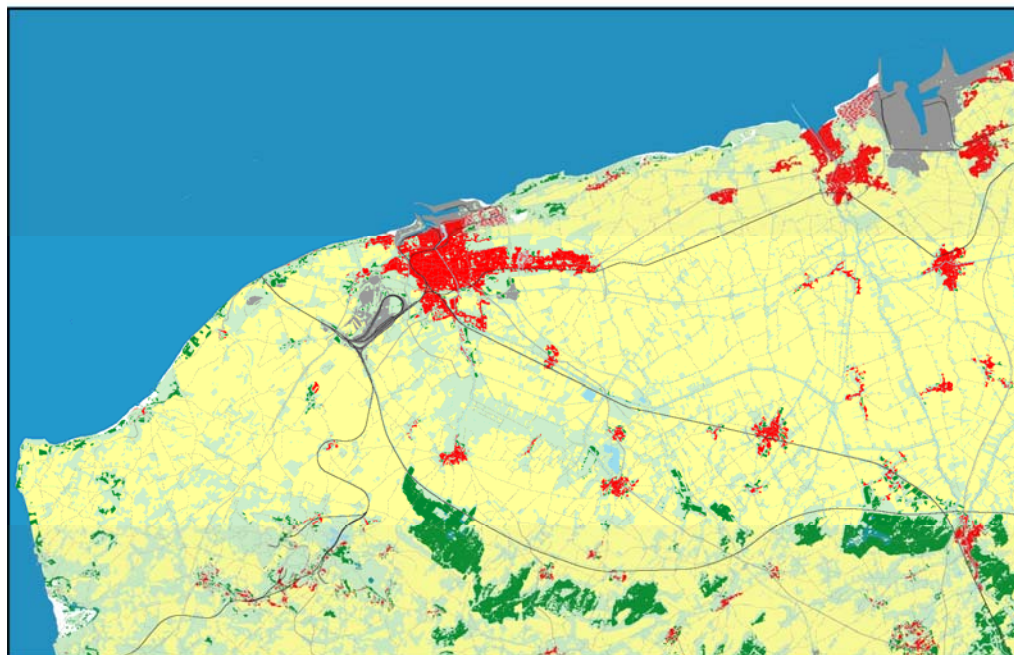
L'un des intérêts du Nord Pas de Calais est que, pour cette région, nous disposons de deux sources d'information sur l'occupation du sol. La première est, comme pour les autres zones sur lesquelles nous avons travaillé, Corine avec 25 mètres de résolution. La deuxième est Sigale, qui nous a été fourni par l'ORHA. Comme Corine, Sigale permet de travailler avec une résolution de 25 mètres. Cependant, de par son mode de construction, il est a priori plus précis et plus fiable que Corine. La comparaison entre les deux systèmes sera intéressante.

La figure 2 ci-dessous illustre bien cette comparaison. Elle montre la même zone de la région, en la circonstance l'agglomération de Dunkerque et son arrière-pays, vue avec chacune des deux sources d'information. Globalement, les deux sources d'information décrivent bien le même paysage. Par contre, de nombreuses différences apparaissent dès qu'on s'intéresse aux détails. C'est particulièrement frappant pour le bâti. Corine identifie surtout les pixels de bâti qui sont dans ou à proximité des zones bâties, agglomérations de plus ou moins grande taille. Sigale est beaucoup plus précis. Les pixels de bâti sont beaucoup plus nombreux et nettement plus dispersés. Cette différence est importante car elle conduit non seulement à des différences d'évaluation pour le bâti, mais aussi pour les autres types de couverts puisque les pixels bâtis fournissent des masques qui modifient le paysage vu en obstruant la vision.

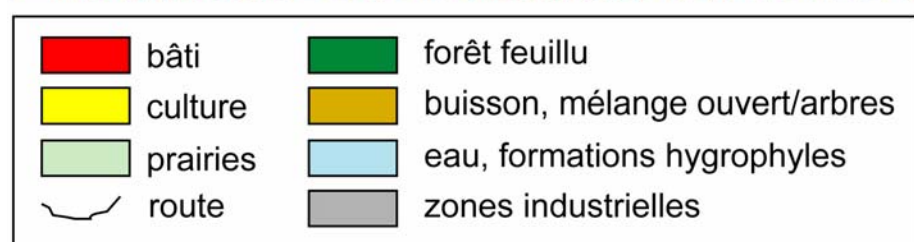
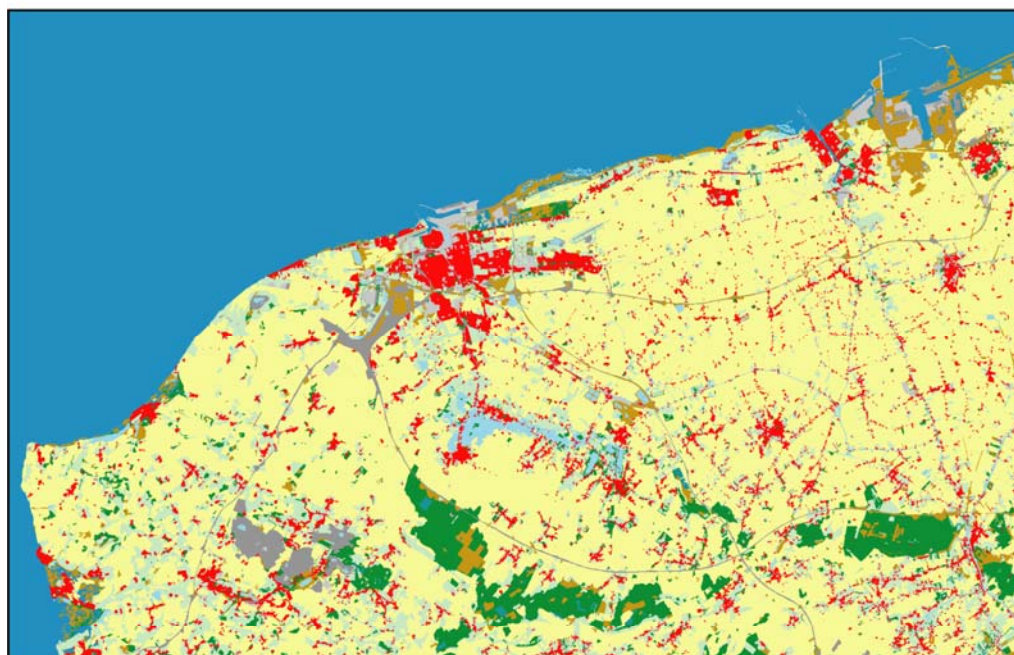
Sur la base de ces variables, il est possible de faire deux choses. En premier lieu, elles permettent de faire un premier bilan global, quoique sommaire, de la comparaison entre Sigale et Corine. En second lieu, que ce soit sous Corine ou sous Sigale, ces variables ne sont pas utilisables en l'état dans les modèles économétriques, pour deux raisons. La première est que certaines d'entre elles correspondent à des caractéristiques paysagères peu présentes, voire complètement absentes. La deuxième est que certaines d'entre elles, notamment quand elles correspondent au même type d'occupation du sol pour des plans différents, sont fortement corrélées entre elles. Nous avons de ce fait été conduits à supprimer une partie des variables et à en regrouper d'autres.

Figure 2 : comparaison entre Corine et Sigale

CORINE persillé



Cigale



On trouvera tableau 2 deux statistiques permettant de préciser le degré de présence de chacune des variables initiales dans l'échantillon des 15484 observations soumises à estimation. Il s'agit d'une part du nombre de transactions pour lesquelles cette variable n'est pas nulle et d'autre part du nombre total de pixels sur l'ensemble des 15484 transactions.

Le premier point qui frappe est que, malgré des divergences de détail, il y a une grande similarité entre Corine et Sigale dans ce domaine, qui relève des grandes structures. A quelques exceptions près que nous préciserons ci-après, les ordres de grandeurs sont les mêmes pour le nombre de valeurs non nulles : au total, on dénombre dans Corine un peu plus de 259000 valeurs non vues alors qu'on en dénombre un peu moins, 220831, sous Sigale. Par contre, le nombre total de pixels vue est très différent : un peu plus de 17 millions avec Corine, à peine la moitié (8,3 millions), sous Sigale. Cependant, là encore, à l'intérieur de chaque source, la répartition des pixels entre les différents types d'usage et les différents plans est assez similaire.

A une exception près, ce sont les mêmes types d'occupation du sol qui sont absents ou presque complètement absents. Dans les deux cas, les vignes sont complètement absentes, les résineux, les minéraux et la mer sont très peu représentés. La principale divergence porte sur les buissons : Corine n'en voit pas alors que Sigale en voit, même si ce n'est pas avec une fréquence élevée. On observe également une divergence, moins importante, sur les zones d'activité : Corine en observe très peu, alors qu'elles sont nettement plus fréquentes pour Sigale.

Si l'on regarde du côté des types d'occupation du sol les plus fréquemment vus, on trouve dans les deux cas le bâti est les espaces à dominante verte : cultures, prés, feuillus et espaces ouverts. Du côté du bâti, le nombre de pixels vus est un peu plus important d'après Sigale que d'après Corine pour les premiers plans (en deçà de 1200 mètres), l'inverse étant vrai au-delà. Du côté des cultures et des ouverts, les divergences entre les deux sources sont faibles en deçà de 300 mètres, très importantes au-delà ; du côté des prés, on retrouve à peu près le rapport de un à deux pour les quatre plans. Il en est de même pour les feuillus.

Du côté des types d'occupation du sol moins fréquentes, on notera que Sigale voit nettement plus fréquemment de l'eau et des lacs et en plus grand quantité que Corine dans les trois premiers plans (en-deçà de 300 mètres). La vue sur les zones d'activité est également beaucoup plus fréquente avec Sigale qu'avec Corine. Par contre, pour les routes et les voies ferrées, les deux sources convergent. Enfin, si la mer est vue dans les deux cas avec des fréquences similaires, la quantité vue est nettement plus importante pour Corine que pour Sigale.

Pour tenir compte de la faible fréquence de certains types d'occupation du sol, nous avons été conduits à faire des regroupements. La similitude globale entre Corine et Sigale a permis de faire les mêmes regroupements dans les deux cas, ce qui facilitera grandement ensuite la comparaison entre les deux sources d'information.

Nous avons fait les choix suivants :

- Nous avons supprimé les vignes (pas très difficile...).
- Nous avons regroupé les buissons, absents de Corine, avec les feuillus.
- Nous avons regroupé l'ensemble des plans pour les résineux, pour les minéraux et pour la mer.

Ce premier regroupement aboutit à un ensemble de 44 variables.

Tableau 2 : Nombre de valeurs positives (variables initiales)

Variable	Plan	Nombre de valeurs non nulles		Nombre total de pixels	
		Corine	Sigale	Corine	Sigale
Bâti	0-75	9622	11841	53358	71667
Bâti	76-151	8981	8949	41733	48097
Bâti	151-300	8505	9894	60941	103012
Bâti	301-1250	9446	10463	197626	391305
Bâti	1251-6000	7947	6143	236712	125850
Bâti	6001-40000	5183	3932	85064	51597
Cultures	0-75	9025	8690	109058	121421
Cultures	76-151	10691	9570	329707	343814
Cultures	151-300	11576	10052	1021440	866636
Cultures	301-1250	12198	10154	7365032	3419230
Prés	0-75	11963	5602	129954	53800
Prés	76-151	12732	7009	324329	124452
Prés	151-300	12589	7863	783725	247305
Prés	301-1250	12353	8815	3091077	647028
Vignes	0-75	0	0	0	0
Vignes	76-151	0	0	0	0
Vignes	151-300	0	0	0	0
Vignes	301-1250	0	0	0	0
Ouverts	1251-6000	8533	6626	1701569	548289
Ouverts	6001-40000	5961	4705	333160	182963
Feuilllus	0-75	3713	1397	11069	5911
Feuilllus	76-151	5291	1609	18076	6085
Feuilllus	151-300	7444	2905	37579	16146
Feuilllus	301-1250	11202	8074	244570	149995
Résineux	0-75	26	51	96	222
Résineux	76-151	40	61	212	245
Résineux	151-300	71	85	534	481
Résineux	301-1250	263	433	5079	3816
Buissons	0-75	0	641	0	2367
Buissons	76-151	0	636	0	2113
Buissons	151-300	0	1032	0	5263
Buissons	301-1250	0	3407	0	28974
Arborés	1251-6000	6748	2552	142478	62358
Arborés	6001-40000	5677	2986	69489	20910
Eaux, lacs	0-75	895	1168	1846	5039
Eaux, lacs	76-151	1758	1788	5698	12420
Eaux, lacs	151-300	3062	2801	18340	31066
Eaux, lacs	301-1250	6737	5084	137059	128598
Eaux, lacs	1251-6000	253	195	1911	1459
Eaux, lacs	6001-40000	157	144	162	166
Zones d'activité	0-75	247	1349	1073	4444
Zones d'activité	76-151	180	1310	620	3754
Zones d'activité	151-300	199	2419	949	10210
Zones d'activité	301-1250	906	6356	11235	60104
Routes	0-75	8732	8349	19439	19983
Routes	76-151	10128	8663	38598	35290
Routes	151-300	10489	8898	82524	65865
Routes	301-1250	11556	9266	342770	183736

Tableau 2 (suite) : Nombre de valeurs positives (variables initiales)

Voies ferrées	0-75	276	259	1127	1042
Voies ferrées	76-151	527	436	3274	2929
Voies ferrées	151-300	820	668	8618	6396
Voies ferrées	301-1250	2700	1717	54336	22616
Minéral	0-75	49	44	788	284
Minéral	76-151	53	36	1511	299
Minéral	151-300	57	26	2845	487
Minéral	301-1250	130	35	5637	2493
Mer	0-75	15	1	234	10
Mer	76-151	23	1	601	25
Mer	151-300	28	1	1740	28
Mer	301-1250	56	9	22857	4015
Mer	1251-6000	62	28	16803	4190
Mer	6001-40000	295	219	41391	8933
Différence vue	0-75	949	3080	774	2731
Terrils	0-75		6		36
Terrils	76-151		10		63
Terrils	151-300		23		102
Terrils	301-1250		265		2063

Pour les 44 variables obtenues après cette première agrégation, il est possible de calculer la corrélation entre les variables paysagères obtenues à partir de Corine et de Sigale. Ces corrélations sont fournies dans le tableau 3 ci-dessous. Le premier point qui frappe est que cette corrélation est souvent faible. Elle n'est supérieure à 0,5 que dans 11 cas, supérieure à 0,4 dans 17 cas, sur un total de 44 variables.

Tableau 3 : Corrélation entre Corine et Sigale

Variable	Plan	Corrélation			Corrélation
Bâti	0-75	0,23	Eaux, lacs	0-75	0,35
Bâti	76-151	0,00	Eaux, lacs	76-151	0,38
Bâti	151-300	0,02	Eaux, lacs	151-300	0,33
Bâti	301-1250	0,21	Eaux, lacs	301-1250	0,28
Bâti	1251-6000	0,50	Eaux, lacs	1251-6000	0,39
Bâti	6001-40000	0,52	Eaux, lacs	6001-40000	0,00
Cultures	0-75	0,75	Zones industrielles	0-75	0,12
Cultures	76-151	0,64	Zones industrielles	76-151	0,03
Cultures	151-300	0,55	Zones industrielles	151-300	0,05
Cultures	301-1250	0,46	Zones industrielles	301-1250	0,26
Prés	0-75	0,29	Routes	0-75	0,59
Prés	76-151	0,23	Routes	76-151	0,30
Prés	151-300	0,25	Routes	151-300	0,23
Prés	301-1250	0,36	Routes	301-1250	0,21
Ouverts	1251-6000	0,52	Voies ferrées	0-75	0,92
Ouverts	6001-40000	0,57	Voies ferrées	76-151	0,61
Feuilllus, buissons	0-75	0,06	Voies ferrées	151-300	0,53
Feuilllus, buissons	76-151	0,09	Voies ferrées	301-1250	0,50
Feuilllus, buissons	151-300	0,10	Minéral	0-1250	0,06
Feuilllus, buissons	301-1250	0,39	Mer	0-40000	0,37
Résineux	0-40000	0,36	Différence vue	0-75	0,10
Arborés	1251-6000	0,48			
Arborés	6001-40000	0,02			

Plus dans le détail, c'est pour les cultures et les espaces ouverts que, en général, les corrélations sont les meilleures. On trouve également des corrélations élevées pour les voies ferrées ; pour les routes dans le premier plan ; pour le bâti et pour les espaces arborés en plan éloigné (au-delà de 1200 mètres) ; pour la mer. A l'opposé, les corrélations entre Corine et Sigale sont très faibles pour le bâti en deçà de 1200 mètres, pour les feuillus et les buissons, pour les zones d'activité et pour les minéraux.

L'impression générale qui ressort de cette analyse est que Corine et Sigale convergent pour des couverts aisément identifiables parce que présents sous forme de grandes tâches (les cultures, les espaces ouverts, la mer) ou parce qu'ils présentent des particularités facilitant leur reconnaissance (les voies ferrées et les routes). Par contre, dès que la présence d'un type de couverture du sol correspond à des petites structures difficilement identifiables ou dispersées dans l'espace, comme c'est le cas du bâti, la divergence entre les deux sources d'information est beaucoup plus importante.

Nous avons également examiné les corrélations entre les 44 variables pour chacune des deux sources. Les deux matrices de corrélations sont trop grandes pour qu'on puisse les fournir ici dans leur intégralité. On en trouvera les extraits les plus significatifs dans le tableau 4 ci-dessous, correspondant aux zones où les corrélations sont les plus fortes.

Ce qui frappe à l'examen de ces deux matrices complètes et qu'on retrouve dans les extraits ci-dessous est la grande similarité entre les structures des corrélations qui ressortent de l'une comme de l'autre. Dans les deux cas, ce sont à peu de choses près les mêmes groupes de variables qui sont corrélées entre elles. Les deux premières matrices du tableau 4 portent sur les variables relatives à la vue sur des couverts agricoles : cultures, prés et espaces ouverts. Avec Corine comme avec Sigale, on observe une forte corrélation entre les différents plans pour les cultures d'une part et pour les prés d'autre part ; ainsi qu'une forte corrélation entre les deux variables sur les espaces ouverts. Il y a également convergence pour donner des corrélations plutôt faibles entre cultures d'une part, prés et espaces ouverts d'autre part ; ces corrélations sont toutefois plus fortes entre variables Corine qu'entre variables Sigale.

Les deux matrices suivantes du tableau 4 portent sur les corrélations entre ces mêmes variables relatives à la vue sur les couverts agricoles et les six variables relatives à la vue sur le bâti dans les différents plans. Là encore, il y a une forte similitude entre Corine et Sigale. Les corrélations sont significativement négatives entre le bâti le plus proche et les couverts agricoles, ce qui n'est pas surprenant puisque le bâti pioche masque la vue des zones plus éloignées. Les corrélations sont positives pour les autres plans et une partie notable d'entre elles est significative. On notera que ces corrélations sont en général plus élevées, en valeur absolue, pour les variables Sigale que pour les variables Corine.

Tableau 4 : corrélations entre variables (premier regroupement)

Couverts agricoles (variables Corine, premier regroupement)

	Variable	Plan	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
1	Cultures	0-75	1	0,90	0,73	0,50	-0,45	-0,20	0,05	0,28	0,35	0,32
2	Cultures	76-151	0,90	1	0,89	0,64	-0,28	-0,13	0,10	0,35	0,45	0,4
3	Cultures	151-300	0,73	0,89	1	0,78	-0,08	0,05	0,16	0,40	0,55	0,45
4	Cultures	301-1250	0,50	0,64	0,78	1	0,10	0,25	0,37	0,52	0,76	0,53
5	Prés	0-75	-0,45	-0,28	-0,08	0,10	1	0,85	0,60	0,29	0,07	0,02
6	Prés	76-151	-0,20	-0,13	0,05	0,25	0,85	1	0,83	0,46	0,16	0,09
7	Prés	151-300	0,05	0,10	0,16	0,37	0,60	0,83	1	0,65	0,25	0,14
8	Prés	301-1250	0,28	0,35	0,40	0,52	0,29	0,46	0,65	1	0,42	0,26
9	Ouverts	1251-6000	0,35	0,45	0,55	0,76	0,07	0,16	0,25	0,42	1	0,68
10	Ouverts	6001-40000	0,32	0,4	0,45	0,53	0,02	0,09	0,14	0,26	0,68	1

Couverts agricoles (variables Sigale, premier regroupement)

	Variable	Plan	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
1	Cultures	0-75	1	0,93	0,80	0,62	-0,25	-0,10	0,10	0,20	0,34	0,23
2	Cultures	76-151	0,93	1	0,91	0,69	-0,15	-0,07	0,10	0,22	0,36	0,24
3	Cultures	151-300	0,80	0,91	1	0,79	-0,05	0,01	0,10	0,22	0,39	0,24
4	Cultures	301-1250	0,62	0,69	0,79	1	0,03	0,09	0,17	0,29	0,56	0,31
5	Prés	0-75	-0,25	-0,15	-0,05	0,03	1	0,85	0,56	0,36	0,04	0,02
6	Prés	76-151	-0,10	-0,07	0,01	0,09	0,85	1	0,79	0,47	0,06	0,02
7	Prés	151-300	0,10	0,10	0,10	0,17	0,56	0,79	1	0,62	0,10	0,03
8	Prés	301-1250	0,20	0,22	0,22	0,29	0,36	0,47	0,62	1	0,21	0,06
9	Ouverts	1251-6000	0,34	0,36	0,39	0,56	0,04	0,06	0,10	0,21	1	0,57
10	Ouverts	6001-40000	0,23	0,24	0,24	0,31	0,02	0,02	0,03	0,06	0,57	1

Bâti et couverts végétaux (variables Corine, premier regroupement)

	Variable	Plan	Bâti, plan n°					
			1	2	3	4	5	6
1	Cultures	0-75	-0,48	-0,09	0,07	0,17	0,31	0,25
2	Cultures	76-151	-0,56	-0,17	0,08	0,2	0,37	0,3
3	Cultures	151-300	-0,58	-0,2	0,05	0,19	0,39	0,32
4	Cultures	301-1250	-0,54	-0,19	0,03	0,09	0,42	0,36
5	Prés	0-75	-0,41	0,2	0,33	0,18	0,07	0,01
6	Prés	76-151	-0,54	0,02	0,38	0,25	0,16	0,06
7	Prés	151-300	-0,56	-0,12	0,23	0,28	0,22	0,08
8	Prés	301-1250	-0,51	-0,2	-0,03	0,15	0,3	0,12
9	Ouverts	1251-6000	-0,34	-0,14	0,02	-0,01	0,39	0,51
10	Ouverts	6001-40000	-0,27	-0,12	-0,01	-0,01	0,3	0,86

Bâti et couverts végétaux (variables Sigale, premier regroupement)

	Variable	Plan	Bâti, plan n°					
			1	2	3	4	5	6
1	Cultures	0-75	-0,64	0,29	0,51	0,43	0,3	0,24
2	Cultures	76-151	-0,67	0,2	0,55	0,45	0,31	0,25
3	Cultures	151-300	-0,62	0,14	0,43	0,42	0,28	0,24
4	Cultures	301-1250	-0,52	0,14	0,3	0,34	0,28	0,29
5	Prés	0-75	-0,31	0,33	0,28	0,2	0	0,02
6	Prés	76-151	-0,39	0,21	0,38	0,27	0,03	0,02
7	Prés	151-300	-0,41	0,09	0,34	0,34	0,06	0,03
8	Prés	301-1250	-0,38	0,07	0,23	0,45	0,15	0,08
9	Ouverts	1251-6000	-0,29	0,11	0,17	0,21	0,26	0,51
10	Ouverts	6001-40000	-0,18	0,11	0,12	0,16	0,29	0,88

Eaux et lacs (variables Corine, premier regroupement)

	Variable	Plan	1	2	3	4	5	6
1	Eaux, lacs	0-75	1	0,51	0,3	0,18	0,06	-0,01
2	Eaux, lacs	76-151	0,51	1	0,59	0,33	0,1	-0,01
3	Eaux, lacs	151-300	0,3	0,59	1	0,52	0,07	0
4	Eaux, lacs	301-1250	0,18	0,33	0,52	1	0,19	0
5	Eaux, lacs	1251-6000	0,06	0,1	0,07	0,19	1	0,02
6	Eaux, lacs	6001-40000	-0,01	-0,01	0	0	0,02	1

Eaux et lacs (variables Sigale, premier regroupement)

	Variable	Plan	1	2	3	4	5	6
1	Eaux, lacs	0-75	1	0,88	0,75	0,51	0,06	-0,01
2	Eaux, lacs	76-151	0,88	1	0,89	0,62	0,06	-0,01
3	Eaux, lacs	151-300	0,75	0,89	1	0,77	0,09	0
4	Eaux, lacs	301-1250	0,51	0,62	0,77	1	0,29	0
5	Eaux, lacs	1251-6000	0,06	0,06	0,09	0,29	1	0
6	Eaux, lacs	6001-40000	-0,01	-0,01	0	0	0	1

Routes et voies ferrées (variables Corine, premier regroupement)

	Variable	Plan	1	2	3	4	5	6	7	8
1	Routes	0-75	1	0,52	0,34	0,17	-0,02	0	0	0,04
2	Routes	76-151	0,52	1	0,68	0,4	0	0,03	0,04	0,09
3	Routes	151-300	0,34	0,68	1	0,62	0	0,02	0,05	0,14
4	Routes	301-1250	0,17	0,4	0,62	1	0,02	0,06	0,12	0,31
5	Voies ferrées	0-75	-0,02	0	0	0,02	1	0,56	0,32	0,11
6	Voies ferrées	76-151	0	0,03	0,02	0,06	0,56	1	0,6	0,21
7	Voies ferrées	151-300	0	0,04	0,05	0,12	0,32	0,6	1	0,38
8	Voies ferrées	301-1250	0,04	0,09	0,14	0,31	0,11	0,21	0,38	1

Routes et voies ferrées (variables Sigale, premier regroupement)

	Variable	Plan	1	2	3	4	5	6	7	8
1	Routes	0-75	1	0,6	0,36	0,19	0,01	0,04	0,06	0,09
2	Routes	76-151	0,6	1	0,68	0,34	0,02	0,09	0,1	0,12
3	Routes	151-300	0,36	0,68	1	0,49	0,03	0,09	0,13	0,14
4	Routes	301-1250	0,19	0,34	0,49	1	0,02	0,04	0,06	0,19
5	Voies ferrées	0-75	0,01	0,02	0,03	0,02	1	0,54	0,34	0,21
6	Voies ferrées	76-151	0,04	0,09	0,09	0,04	0,54	1	0,65	0,31
7	Voies ferrées	151-300	0,06	0,1	0,13	0,06	0,34	0,65	1	0,42
8	Voies ferrées	301-1250	0,09	0,12	0,14	0,19	0,21	0,31	0,42	1

Dans une troisième série de matrices, nous intéressons à la vue sur les eaux et lacs, dans chacun des six plans. Là encore, Corine et Sigale convergent. Dans les deux cas, les quatre premiers plans (en-deçà de 1200 mètres) sont bien corrélés entre eux et ne le sont pas avec les deux plans les plus éloignés.

Enfin, dans un dernier groupe de matrices on trouvera les corrélations entre les variables relatives à la vue sur les routes et sur les voies ferrées, dans chacun des quatre plans pour lesquels elles sont disponibles. Là encore, Corine et Sigale convergent. Dans les deux cas, il y a des corrélations significatives entre les différents plans pour les routes et pour les voies ferrées ; et il n'y a pas de corrélations significatives entre les routes d'un côté, les voies ferrées de l'autre.

On retrouve ainsi le fait que, malgré de nombreuses divergences de détail qui conduisent souvent à de faibles corrélations entre variables Corine et variables Sigale, les deux systèmes convergent pour la description des grandes structures d'ensemble.

Cette convergence permet de proposer un second niveau de regroupement des variables qui est le même pour les deux sources. Ce regroupement est motivé par les fortes corrélations que nous avons observées entre variables relatives à un même type d'usage du sol pour différents plans. Il a été construit de la manière suivante :

- Nous avons regroupés les quatre variables correspondants aux différents plans sur les cultures.
- Nous avons fait de même pour les prés.

- Nous avons regroupé les variables correspondant aux quatre premiers plans pour les eaux et lacs. Nous avons conservé les deux variables correspondant aux plans les plus éloignés.
- Nous avons regroupé les variables relatives aux trois premiers plans pour les routes. Nous avons conservé le quatrième plan à part.
- Nous avons procédé de même avec les voies ferrées.

Pour ce regroupement, comme d'ailleurs pour le précédent, nous avons utilisé les « équivalent pixel plan 1 » décrits au début de cette contribution.

On aboutit donc à un ensemble de 30 variables pour Corine, 31 variables pour Sigale, la différence portant sur la variable de vue sur les terrils. Ce sont ces variables qui vont être utilisées pour les estimations économétriques. Ces variables sont mesurées en « équivalent pixel plan 1 ».

QUELQUES STATISTIQUES DESCRIPTIVES SUR LES VARIABLES PAYSAGERES UTILISEES POUR L'ESTIMATION.

On trouvera dans les tableaux 5 et 6 quelques statistiques descriptives sur les variables paysagères effectivement utilisées dans les régressions, c'est-à-dire après regroupement et en utilisant les « équivalents plan 1 » présentés dans la section précédente. Le tableau 5 porte sur les variables construites à partir de Corine, le tableau 6 sur les variables construites à partir de Sigale. Ces statistiques descriptives sont complétées par la valeur des déciles, tableaux 7 pour Corine et 8 pour Sigale, qui permet de se faire une idée de la distribution des valeurs concernées.

On retrouve là encore la grande similarité entre les structures paysagères globales décrites par les deux sources, ce qui nous permettra d'en décrire les traits les plus importants pour Corine et Sigale simultanément.

Les types d'usage du sol les plus fréquemment vus sont le bâti, les espaces à dominante agricole (cultures, prés, ouverts), et les routes. Ce sont les seuls cas où il y a au moins un pixel vu par plus de la moitié des terrains. Il y a cependant une forte différence entre le bâti et les routes d'une part et les couverts de type agricole d'autre part. Dans le premier cas, si les occurrences sont fréquentes, en général, le nombre de pixels vu est peu élevé. C'est ainsi que, pour 90% des usagers, au-delà de 75 mètres, le nombre de pixels bâtis vus dans un des plans ne dépasse pas 3 (en équivalent pixel plan 1) d'après Corine et 4 d'après Sigale ; et le nombre maximum est inférieur à 29 pour Corine, 36 pour Sigale. Pour les routes, ces valeurs ne sont pas plus élevées si on tient compte du fait que les pixels des quatre premiers plans ont été regroupées pour ces dernières alors qu'ils ne l'ont pas été pour le bâti. De plus, plus on s'éloigne, plus le bâti est rare.

La situation est très différente pour la vue sur les couverts agricoles. Qu'il s'agisse des cultures et des prés (en deçà de 1200 mètres) ou des espaces ouverts (au-delà de 1200 mètres), ces derniers sont visibles par grandes masses. Cela se traduit par un nombre moyen et un nombre maximum de pixels vus élevés et par une différence relative entre le neuvième décile et le maximum beaucoup plus faible que pour le bâti ou les routes.

On a ici une opposition entre deux types de répartition spatiale. Dans le premier cas, on a des objets plutôt petits dispersés dans l'espace, d'où des occurrences fréquentes, mais avec des valeurs faibles. Dans le second cas, on a des occupations par grandes plages, avec de ce fait des valeurs élevées.

Tableau 5 : Statistiques descriptives (variables Corine utilisées dans les estimations)

Variable	Plan	Moyenne	Médiane	Ecart-type	Minimum	Maximum
Bâti	0-75	3,2	2	3,44	0	15
Bâti	76-151	0,9	0,4	1,23	0	7,8
Bâti	151-300	0,7	0,2	1,12	0	15,7
Bâti	301-1250	0,7	0,1	1,34	0	24,9
Bâti	1251-6000	1	0	2,14	0	28,2
Bâti	6001-40000	0,4	0	1,09	0	13,6
Cultures	0-1250	49,8	28,6	56,2	0	298,1
Prés	0-1250	34	24,5	33,2	0	235,7
Ouverts	1251-40000	8,6	0,2	17,93	0	207,3
Feuillus, buissons	0-75	0,7	0	1,51	0	12
Feuillus, buissons	76-151	0,4	0	0,8	0	7,4
Feuillus, buissons	151-300	0,4	0	0,72	0	7,5
Feuillus, buissons	301-1250	0,8	0,3	1,46	0	22
Résineux	0-1250	0	0	0,42	0	14,1
Arborés	1251-6000	0,6	0	1,56	0	30,1
Arborés	6001-40000	0,3	0	0,8	0	9,9
Eau, lacs	0-1250	0,9	0	2,18	0	40,5
Eau, lacs	1251-6000	0	0	0,1	0	3,9
Eau, lacs	6001-40000	0	0	0,01	0	0,1
Zones d'activité	0-75	0,1	0	0,59	0	9
Zones d'activité	76-151	0	0	0,16	0	5,2
Zones d'activité	151-300	0	0	0,14	0	4,7
Zones d'activité	301-1250	0	0	0,28	0	8,8
Routes	0-300	2,9	2,2	3,53	0	61,1
Routes	301-1250	1,1	0,5	1,59	0	24,5
Voies ferrées	0-300	0,2	0	1,26	0	14,7
Voies ferrées	301-1250	0,2	0	0,57	0	5,8
Minéral	0-1250	0,1	0	2,55	0	80
Mer	0-40000	0,4	0	6,66	0	251,6
Différence vue	0-75	0	0	0,29	-8	4

Après le bâti et les couverts de type agricole, les éléments paysagers les plus fréquemment vus sont les feuillus et buissons et, en deçà de 1200 mètres, les eaux et lacs. On notera que, pour Corine comme pour Sigale, les feuillus et buissons sont d'autant plus fréquemment vus qu'ils sont éloignés : la fréquence de vision augmente régulièrement du premier au quatrième plan. La moyenne et les maxima restent faibles. Du côté des eaux et lacs, la valeur maximale est beaucoup plus élevée d'après Sigale que d'après Corine.

Il y a ici deux divergences importantes entre Corine et Sigale. Elles portent zones arborées dans les plans éloignés (au-delà de 1200 mètres) et les zones d'activité. Dans les deux cas, il s'agit d'objets qui sont beaucoup plus fréquemment vus d'après Sigale que d'après Corine.

Pour ce qui est des autres usages, Corine et Sigale s'accordent sur le fait qu'ils ne sont vus que par une proportion très faible de terrains, moins de 10%. On notera le cas particulier de la mer qui, quand elle est vue, l'est en très grande masse, comme en témoigne la valeur élevée du maximum, particulièrement avec Corine.

Tableau 6 : Statistiques descriptives (variables Sigale utilisées dans les estimations)

Variable	Plan	Moyenne	Médiane	Ecart-type	Minimum	Maximum
Bâti	0-75	4,3	4	3,62	0	14
Bâti	76-151	1,1	0,4	1,44	0	9,3
Bâti	151-300	1,2	0,4	1,55	0	17,5
Bâti	301-1250	1,3	0,5	2,24	0	35,6
Bâti	1251-6000	0,5	0	1,72	0	25,6
Bâti	6001-40000	0,2	0	0,84	0	12,2
Cultures	0-1250	35,9	15,9	43,14	0	230,8
Prés	0-1250	10,9	2,2	17,47	0	130,1
Ouverts	1251-40000	3,1	0	7,67	0	96,7
Feuillus, buissons	0-75	0,5	0	1,61	0	11
Feuillus, buissons	76-151	0,2	0	0,6	0	9,3
Feuillus, buissons	151-300	0,2	0	0,65	0	9,2
Feuillus, buissons	301-1250	0,6	0,1	1,28	0	29,5
Résineux	0-1250	0	0	0,49	0	16,6
Arborés	1251-6000	0,3	0	1,29	0	34,6
Arborés	6001-40000	0,1	0	0,33	0	6,4
Eau, lacs	0-1250	1,4	0	7,16	0	152
Eau, lacs	1251-6000	0	0	0,09	0	4
Eau, lacs	6001-40000	0	0	0,01	0	0,3
Zones d'activité	0-75	0,3	0	1,07	0	10
Zones d'activité	76-151	0,1	0	0,36	0	6,7
Zones d'activité	151-300	0,1	0	0,36	0	5,3
Zones d'activité	301-1250	0,2	0	0,54	0	12,7
Routes	0-300	2,7	1,7	3,95	0	78,6
Routes	301-1250	0,6	0,1	1,48	0	49,5
Voies ferrées	0-300	0,2	0	1,17	0	15,8
Voies ferrées	301-1250	0,1	0	0,32	0	6
Minéral	0-1250	0	0	1,07	0	66,3
Mer	0-40000	0,1	0	1,8	0	116,6
Différence vue	0-75	0,2	0	0,55	-9	5
Terrils	0-1250	0	0	0,17	0	9

Tableau 7 : Déciles (variables Corine utilisées dans les estimations)

Variable	Plan	Min	1	2	3	4	5	6	7	8	9	Max
Bâti	0-75	0	0	0	0	0	2	4	5	7	9	15
Bâti	76-151	0	0	0	0	0	0,4	0,7	1,1	1,9	2,6	7,8
Bâti	151-300	0	0	0	0	0	0,2	0,4	0,8	1,3	2,3	15,7
Bâti	301-1250	0	0	0	0	0	0,1	0,3	0,6	1,1	1,9	24,9
Bâti	1251-6000	0	0	0	0	0	0	0,3	0,7	1,5	3	28,2
Bâti	6001-40000	0	0	0	0	0	0	0	0,1	0,3	1	13,6
Cultures	0-1250	0	0	0	4	13,8	28,6	47,6	70,6	98,5	134,4	298,1
Prés	0-1250	0	0	4	8,7	15,7	24,5	34,7	47,2	61,4	81,1	235,7
Ouverts	1251-40000	0	0	0	0	0	0,2	1,8	5,5	12,6	29,4	207,3
Feuillus, buissons	0-75	0	0	0	0	0	0	0	0	1	3	12
Feuillus, buissons	76-151	0	0	0	0	0	0	0	0,4	0,7	1,5	7,4
Feuillus, buissons	151-300	0	0	0	0	0	0	0,2	0,4	0,8	1,3	7,5
Feuillus, buissons	301-1250	0	0	0	0	0,1	0,3	0,5	0,8	1,4	2,2	22
Résineux	0-1250	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	14,1
Arborés	1251-6000	0	0	0	0	0	0	0,1	0,4	0,8	1,7	30,1
Arborés	6001-40000	0	0	0	0	0	0	0	0,1	0,4	1	9,9
Eau, lacs	0-1250	0	0	0	0	0	0	0,1	0,5	1,3	2,9	40,5
Eau, lacs	1251-6000	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	3,9
Eau, lacs	6001-40000	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0,1
Zones d'activité	0-75	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	9
Zones d'activité	76-151	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	5,2
Zones d'activité	151-300	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	4,7
Zones d'activité	301-1250	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	8,8
Routes	0-300	0	0	0	1	1,5	2,2	3	3,8	4,8	6,4	61,1
Routes	301-1250	0	0	0	0	0,2	0,5	0,9	1,5	2,1	3,2	24,5
Voies ferrées	0-300	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	14,7
Voies ferrées	301-1250	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0,6	5,8
Minéral	0-1250	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	80
Mer	0-40000	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	251,6
Différence vue	0-75	-8	0	0	0	0	0	0	0	0	0	4

Tableau 8 : Déciles (variables Sigale utilisées dans les estimations)

Variable	Plan	Min	1	2	3	4	5	6	7	8	9	Max
Bâti	0-75	0	0	0	1	3	4	6	7	9	9	14
Bâti	76-151	0	0	0	0	0	0,4	0,7	1,5	2,2	3,3	9,3
Bâti	151-300	0	0	0	0	0	0,4	0,9	1,5	2,3	3,4	17,5
Bâti	301-1250	0	0	0	0	0,1	0,5	0,9	1,5	2,2	3,5	35,6
Bâti	1251-6000	0	0	0	0	0	0	0	0,1	0,6	1,4	25,6
Bâti	6001-40000	0	0	0	0	0	0	0	0	0,1	0,5	12,2
Cultures	0-1250	0	0	0	0	3	15,9	34,8	53,9	76,1	103,7	230,8
Prés	0-1250	0	0	0	0	0,2	2,2	5,5	11	20	34,8	130,1
Ouverts	1251-40000	0	0	0	0	0	0	0,1	1,3	3,8	9,8	96,7
Feuillus, buissons	0-75	0	0	0	0	0	0	0	0	0	1	11
Feuillus, buissons	76-151	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0,7	9,3
Feuillus, buissons	151-300	0	0	0	0	0	0	0	0	0,2	0,9	9,2
Feuillus, buissons	301-1250	0	0	0	0	0	0,1	0,2	0,5	0,9	1,8	29,5
Résineux	0-1250	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	16,6
Arborés	1251-6000	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0,4	34,6
Arborés	6001-40000	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0,2	6,4
Eau, lacs	0-1250	0	0	0	0	0	0	0	0,2	0,8	2,6	152
Eau, lacs	1251-6000	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	4
Eau, lacs	6001-40000	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0,3
Zones d'activité	0-75	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	10
Zones d'activité	76-151	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	6,7
Zones d'activité	151-300	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0,4	5,3
Zones d'activité	301-1250	0	0	0	0	0	0	0	0,1	0,3	0,6	12,7
Routes	0-300	0	0	0	0,4	1	1,7	2,4	3,3	4,3	6,1	78,6
Routes	301-1250	0	0	0	0	0	0,1	0,3	0,6	1	1,6	49,5
Voies ferrées	0-300	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	15,8
Voies ferrées	301-1250	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0,1	6
Minéral	0-1250	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	66,3
Mer	0-40000	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	116,6
Différence vue	0-75	-9	0	0	0	0	0	0	0	0	1	5
Terrisl	0-1250	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	9

LES MODELES ET LES METHODES D'ESTIMATION

Nous avons estimé des modèles portant sur les 15 484 transactions conservées après élimination des valeurs extrêmes et des transactions dans les communes trop faiblement représentées. La variable expliquée est le logarithme du prix du bien muté¹⁴. Du côté des variables explicatives, nous avons utilisé les 31 variables paysagères décrites dans la section précédente. Enfin, une partie des variables paysagères définies dans la section précédente, correspondant aux couverts végétaux, a été croisée avec la superficie du terrain. Il s'agit des prés, des cultures, des zones arborées et des ouverts. L'idée qui est à la base de cette introduction est qu'il peut y avoir un effet de substitution entre le terrain acheté et le paysage végétal disponible à l'extérieur du lot. On peut accepter un terrain plus petit si le paysage présente une dominante végétale plus importante.

¹⁴ Il s'agit d'un choix habituel dans la littérature. Rappelons qu'une fonction de prix hédonique ne saurait être linéaire, car elle résulte d'un équilibre de marché qui n'a pas de structure a priori et qu'avec un modèle linéaire, les consommateurs feraient alors tous face au même prix hédonique. L'alternative à la formulation logarithmique est une formulation de type Box-Cox, qui en principe permet de mieux contrôler la nature des non linéarités. Cependant, la plupart des tests menés avec une fonction de Box-Cox aboutissent à un paramètre de Box-cox proche de zéro, c'est-à-dire à un modèle logarithmique.

Nous disposions également de variables topographiques, que nous avons ajouté au groupe des variables paysagères. Elles sont au nombre de cinq. La première donne l'altitude du terrain. La seconde en précise la pente, en degrés. La troisième n'est renseignée que pour les terrains pour lesquels la pente n'est pas nulle ; il s'agit de l'orientation de cette pente, qui peut prendre quatre modalités correspondant à chacun des quatre points cardinaux. La troisième variable est le rayonnement global reçu par le terrain et la quatrième est son niveau d'encaissement.

Aux variables paysagères et topographiques quelques variables non paysagères qui décrivent le bien muté. La description d'un terrain étant beaucoup plus simple que celle d'une maison, le nombre de variables non paysagères est limité. Il s'agit

- Du logarithme de la superficie du terrain,
- du logarithme de la distance au centre de la commune. Cette variable est destinée à contrôler l'effet non observable de l'appartenance au centre villageois de la commune.
- du logarithme de la distance kilométrique entre la commune du bien et la commune de l'acquéreur, augmentée d'une unité.

S'y ajoute l'année de vente du bien, traitée comme une variable qualitative avec 14 modalités, une pour chaque année.

Les modèles utilisés sont des modèles à effet fixe, avec un effet pour chacune des communes. Cependant, les 15 484 étant réparties entre 532 communes, il était difficilement envisageable d'estimer le modèle en utilisant la méthode habituelle des effets fixes utilisée pour les autres zones. Pour estimer les effets fixes, il faut introduire autant de variables muettes communales que d'effets à estimer et le nombre très important de variables explicatives à utiliser pose des problèmes pour les calculs. Nous avons traité ce problème en recourant à la variante du modèle intra décrite plus haut au chapitre méthodologique. On notera que le recours à la transformation intra conduit à supprimer une observation dans chaque commune, celle qui a servi à calculer les différences. Le nombre d'observations est réduit d'autant et passe à 14876.

Pour chaque jeu de variables (Corine et Sigale), on a fait deux estimations. Pour la première, nous avons eu recours aux moindres carrés ordinaires (MCO). La superficie du terrain est souvent endogène dans les modèles hédoniques appliqués au logement. La raison en est que, faisant face à un ensemble de choix où à la fois les caractéristiques d'un logement et les prix associés à ces caractéristiques varient, les agents choisissent de manière endogène à la fois les prix et les caractéristiques du bien qu'ils achètent. Or, la principale caractéristique d'un terrain est sa superficie.

Pour tenir compte de cette endogénéité, on a fait pour chaque jeu de variables une seconde estimation par les variables instrumentales (VI). La variable endogène est le logarithme de la superficie du terrain. Les autres variables explicatives sont considérées comme exogènes et ont leur ajoutée comme instruments la profession de l'acheteur et le type de marché sur lequel le bien est vendu.

Nous avons ensuite vérifié la présence d'autocorrélation ou d'autorégression spatiale résiduelle en utilisant une matrice de poids spatiaux¹⁵ normalisée où les termes correspondant à deux observations localisées dans la même commune sont inversement proportionnels au carré de la distance qui les sépare. Rappelons que l'introduction d'effets fixes communaux permet de contrôler tous les déterminants non observables des prix au niveau communal, et de ce fait réduit fortement l'autocorrélation spatiale qui serait générée par ces déterminants non observables. On ne peut cependant exclure que de l'autocorrélation ou de l'autorégression

¹⁵ Rappelons que la normalisation d'une matrice de poids spatiaux consiste à diviser chacune de ses lignes par la somme des termes de la ligne. La matrice normalisée est alors une matrice dont chaque ligne a une somme égale à l'unité.

persiste à l'intérieur des communes. La matrice de poids que nous avons choisie permet de tester cette hypothèse. Les tests ont été faits à partir de l'estimation des MCO.

LES RESULTATS D'ESTIMATION

RESULTATS GENERAUX

On trouvera tableau 9 les statistiques générales mesurant la qualité de l'estimation faite sur les données Corine comme sur les données Sigale. A titre de comparaison, nous avons aussi figurer les statistiques relative à une estimation sans les variables paysagères et topographiques, seules les caractéristiques du logement étant présentes.

On notera tout d'abord que la contribution d'ensemble des variables paysagères est très significative. Avec les MCO, la somme des carrés des résidus baisse près de 30 points quand on ajoute les variables Corinne et d'un peu plus de 20 points quand on ajoute les variables Sigale. Les statistiques de Fisher Snedecor correspondantes sont respectivement de 10,1 et de 6,0 et rejettent l'hypothèse nulle de non significativité des variables paysagères à tous les niveaux de test usuels. De même, la log-vraisemblance augmente de plus de 200 points quand on ajoute les variables Corine et d'un peu plus de 125 points quand on ajoute les variables Sigale. La réalisation de tests du ratio de vraisemblance conduit, là encore, au rejet de l'hypothèse nulle de non significativité des variables paysagères.

Cependant, bien que les variables paysagères aient un effet significatif, il ne semble pas qu'elles aient un impact important sur les prix. La diminution de 30 points de la somme des carrés des résidus quand on ajoute les variables Corine ne fait diminuer celle-ci que de 2,8%, ce qui est une baisse relativement faible.

Tableau 9 : Indicateurs généraux

	Sans variables paysagères		Variables Corine		Variables Sigale	
	MCO	VI	MCO	VI	MCO	VI
Npmbre d'observations	14876	14876	14876	14876	14876	14876
Degrés de liberté	14859	14859	14817	14817	14816	14816
Somme des carrés des résidus	1094,2	1349,4	1063,6	1204,3	1075,4	1240,0
Variance estimée (MC)	0,0736	0,0908	0,0718	0,0813	0,0726	0,0837
Ecart-type estimé (MC)	0,27	0,30	0,27	0,29	0,27	0,29
Log-vraisemblance	-1696,8		-1485,9		-1568,3	14876

On remarquera d'autre part que l'utilisation des variables instrumentales entraîne une forte dégradation de la qualité de l'estimation. Dans le modèle sans variables paysagères, le passage aux variables instrumentales fait augmenter la somme des carrés des résidus de plus de 255 points, soit une augmentation relative de plus de 23%. Avec des variables paysagères, la variation est moindre : 141 points et une augmentation relative de 13% avec Corine, 164 points et une augmentation relative de 15% avec Sigale.

De plus, la statistique de la régression augmentée utilisée pour le test de Hausman est de 0,22 quand on utilise les variables Corine, avec une probabilité critique de 64% ; et elle est de 2,47 quand on utilise les variables Sigale, avec une probabilité critique de 11,6%. Dans les deux cas, on accepte l'hypothèse nulle de l'absence de différence entre MCO et VI et on conclut donc que la superficie du terrain n'est pas endogène. De ce fait, il n'y a pas lieu d'analyser les résultats de l'estimation par variables instrumentales, beaucoup moins efficace que l'estimation par les MCO.

Enfin, pour le test d'autocorrélation spatiale, la statistique du multiplicateur de Lagrange est égale à 0,17 avec les variables Corine comme avec les variables Sigale, et la probabilité

critique correspondante est de 68%. On accepte donc l'hypothèse nulle d'absence d'autocorrélation spatiale.

LES RESULTATS D'ESTIMATION SUR LES VARIABLES PAYSAGERES

On trouvera tableau 10 les résultats relatifs aux variables paysagères obtenus par les moindres carrés ordinaires, avec les variable Corine comme avec les variables Sigale. Comme indiqué plus haut, il n'y a pas lieu de s'intéresser aux résultats de l'estimation par les variables instrumentales. Pour faciliter la lisibilité des résultats, les coefficients sont calculés pour des variables exprimées en centaines de pixels.

Sur l'impact du bâti, Corine et Sigale aboutissent souvent à des résultats divergents. Le seul point de convergence est l'impact positif du bâti entre 151 et 300 mètres, significatif dans les deux cas au seuil de 1%. On a également un impact négatif de la vue sur le bâti très éloigné (au-delà de 6 kilomètres), significatif au seuil de 5% pour Sigale, non significatif pour Corine. Dans tous les autres cas, quand un effet est significativement différent de zéro avec l'une des deux sources, il est de signe opposé mais non significatif avec l'autre. Sachant que la corrélation entre variables Corine et Sigale est faible pour le bâti, ce résultat n'est pas surprenant.

Pour les cultures, les prés et les espaces ouverts, Corine et Sigale convergent avec l'estimation d'effets significativement positifs au seuil de 1%, avec des ordres de grandeur proches entre les deux sources. Rappelons qu'il s'agit de cas où la corrélation entre les deux sources d'information est forte.

Du côté des feuillus et buissons et des résineux, les estimations basées sur Corinne aboutissent à des effets estimés ayant une valeur positive très élevée et, a priori, aberrante, alors que les estimations basées sur Sigale conduisent à des effets significatifs faibles et non significativement différents de zéro au seuil de 10% pour les feuillus et buissons ; et à un effet significativement positif au seuil de 5% pour les résineux. L'inverse se produit pour les arborés, avec un effet significativement négatif ayant une valeur absolue très élevée d'après Sigale alors que, d'après Corine, cet effet n'est pas significativement différent de zéro au seuil de 10%.

Du côté des zones artificialisées hors bâti (zones industrielles, routes et voies ferrées), les deux sources concordent pour estimer de manière générale des effets négatifs. La principale exception serait, d'après Corine, un effet significativement positif de la vue sur les routes entre 301 et 1250 mètres. Cet effet peut provenir de variables omises, notamment l'accessibilité au réseau routier.

Enfin, les effets sont faibles et peu significatifs pour le minéral et la mer. Il en de même pour la différence entre vue active et vue passive.

La vue sur les terils, qui n'est connue qu'à partir de Sigale, a un effet nagatif, mais qui n'est pas significativement différent de zéro au seuil de 10%.

Comme pour les autres estimations, nous avons introduit des variables croisant les couverts végétaux et la surface. Corine et Sigale convergent pour estimer des effets significativement négatifs entre la superficie du lot et les cultures d'une part, les prés d'autre part. Il y aurait donc bien une plus grande sensibilité à la présence de cultures et de prés de la part des acquéreurs de petits terrains.

Tableau 10 : Effets estimés des variables paysagères (estimation des MCO)

Variable	Plan	Variables Corine				Variables Sigale			
		Coef	Ecart-type	Student	Proba	Coef	Ecart-type	Student	Proba
Bâti	0-75	-0,1290	0,1880	-0,69	0,185	0,1730	0,1960	0,88	0,153
Bâti	76-151	-0,3930	0,2250	-1,75	0,039	0,1190	0,1990	0,60	0,200
Bâti	151-300	0,9000	0,2790	3,23	0,001	0,5310	0,2220	2,40	0,008
Bâti	301-1200	-0,2580	0,2330	-1,11	0,116	0,4960	0,1650	3,01	0,001
Bâti	1201-6000	0,0014	0,1810	0,01	0,250	-0,0541	0,1780	-0,30	0,236
Bâti	6001-40000	-0,5530	0,5020	-1,10	0,117	-1,1700	0,6010	-1,94	0,026
Cultures	0-1200	0,5180	0,0865	5,98	0,000	0,4950	0,0882	5,62	0,000
Prés	0-1200	0,6000	0,1120	5,38	0,000	0,6570	0,2150	3,06	0,001
Ouverts	1201-40000	0,8070	0,2630	3,07	0,001	1,3400	0,5670	2,36	0,009
Feuillus, buissons	0-75	9,9000	1,5000	6,60	0,000	1,2600	1,3800	0,92	0,148
Feuillus, buissons	76-151	11,1000	1,5200	7,30	0,000	1,7200	1,4500	1,18	0,104
Feuillus, buissons	151-300	11,6000	1,5500	7,48	0,000	0,2680	1,4800	0,18	0,245
Feuillus, buissons	301-1200	11,0000	1,5200	7,25	0,000	1,5900	1,4200	1,11	0,115
Résineux	0-1200	9,3400	1,7900	5,21	0,000	2,7800	1,5700	1,77	0,037
Arborés	1201-6000	-3,0100	2,8200	-1,07	0,122	-10,0000	3,5300	-2,84	0,002
Arborés	6001-40000	-3,0400	2,8600	-1,06	0,123	-6,9200	3,7400	-1,85	0,031
Eau, lacs	0-6000	-0,2260	0,1520	-1,49	0,063	-0,0015	0,0447	-0,03	0,250
Eau, lacs	6001-40000	-4,2600	3,0600	-1,39	0,075	-2,4400	4,7000	-0,52	0,211
Zones d'activité	0-75	0,1300	0,5110	0,25	0,240	-0,5520	0,2890	-1,91	0,027
Zones d'activité	76-151	-2,4300	1,8300	-1,33	0,084	-0,9280	0,7040	-1,32	0,085
Zones d'activité	151-300	-2,8100	2,5000	-1,12	0,113	0,0676	0,7350	0,09	0,249
Zones d'activité	301-1200	-1,1300	0,9910	-1,14	0,112	-1,9300	0,5730	-3,36	0,000
Routes	0-300	-0,2530	0,0854	-2,96	0,002	-0,2270	0,0714	-3,18	0,001
Routes	301-1200	0,8440	0,2810	3,01	0,001	-0,2170	0,1910	-1,13	0,112
Voies ferrées	0-300	-1,2600	0,2000	-6,28	0,000	-1,0300	0,2260	-4,57	0,000
Voies ferrées	301-1200	-1,4100	0,5850	-2,42	0,008	-2,3400	0,9110	-2,57	0,005
Minéral	0-1200	0,2930	0,1440	2,03	0,021	-0,0238	0,3300	-0,07	0,249
Mer	0-40000	-0,0557	0,0546	-1,02	0,130	0,0124	0,2660	0,05	0,250
Différence vue	0-75	1,0900	0,8530	1,28	0,090	-0,2860	0,4650	-0,62	0,197
Terrils	0-1200					-1,5000	1,4100	-1,06	0,123
Cultures*surface	0-1200	-0,0754	0,0123	-6,11	0,000	-0,0670	0,0126	-5,30	0,000
Prés*surface	0-1200	-0,0872	0,0160	-5,45	0,000	-0,0913	0,0305	-2,99	0,001
Ouverts*surface	1201-40000	-0,1270	0,0377	-3,36	0,000	-0,2160	0,0819	-2,64	0,004
Arborés*surface	0-1200	-1,5100	0,2150	-7,04	0,000	-0,1700	0,2010	-0,85	0,159
Arborés*surface	1201-40000	0,4530	0,3940	1,15	0,109	1,4900	0,5020	2,97	0,002
Log altitude		0,0512	0,0146	3,51	0,000	0,0626	0,0140	4,47	0,000
Log pente		-0,0311	0,0297	-1,05	0,125	-0,0542	0,0297	-1,83	0,033
Log rayonnement		0,1670	0,5120	0,33	0,234	0,0084	0,5150	0,02	0,250
Log encaissement		0,0159	0,0431	0,37	0,229	0,0002	0,0430	0,00	0,250
Orientation Nord		0,0488	0,0286	1,70	0,042	0,0643	0,0287	2,24	0,012
Orientation Est		0,0494	0,0277	1,78	0,036	0,0757	0,0277	2,73	0,003
Orientation Sud		0,0527	0,0282	1,87	0,030	0,0803	0,0282	2,85	0,002
Orientation Ouest		-0,00731	0,0273	-0,267	0,239	0,0120	0,0275	0,44	0,222

Nota Bene : les coefficients en gras sont significativement différents de 0 au seuil de 1%. Les coefficients en gras et italiques sont significativement différents de 0 au seuil de 5%. Les coefficients en corps normal sont significativement différents de 0 au seuil de 10%. Les coefficients en petits caractères ne sont pas significativement différents de 0 au seuil de 10%.

Les coefficients sont calculés pour une centaine de pixels.

Enfin, du côté des variables supplémentaires, il faut noter l'effet très significatif de l'altitude, qui valorise les terrains, avec toutefois une faible élasticité (autour de 0,06). La pente dévaloriserait au contraire ces mêmes terrains, mais là encore l'élasticité est faible et n'est significativement différente de zéro qu'avec Sigale. Enfin, l'orientation du terrain (qui n'a de sens que quand ce dernier est en pente) importe, une orientation vers l'Ouest étant moins valorisée qu'une orientation dans les autres directions. Il y a sans doute là plus un effet d'exposition aux vents dominants qu'un effet paysager proprement dit.

On trouvera tableau 11 les prix hédoniques en euros calculés sur la base d'une variation du nombre de pixels d'un écart-type, pour les variables paysagères ayant un impact significatif d'après Corine ou d'après Sigale. Nous avons cependant éliminé les feuillus et buissons, les résineux et les arborés, pour lesquels une des deux source conduisait à des effets estimés aberrants tandis que l'autre concluait à des effets non significatifs.

On retrouve les fortes divergences entre Corine et Sigale pour le bâti, la seule convergence pourtant sur le bâti entre 15 et 300 mètres, évalué positivement dans les deux cas, avec un prix hédonique de près de 260 euros d'après Corine, légèrement supérieur à 370 euros d'après Sigale. La valeur hédonique des prés et des ouverts tourne autour de 1200-1500 euros d'après Corine ; elle est beaucoup plus élevée d'après Sigale. Cette divergence n'est pas la conséquence d'une différence dans les effets estimés (ils sont proches) mais provient du fait que l'écart-type sur cette variable est beaucoup plus élevé avec Corine qu'avec Sigale. A l'opposé, le coût hédonique des eaux et lacs en deçà de 6 km, des zones d'activité proches et ces voies ferrées proches sont nettement plus élevés d'après Corine que d'après Sigale ; ce sont ici les différences dans les effets estimés qui sont responsables de ces divergences.

Tableau 11 : Prix hédoniques des variables paysagères, en euros

Variable	Plan	Corine	Sigale
Bâti	76-151	-219	77
Bâti	151-300	258	371
Bâti	301-1200	-22	501
Bâti	6001-40000	-3	-440
Cultures	0-1200	1278	9637
Prés	0-1200	1474	5184
Ouverts	1201-40000	65	4657
Eau, lacs	0-6000	-551	-5
Eau, lacs	6001-40000	-13	-103
Zones d'activité	0-75	196	-264
Zones d'activité	76-151	-1343	-148
Zones d'activité	301-1200	-96	-465
Routes	0-300	-595	-403
Routes	301-1200	73	-144
Voies ferrées	0-300	-2948	-541
Voies ferrées	301-1200	-120	-334
Minéral	0-1200	716	-11

LES RESULTATS D'ESTIMATION SUR LES VARIABLES NON PAYSAGERES

Bien qu'elles ne soient pas au centre de l'étude, on commentera brièvement l'effet estimé des variables non paysagères. On trouvera ces derniers dans le tableau 12, pour le modèle estimé en utilisant les variables comme pour le modèle utilisant les variables Sigale. Les résultats sont proches entre les deux estimations.

L'élasticité du prix à la superficie du terrain est aux alentours de 0,4. Le profil des effets annuels suit le cycle immobilier : toutes choses égales par ailleurs, les prix des terrains dans la région Nord-Pas de Calais ont baissé entre 1989 et 1994 d'environ 15%. A partir de ce point bas, ils ont augmenté, lentement d'abord ; en 1999, ils n'avaient pas encore retrouvé leur niveau de 1989. Il y a eu une accélération brutale les trois dernières années : entre 1999 et 2000, ils ont augmenté de 12%, pour dépasser leur niveau de 1989 de 8%. Ils augmentent à nouveau de 11% entre 2000 et 2001, puis de près de 5% entre 2001 et 2002.

Pour ce qui est des variables de distance, elles ont toutes deux un effet significatif. Comme on pouvait s'y attendre, plus le terrain est éloigné du centre communal (ici la mairie), plus son prix est faible, l'élasticité étant d'environ -0,025. Le différentiel que cette élasticité génère est faible : entre un terrain situé à 100 mètres de la mairie et un terrain situé à 10 kilomètres, la différence de prix est, toutes choses égales par ailleurs, de 17,3%.

Bien qu'il soit statistiquement significatif, l'effet de l'éloignement de l'acquéreur par rapport à la commune où il achète est encore plus faible. Certes, il achète un peu plus cher. Mais, entre un acquéreur localisé dans la commune et un acquéreur localisé à 1000 kilomètres de là, le différentiel de prix est de... 2% seulement.

Tableau 12 : Effets estimés des variables non paysagères (estimation des MCO)

Variable	Estimation avec variables Corine				Estimation avec variables Sigale			
	Coef	Ecart-type	Student	Proba	Coef	Ecart-type	Student	Proba
log surface	0,454	0,010	44,60	0,00	0,379	0,008	48,10	0,000
Année 1989	-0,234	0,119	-1,97	0,02	-0,232	0,117	-1,99	0,023
Année 1990	-0,296	0,119	-2,50	0,01	-0,293	0,117	-2,51	0,006
Année 1991	-0,323	0,119	-2,72	0,00	-0,321	0,117	-2,74	0,003
Année 1992	-0,353	0,119	-2,97	0,00	-0,351	0,117	-3,00	0,001
Année 1993	-0,364	0,119	-3,06	0,00	-0,360	0,117	-3,07	0,001
Année 1994	-0,387	0,119	-3,26	0,00	-0,388	0,117	-3,32	0,000
Année 1995	-0,375	0,119	-3,16	0,00	-0,373	0,117	-3,19	0,001
Année 1996	-0,331	0,118	-2,80	0,00	-0,327	0,117	-2,81	0,003
Année 1997	-0,317	0,118	-2,68	0,00	-0,311	0,117	-2,67	0,004
Année 1998	-0,293	0,118	-2,47	0,01	-0,286	0,117	-2,45	0,007
Année 1999	-0,273	0,118	-2,31	0,01	-0,265	0,117	-2,27	0,011
Année 2000	-0,154	0,119	-1,30	0,09	-0,149	0,117	-1,27	0,091
Année 2001	-0,045	0,119	-0,38	0,23	-0,039	0,117	-0,33	0,233
Année 2002	Référence				Référence			
log distance village	-0,023	0,004	-5,56	0,00	-0,025	0,004	-6,22	0,000
log distance acquéreur	0,003	0,001	4,83	0,00	0,003	0,001	5,08	0,000

CONCLUSION

La comparaison entre les variables paysagères construites à partir de Corine et de Sigale montre que, derrière une grande convergence sur les structures d'ensemble, qui se retrouve dans les grandes caractéristiques des variables paysagères, les divergences de détail sont nombreuses. Il en résulte une faible corrélation entre les deux sources d'information, notamment pour le bâti en deçà de 1200 mètres, pour les feuillus et les buissons, pour les zones d'activité et pour les minéraux.

L'impression générale qui ressort de cette comparaison est que Corine et Sigale convergent pour des couverts aisément identifiables parce que présents sous forme de grandes tâches (les cultures, les espaces ouverts, la mer) ou parce qu'ils présentent des particularités facilitant leur reconnaissance (les voies ferrées et les routes). Par contre, dès que la présence d'un type

de couverture du sol correspond à des petites structures difficilement identifiables ou dispersées dans l'espace, comme c'est le cas du bâti, la divergence entre les deux sources d'information est beaucoup plus importante.

Cette divergence se retrouve dans les estimations. Parce que la facilité de description des terrains rend le modèle plus simple et parce que les observations sont nombreuses, les estimations sont de qualité plutôt bonnes, surtout quand on sait la transformation intra, en faisant disparaître une importante source de variation des prix, réduit la qualité apparente des estimations. Les variables paysagères ayant des effets significatifs sont nombreux. Deux éléments conduisent cependant à relativiser la qualité de estimations obtenues. D'une part, pour les couverts arborés, les coefficients estimés sont manifestement aberrants, notamment avec les variables Corine. D'autre part, les divergences ont fréquentes entre Sigale et Corine, notamment pour les variables pour lesquelles la corrélation entre les deux sources est faible.

Dans ce cas, faut-il faire confiance à Corine ou à Sigale ? L'impression générale est que Sigale rend mieux compte des petites structures difficilement identifiables. Ce qui se répercute sur l'ensemble des résultats, car ces petites structures, notamment le bâti, déterminent les masques et donc ce qui est vu. De ce fait, on aurait tendance à faire plus confiance à Sigale.

PAYSAGES ET VALEURS IMMOBILIERES DANS L'AIRE URBAINE DE LYON

PIERRE-YVES PEGUY, NICOLAS OVTRACHT

LA REGION D'ETUDE : L'AIRE URBAINE DE LYON

L'aire urbaine de Lyon dans son découpage de 1999 compte 1,648 million d'habitants repartis sur 296 communes, d'après le recensement de la population et le zonage en aires urbaines (ZAU) de 1999. Cette aire urbaine se situe en termes de taille immédiatement après celle de Paris (11,174 millions d'habitants) et devant celle de Marseille Aix en Provence (1,516 million d'habitants). Suivant la nomenclature des aires urbaines, 82% de la population vit au sein du pôle urbain et 18% dans une des communes de la couronne périurbaine en 1999. En termes de surface, l'aire urbaine de Lyon représente 3316 km². La densité au sein de cet espace est de près de 500 habitants/km².

Outre celle de Lyon, la région Rhône-Alpes compte comme principales aires urbaines Grenoble (514 559 habitants), Saint Etienne (321 703 habitants), Genève-Annemasse (212 248 habitants), Annecy (189 674 habitants), Valence (167 155 habitants), Chambéry (131 280 habitants) et Roanne (104 892 habitants). Ces dernières occupent respectivement les 14^{ème}, 25^{ème}, 41^{ème}, 43^{ème}, 49^{ème}, 53^{ème} et 72^{ème} rangs du classement des aires urbaines françaises en termes de population.

La croissance de la population de l'aire urbaine de Lyon au cours des dernières années a été particulièrement forte. Ainsi entre 1990 et 1999, le taux de croissance annuel moyen a été de 0,68%, deux fois supérieur à celui de l'aire urbaine de Paris (0,32%), 35% plus élevé que celui de l'aire urbaine de Marseille Aix en Provence (0,46%), 30% plus important que celui de l'aire urbaine de Dijon (0,48%).

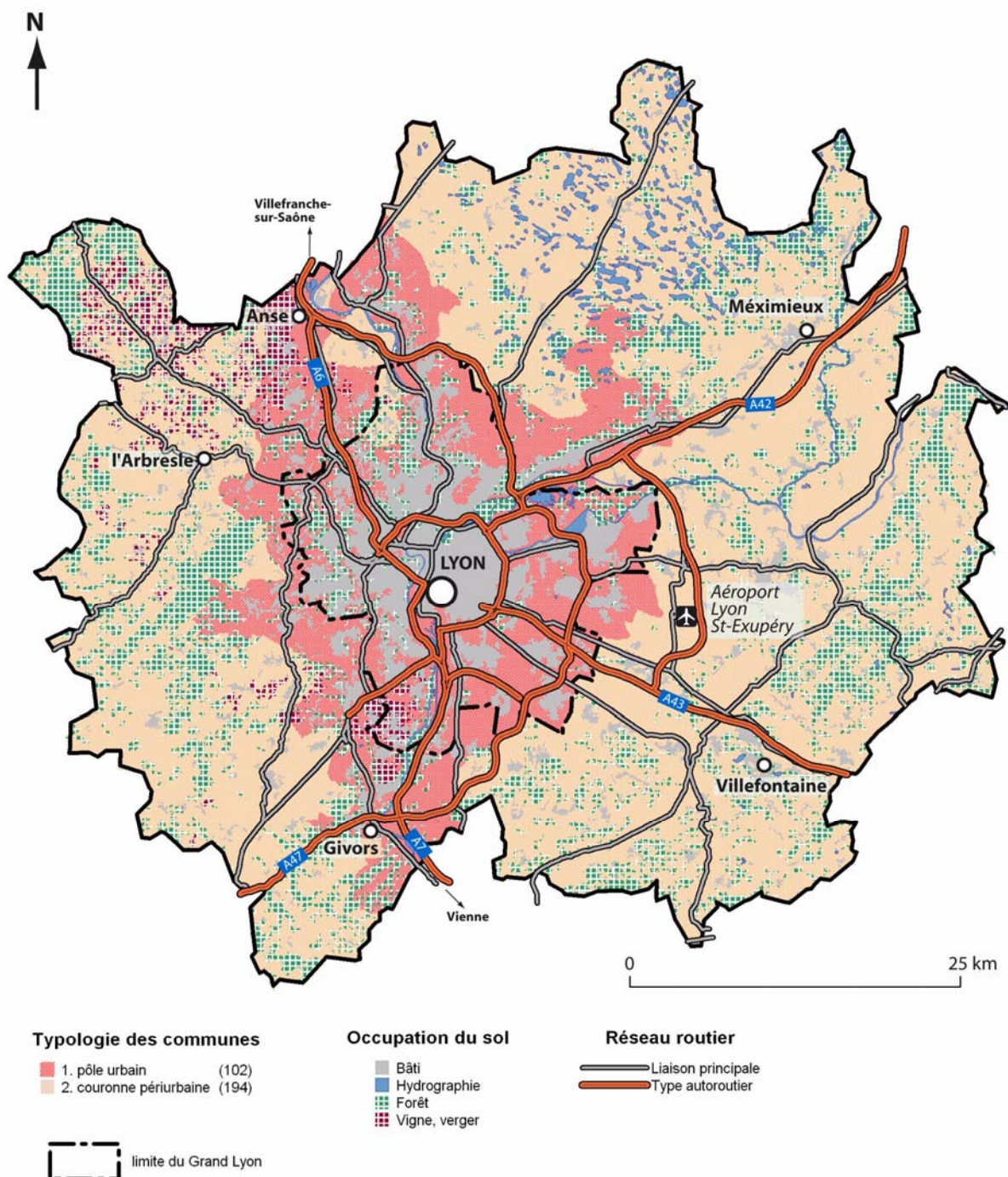
L'aire urbaine de Lyon en termes d'emploi constitue, de loin, le premier pôle de la région Rhône-Alpes avec 716 000 emplois occupés en 1999, devant Grenoble (220 000 emplois) et Saint Etienne (129 000 emplois). Sur la période 1990-1999, l'emploi a connu une évolution similaire à celle de la population. Ainsi, le taux de croissance annuel moyen a été de 0,53% (respectivement de 0,50% pour Grenoble et de -0,3% pour Saint Etienne).

L'aire urbaine de Lyon est maillée par un réseau de transport conséquent, notamment autoroutier : A6 au Nord, en direction de Paris, A7 au sud, en direction de Marseille, A47 au sud ouest en direction de Saint Chamond, Saint Etienne, A43 à l'Est en direction de l'Isle d'Abeau, Bourgoin-Jallieu, Grenoble, Chambéry et A42 au Nord Est en en direction de Genève. Ce réseau de structure principalement radiale a été complété par des liaisons intermédiaires telles que l'A46 entre l'A6 et A42, l'A432 entre l'A42 et l'A43, l'A46 entre l'A43 entre l'A47 et l'A43. Le réseau ferroviaire et, plus précisément, le service ferroviaire de transport de personnes, transféré à la Région Rhône-Alpes depuis 1997, ont vu leur offre augmentée et améliorée significativement - en termes de matériel et de fréquences - notamment sur les lignes Lyon Saint-Etienne, Lyon-Villefranche sur Saône, Lyon-Grenoble.

Les communes situées à proximité d'échangeurs de ces axes ont connu des taux de croissance démographique élevés. Elles correspondent aussi aux espaces où les transactions de maisons et de terrains à bâtir ont été les plus nombreuses.

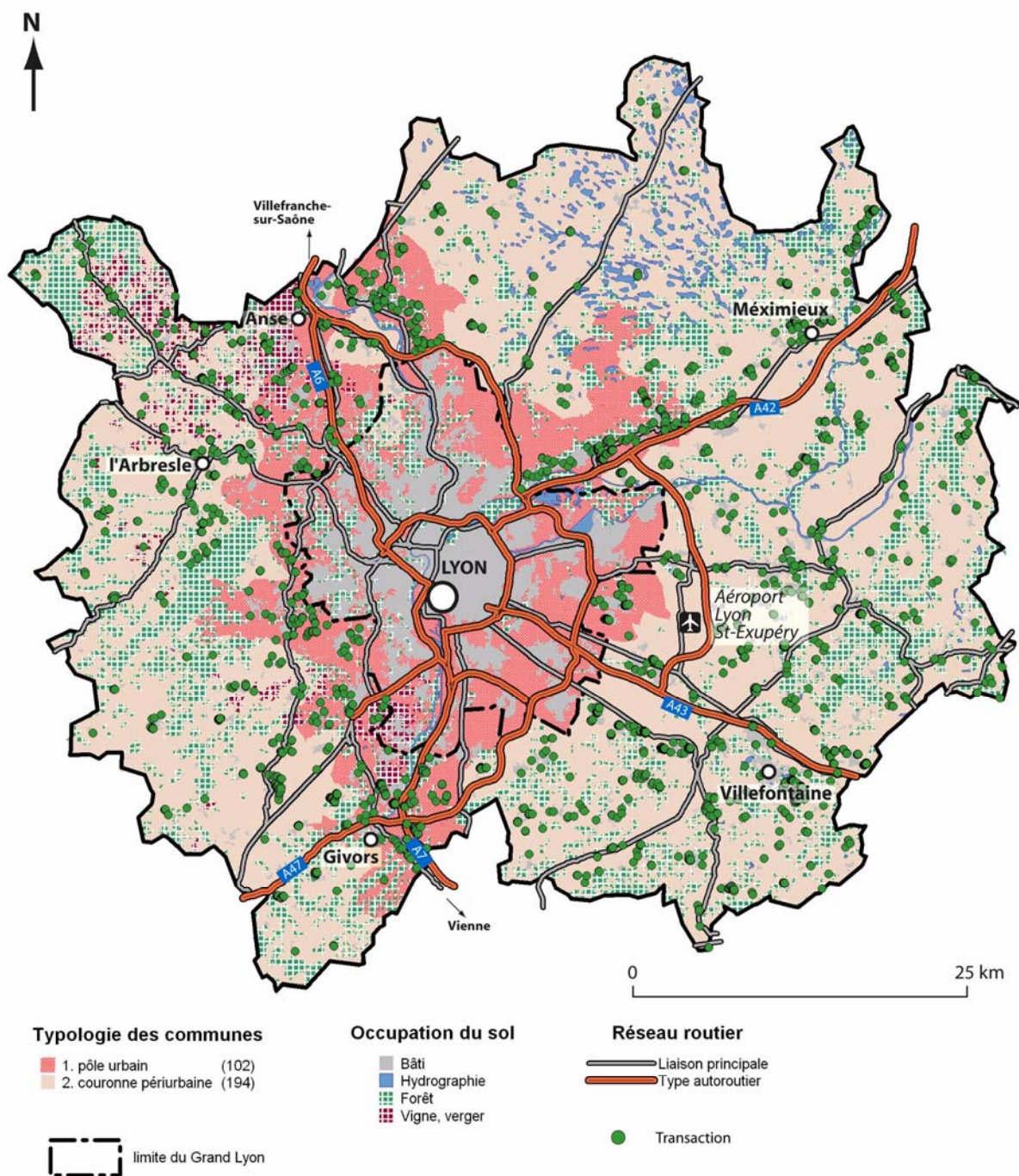
Enfin, en termes de paysages, l'aire urbaine de Lyon se caractérise par une relative diversité. Le nord, nord-est (Dombes) compte un grand nombre de lacs et d'étangs. Des espaces viticoles sont présents au nord, nord-ouest (Beaujolais) et au sud-ouest de l'aire urbaine. Le reste de l'espace excepté les zones bâties est composé de couverts agricoles et forestiers.

Aire urbaine de Lyon : présentation de la zone d'étude



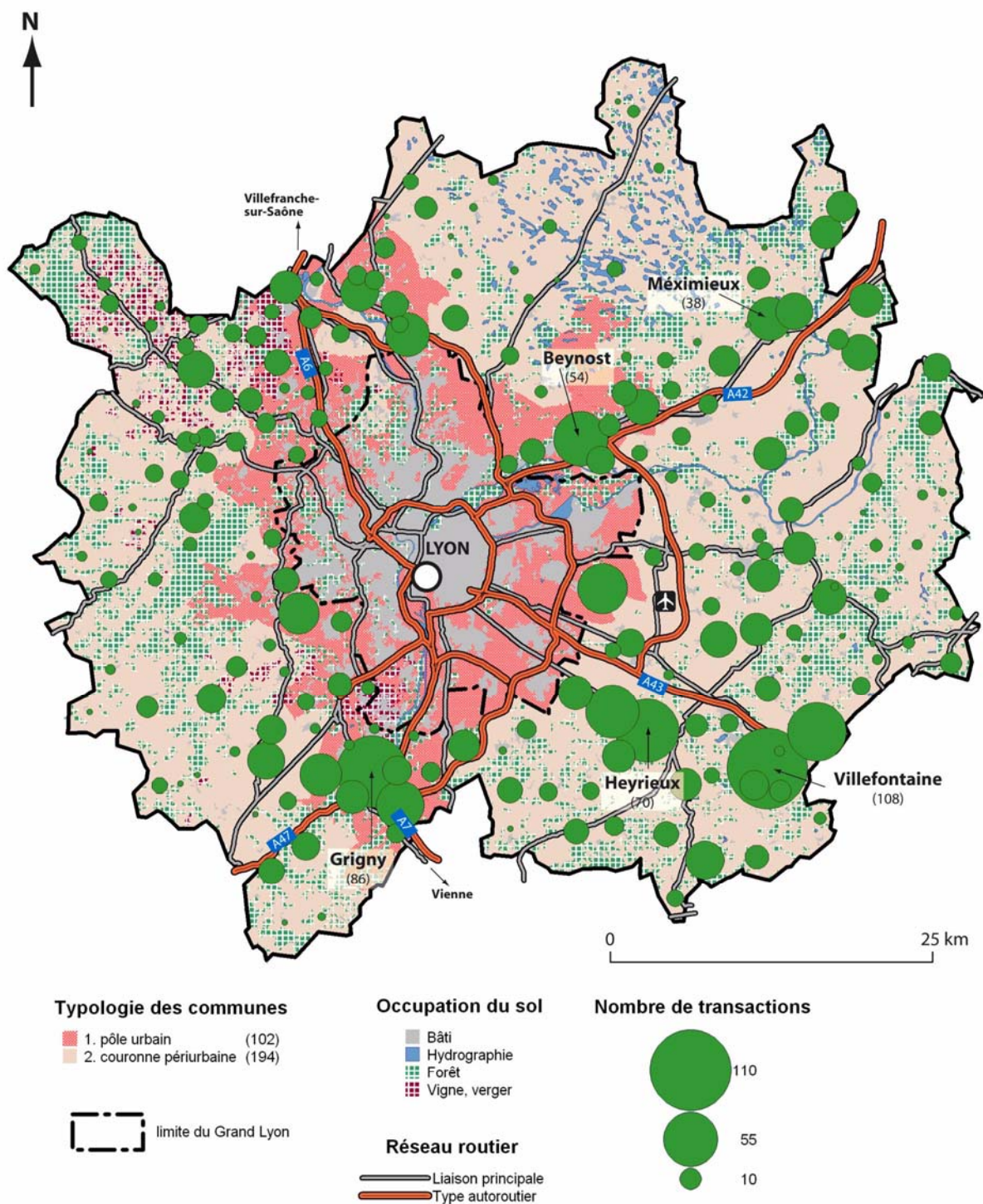
© UMR LET CNRS

Géoréférencement des transactions terrains (hors Courly)



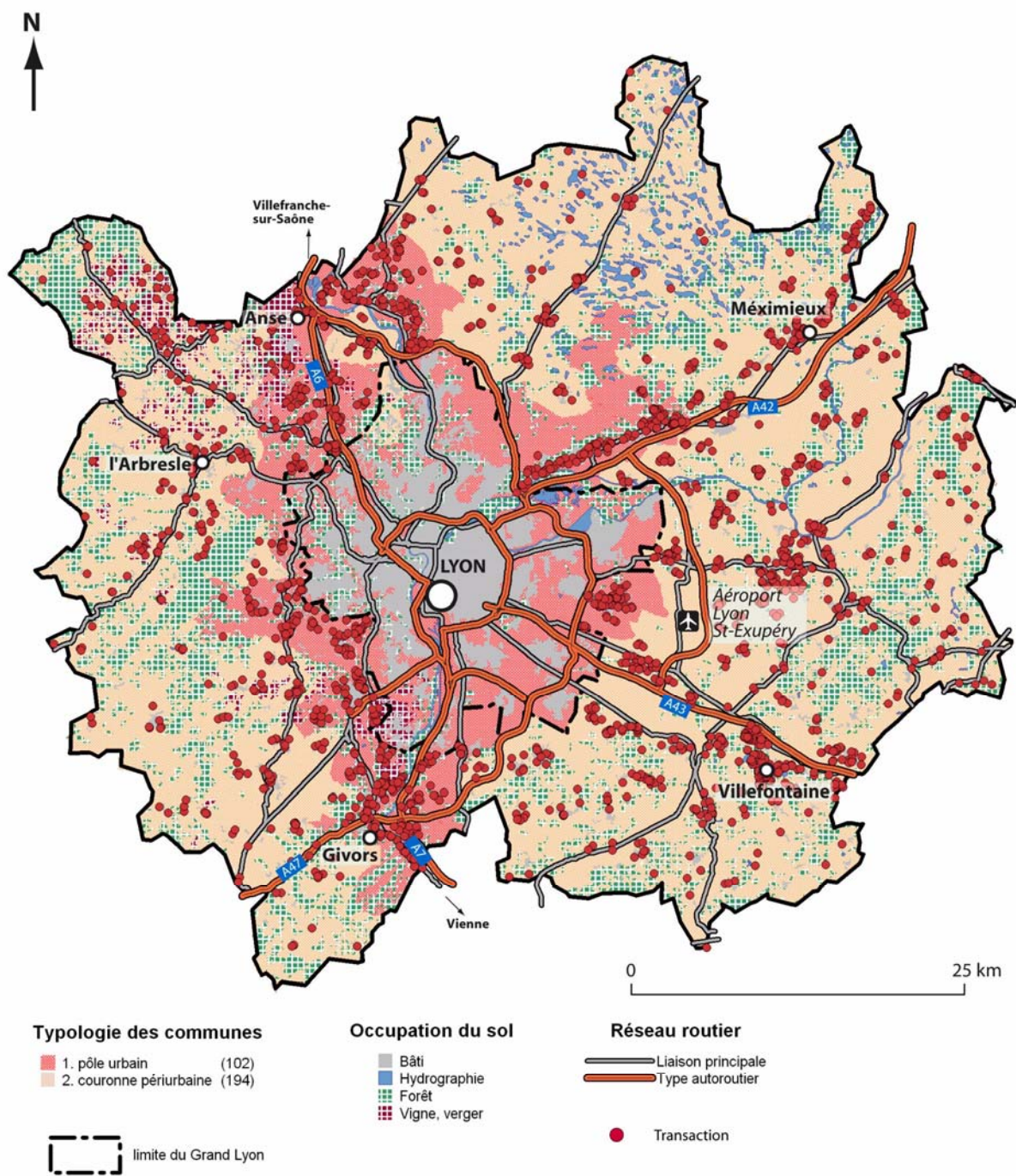
© UMR LET CNRS
source : PERVAL

Nombre des transactions terrains par commune (hors Courly)



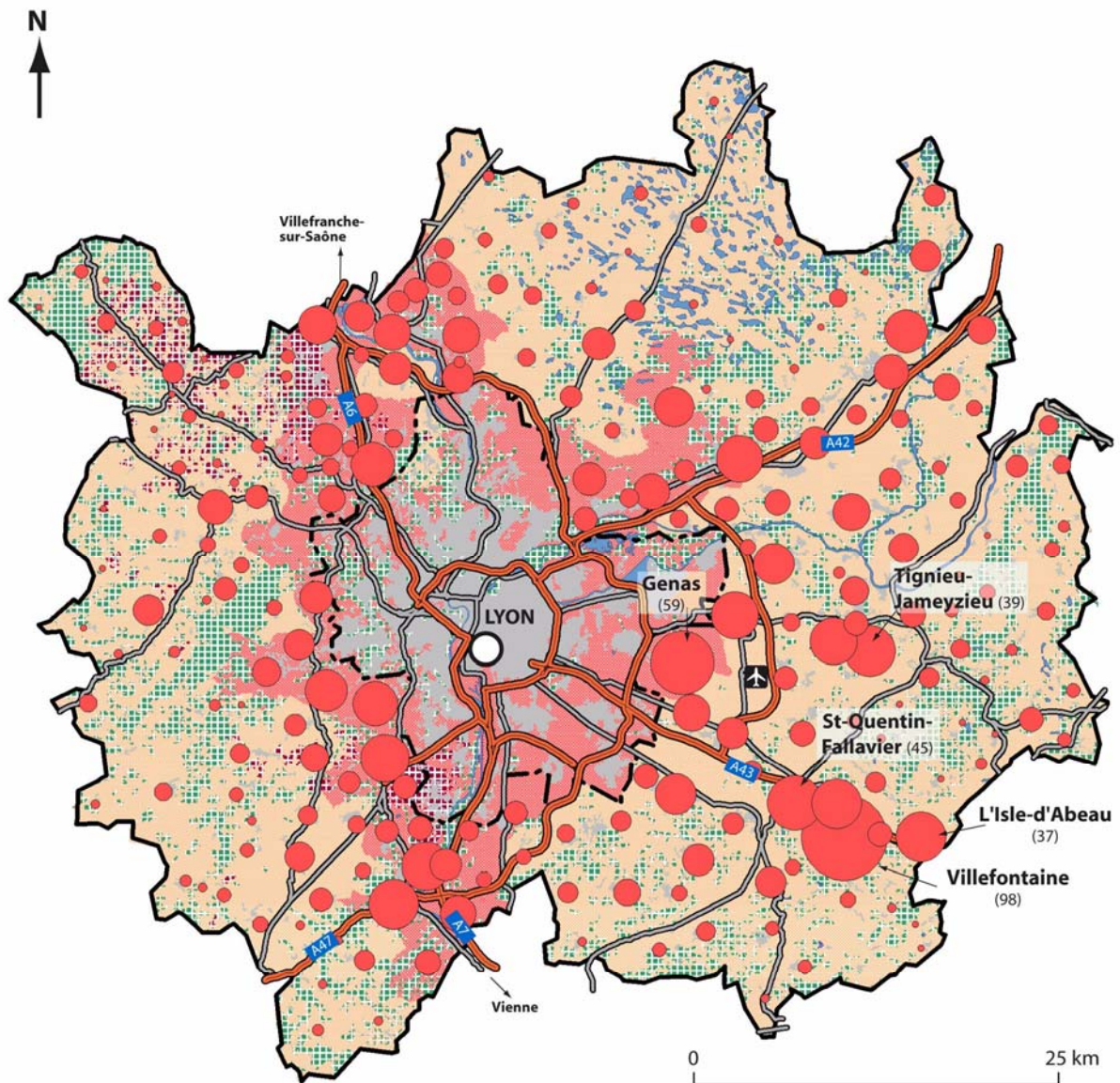
© UMR LET CNRS
source : PERVAL

Géoréférencement des transactions maisons (hors Courly)



© UMR LET CNRS
source : PERVAL

Nombre des transactions maisons par commune (hors Courly)



Typologie des communes

- 1. pôle urbain (102)
- 2. couronne périurbaine (194)

limite du Grand Lyon

© UMR LET CNRS
source : PERVAL

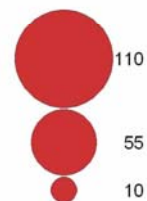
Occupation du sol

- Bâti
- Hydrographie
- Forêt
- Vigne, verger

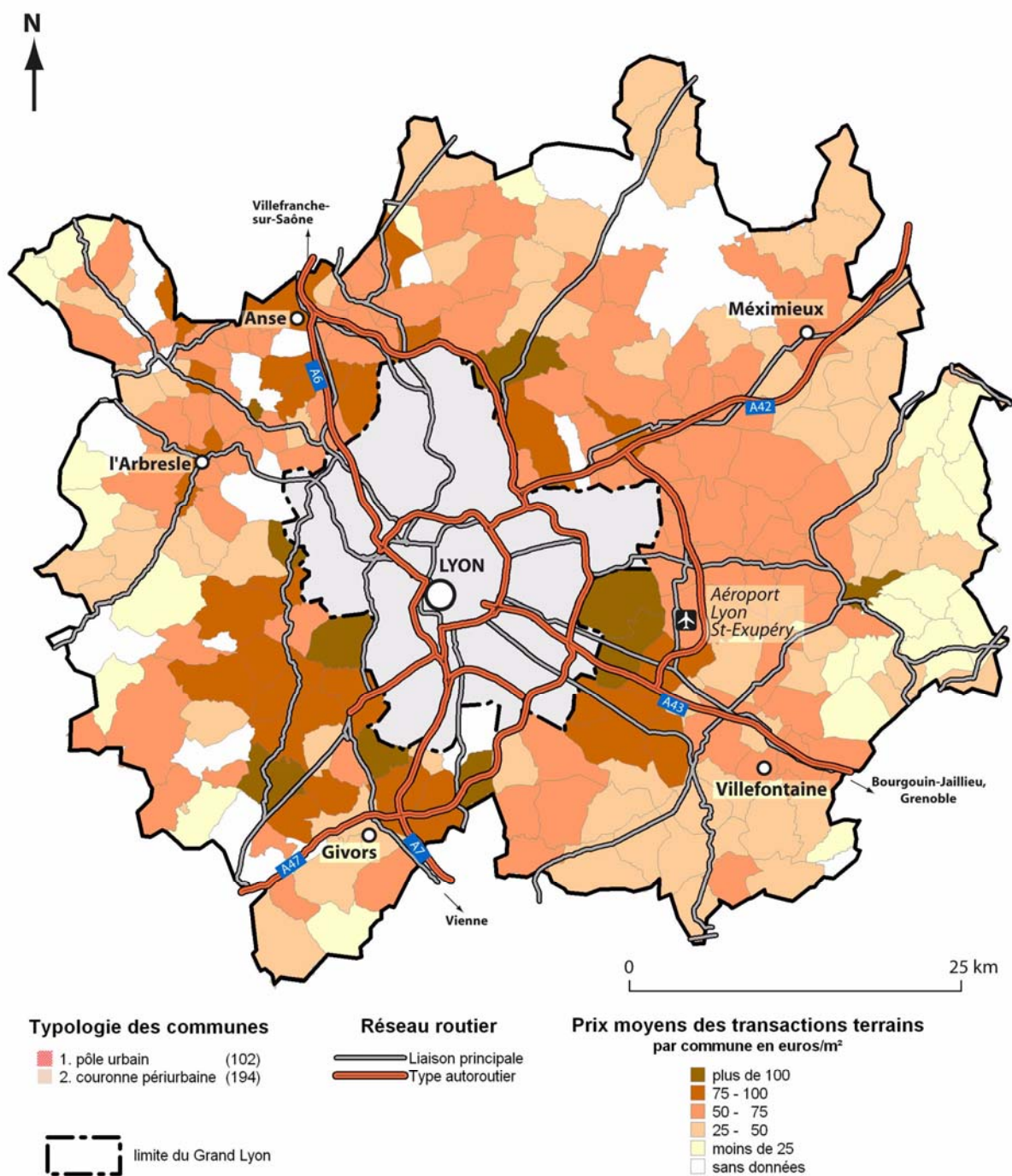
Réseau routier

- Liaison principale
- Type autoroutier

Nombre de transactions

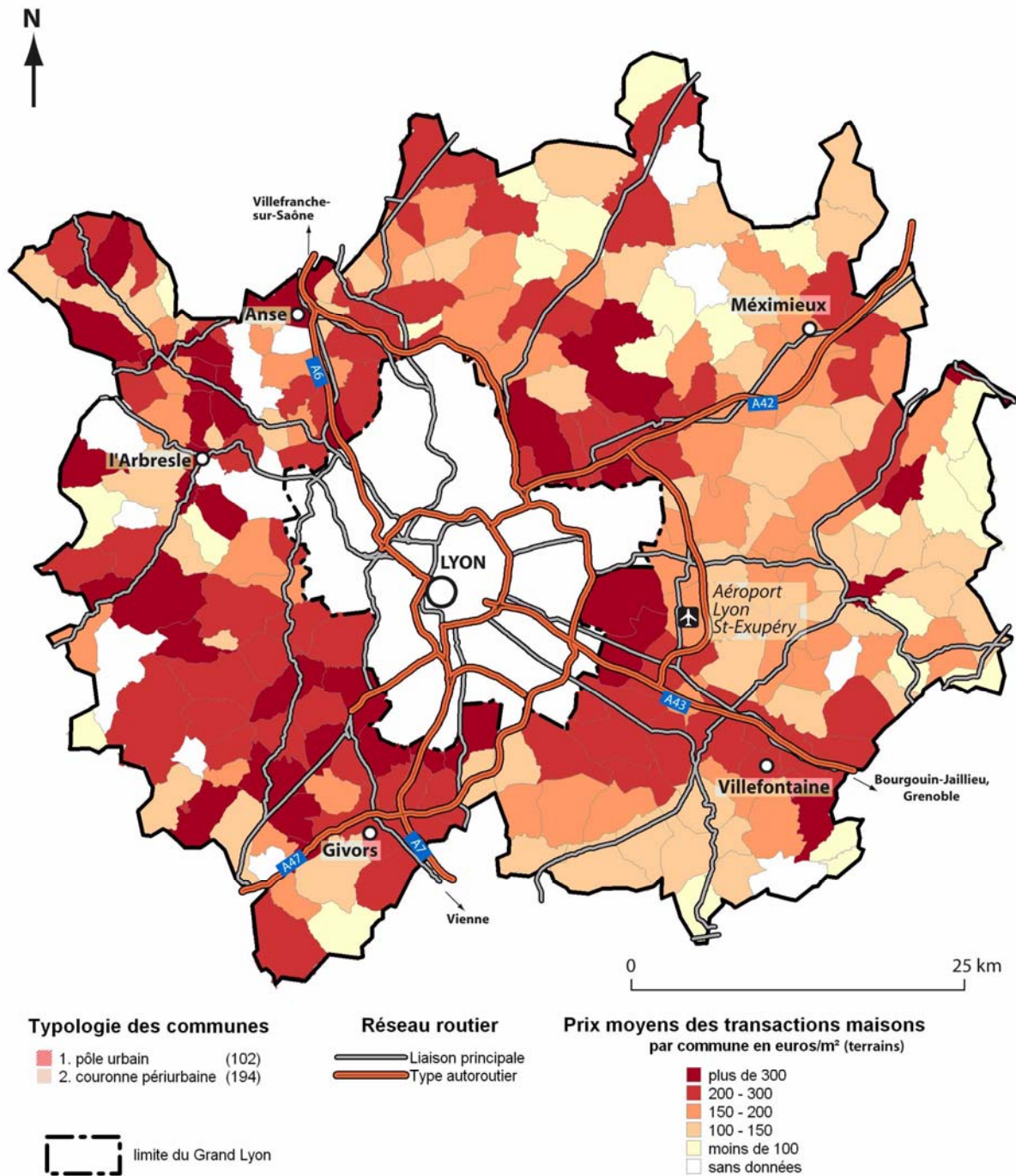


Prix moyens par commune des transactions terrains (hors Courly)



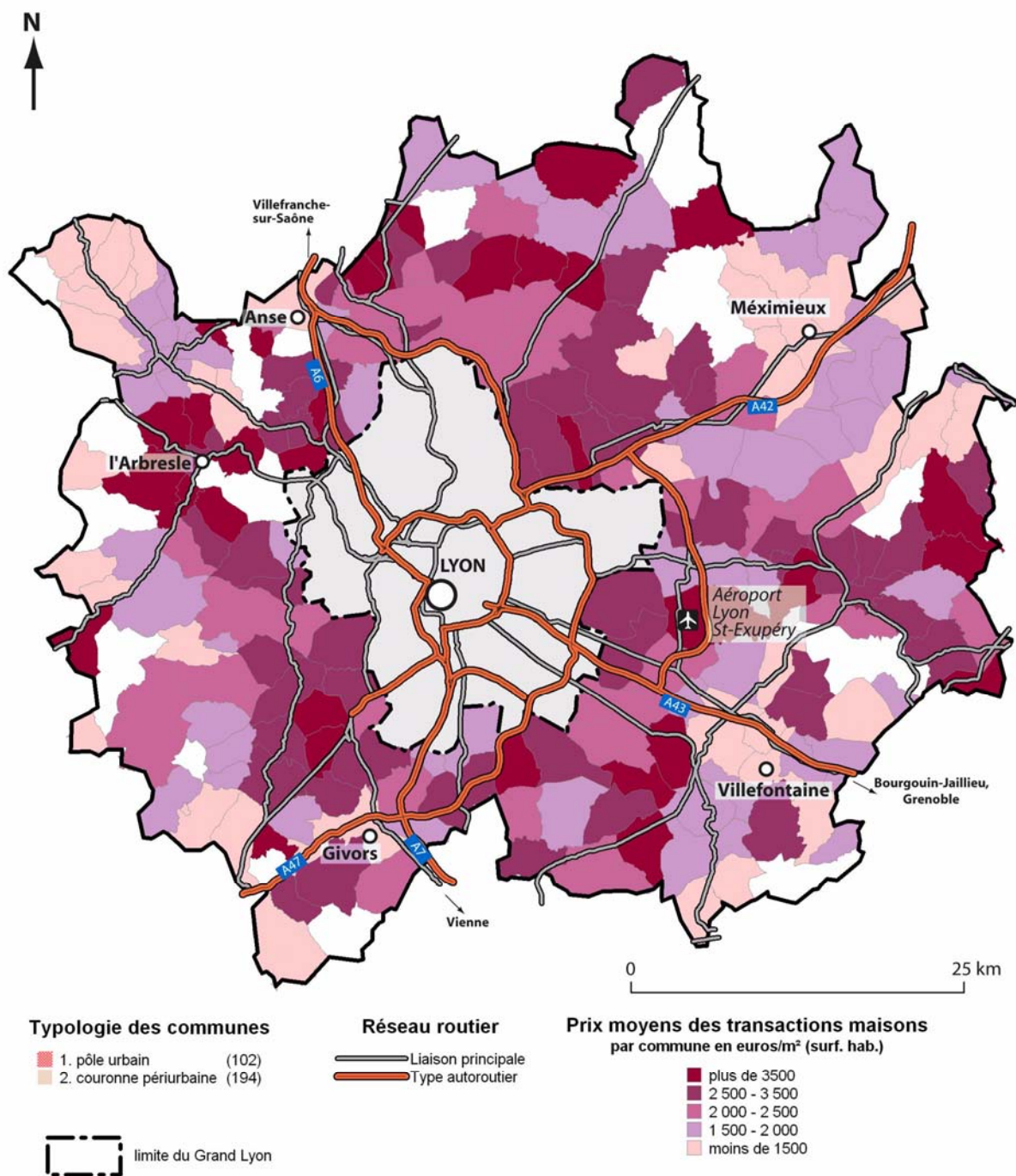
© UMR LET CNRS
source : PERVAL

Prix moyens par commune des transactions maisons (hors Courly)



© UMR LET CNRS
source : PERVAL

Prix moyens par commune des transactions maisons (hors Courly)



© UMR LET CNRS
source : PERVAL

LES DONNEES DES TRANSACTIONS RELATIVES AUX MAISONS ET AUX TERRAINS A BATIR

LES SOURCES

Pour l'aire urbaine de Lyon dans son découpage issu du recensement de population de 1999, nous avons deux sources mobilisées, l'une issue de la société PERVAL relative aux ventes de maisons et de terrains, l'autre provenant de l'Observatoire des Transactions Immobilières et Foncières (OTIF) du Grand Lyon, base relative exclusivement au périmètre de la communauté urbaine de Lyon correspondant à 55 communes (découpage de 2003). Les différences de variables entre les deux fichiers sont assez nombreuses : la base OTIF comporte très peu de variables relatives aux caractéristiques de la vente, aux attributs de la maison et aux profils des individus relativement à celles fournies par PERVAL. Dans un souci d'homogénéité et de comparaison, nous avons donc privilégié les seules données provenant de PERVAL aussi bien pour les maisons que pour les terrains.

CORRELATIONS ENTRE LES VARIABLES PAYSAGERES POUR LES MAISONS

L'analyse des relations entre les variables paysagères indique des corrélations suivantes les plans et entre certaines d'entre elles. Sur la base de ces matrices, nous avons donc procédé à la construction de variables agrégées correspondant à une somme d'indicateurs ou de plans (P1,P2...)¹⁶.

Bati

	Bati_P1	Bati_P2	Bati_P3	Bati_P4	Bati_P5	Bati_P6
Bati_P1	1,00	0,01	-0,20	-0,20	-0,22	-0,17
Bati_P2	0,01	1,00	0,34	0,08	-0,05	-0,05
Bati_P3	-0,20	0,34	1,00	0,45	0,11	0,08
Bati_P4	-0,20	0,08	0,45	1,00	0,31	0,18
Bati_P5	-0,22	-0,05	0,11	0,31	1,00	0,64
Bati_P6	-0,17	-0,05	0,08	0,18	0,64	1,00

Cultures

	Cultures_P1	Cultures_P2	Cultures_P3	Cultures_P4
Cultures_P1	1,00	0,88	0,68	0,44
Cultures_P2	0,88	1,00	0,86	0,50
Cultures_P3	0,68	0,86	1,00	0,59
Cultures_P4	0,44	0,50	0,59	1,00

Prés et espaces ouverts

	Pres_P1	Pres_P2	Pres_P3	Pres_P4	Ouvert_P5	Ouvert_P6
Pres_P1	1,00	0,83	0,58	0,33	0,12	0,15
Pres_P2	0,83	1,00	0,81	0,43	0,05	0,08
Pres_P3	0,58	0,81	1,00	0,62	0,02	0,00
Pres_P4	0,33	0,43	0,62	1,00	0,27	0,13
Ouvert_P5	0,12	0,05	0,02	0,27	1,00	0,61
Ouvert_P6	0,15	0,08	0,00	0,13	0,61	1,00

¹⁶ Les suffixes P1 à P6 se réfèrent aux plans successifs : P1 pour 0 à 75 mètres, P2 pour 76 à 150 mètres, P2 pour 151 à 300 mètres, P4 pour 301 à 1200 mètres, P5 pour 1,2 à 6 kilomètres et P6 pour 6 à 40 kilomètres.

Résineux

	Resineux_P2	Resineux_P3	Resineux_P4
Resineux_P2	1,00	0,56	0,02
Resineux_P3	0,56	1,00	0,07
Resineux_P4	0,02	0,07	1,00

Feuillus

	Feuillus_P1	Feuillus_P2	Feuillus_P3	Feuillus_P4
Feuillus_P1	1,00	0,22	0,09	-0,01
Feuillus_P2	0,22	1,00	0,38	0,11
Feuillus_P3	0,09	0,38	1,00	0,35
Feuillus_P4	-0,01	0,11	0,35	1,00

Vignes

	Vignes_P1	Vignes_P2	Vignes_P3	Vignes_P4
Vignes_P1	1,00	0,91	0,87	0,54
Vignes_P2	0,91	1,00	0,91	0,50
Vignes_P3	0,87	0,91	1,00	0,67
Vignes_P4	0,54	0,50	0,67	1,00

Buissons et arboré

	Buissons_P1	Buissons_P2	Buissons_P3	Buissons_P4	Arbore_P5	Arbore_P6
Buissons_P1	1,00	0,33	0,17	0,12	0,01	-0,04
Buissons_P2	0,33	1,00	0,41	0,12	0,05	0,02
Buissons_P3	0,17	0,41	1,00	0,31	0,00	-0,04
Buissons_P4	0,12	0,12	0,31	1,00	0,13	0,09
Arbore_P5	0,01	0,05	0,00	0,13	1,00	0,48
Arbore_P6	-0,04	0,02	-0,04	0,09	0,48	1,00

Lacs

	Lacs_P1	Lacs_P2	Lacs_P3	Lacs_P4	Eau_P5	Eau_P6
Lacs_P1	1,00	0,40	0,16	0,01	-0,01	-0,01
Lacs_P2	0,40	1,00	0,46	0,13	0,02	-0,03
Lacs_P3	0,16	0,46	1,00	0,40	0,02	-0,03
Lacs_P4	0,01	0,13	0,40	1,00	0,18	-0,02
Eau_P5	-0,01	0,02	0,02	0,18	1,00	0,10
Eau_P6	-0,01	-0,03	-0,03	-0,02	0,10	1,00

Routes

	Routes_P1	Routes_P2	Routes_P3	Routes_P4
Routes_P1	1,00	0,41	0,16	0,06
Routes_P2	0,41	1,00	0,51	0,18
Routes_P3	0,16	0,51	1,00	0,30
Routes_P4	0,06	0,18	0,30	1,00

Voies ferrées

	Voies_F_P1	Voies_F_P2	Voies_F_P3	Voies_F_P4
Voies_F_P1	1,00	0,61	0,30	0,25
Voies_F_P2	0,61	1,00	0,51	0,24
Voies_F_P3	0,30	0,51	1,00	0,44
Voies_F_P4	0,25	0,24	0,44	1,00

Zones d'activités

	Z_Ind_P1	Z_Ind_P2	Z_Ind_P3	Z_Ind_P4
Z_Ind_P1	1,00	0,24	0,08	-0,01
Z_Ind_P2	0,24	1,00	0,42	0,03
Z_Ind_P3	0,08	0,42	1,00	0,10
Z_Ind_P4	-0,01	0,03	0,10	1,00

CORRELATIONS ENTRE LES VARIABLES PAYSAGERES POUR LES TERRAINS A BATIR

Bati

	Bati_P1	Bati_P2	Bati_P3	Bati_P4	Bati_P5	Bati_P6
Bati_P1	1,00	0,20	-0,02	-0,09	-0,11	-0,10
Bati_P2	0,20	1,00	0,37	0,10	-0,02	-0,05
Bati_P3	-0,02	0,37	1,00	0,44	0,10	0,00
Bati_P4	-0,09	0,10	0,44	1,00	0,27	0,09
Bati_P5	-0,11	-0,02	0,10	0,27	1,00	0,46
Bati_P6	-0,10	-0,05	0,00	0,09	0,46	1,00

Cultures

	Cultures_P1	Cultures_P2	Cultures_P3	Cultures_P4
Cultures_P1	1,00	0,90	0,68	0,46
Cultures_P2	0,90	1,00	0,84	0,51
Cultures_P3	0,68	0,84	1,00	0,57
Cultures_P4	0,46	0,51	0,57	1,00

Prés et espaces ouverts

	Pres_P1	Pres_P2	Pres_P3	Pres_P4	Ouvert_P5	Ouvert_P6
Pres_P1	1,00	0,82	0,59	0,26	-0,06	-0,04
Pres_P2	0,82	1,00	0,84	0,43	-0,13	-0,13
Pres_P3	0,59	0,84	1,00	0,62	-0,14	-0,16
Pres_P4	0,26	0,43	0,62	1,00	0,10	-0,01
Ouvert_P5	-0,06	-0,13	-0,14	0,10	1,00	0,60
Ouvert_P6	-0,04	-0,13	-0,16	-0,01	0,60	1,00

Résineux

	Résineux_P1	Résineux_P2	Résineux_P3	Résineux_P4
Résineux_P1	1,00	0,94	0,33	0,02
Résineux_P2	0,94	1,00	0,46	0,14
Résineux_P3	0,33	0,46	1,00	0,74
Résineux_P4	0,02	0,14	0,74	1,00

Feuillus

	Feuillus_P1	Feuillus_P2	Feuillus_P3	Feuillus_P4
Feuillus_P1	1,00	0,21	0,03	-0,13
Feuillus_P2	0,21	1,00	0,28	0,02
Feuillus_P3	0,03	0,28	1,00	0,23
Feuillus_P4	-0,13	0,02	0,23	1,00

Vignes

	Vignes_P1	Vignes_P2	Vignes_P3	Vignes_P4
Vignes_P1	1,00	0,80	0,58	0,52
Vignes_P2	0,80	1,00	0,85	0,66
Vignes_P3	0,58	0,85	1,00	0,65
Vignes_P4	0,52	0,66	0,65	1,00

Buissons et arboré

	Buissons_P1	Buissons_P2	Buissons_P3	Buissons_P4	Arbore_P5	Arbore_P6
Buissons_P1	1,00	0,35	0,07	0,02	-0,01	0,03
Buissons_P2	0,35	1,00	0,34	0,03	0,00	0,04
Buissons_P3	0,07	0,34	1,00	0,28	-0,03	-0,05
Buissons_P4	0,02	0,03	0,28	1,00	0,15	0,06
Arbore_P5	-0,01	0,00	-0,03	0,15	1,00	0,42
Arbore_P6	0,03	0,04	-0,05	0,06	0,42	1,00

Lacs

	Lacs_P1	Lacs_P2	Lacs_P3	Lacs_P4	Eau_P5	Eau_P6
Lacs_P1	1,00	0,32	0,05	0,01	-0,02	-0,03
Lacs_P2	0,32	1,00	0,55	0,24	-0,02	-0,01
Lacs_P3	0,05	0,55	1,00	0,39	-0,02	-0,02
Lacs_P4	0,01	0,24	0,39	1,00	0,08	-0,03
Eau_P5	-0,02	-0,02	-0,02	0,08	1,00	0,12
Eau_P6	-0,03	-0,01	-0,02	-0,03	0,12	1,00

Routes

	Routes_P1	Routes_P2	Routes_P3	Routes_P4
Routes_P1	1,00	0,32	0,15	0,09
Routes_P2	0,32	1,00	0,48	0,16
Routes_P3	0,15	0,48	1,00	0,32
Routes_P4	0,09	0,16	0,32	1,00

Voies ferrées

	Voies_F_P1	Voies_F_P2	Voies_F_P3	Voies_F_P4
Voies_F_P1	1,00	0,75	0,41	0,26
Voies_F_P2	0,75	1,00	0,52	0,30
Voies_F_P3	0,41	0,52	1,00	0,40
Voies_F_P4	0,26	0,30	0,40	1,00

Zones d'activités

	Z_Ind_P1	Z_Ind_P2	Z_Ind_P3	Z_Ind_P4
Z_Ind_P1	1,00	0,31	0,32	0,07
Z_Ind_P2	0,31	1,00	0,52	0,07
Z_Ind_P3	0,32	0,52	1,00	0,15
Z_Ind_P4	0,07	0,07	0,15	1,00

LES RESULTATS ECONOMETRIQUES

MAISONS

Les observations sur les ventes de maisons comportent des valeurs extrêmes, en particulier en termes de prix, qui ont été éliminées, ainsi que les transactions situées dans des communes où moins de cinq observations sont disponibles. L'échantillon final compte 1992 transactions réparties sur 144 communes, pour un prix moyen de 178200 euros.

Nous avons estimé deux types de modèles. Le premier est un modèle à effets fixes communaux. Le second est un modèle où les effets communaux sont traités comme des effets aléatoires. Nous ne présentons ici que les résultats des modèles à effets fixes communaux. La variable à expliquer est le log du prix de la transaction de la maison (y compris terrain) HT.

Les variables explicatives non paysagères ont principalement trait aux caractéristiques de la maison (époque de construction, superficie, combles, niveaux, ...) et aux types et modalités de négociation. Les variables explicatives paysagères ont fait l'objet d'un travail de regroupement sur la base des corrélations observées au niveau de la nomenclature initiale. Les plans successifs dans certains cas ont été également agrégés. Ainsi les voies ferrées et les routes ont été regroupées au sein de la rubrique réseaux sommant les trois premiers plans, tout comme les forêts correspondant aux résineux, aux buissons et aux feuillus suivant les plans.

Les modèles à effets fixes communaux ont été estimés par les MCO et avec des variables instrumentales. La superficie de l'habitation peut en effet être endogène. Nous avons retenu comme instruments la profession de l'acquéreur et du vendeur, le régime matrimonial de l'acquéreur et du vendeur, l'âge de l'acquéreur et l'âge de l'acquéreur au carré. Le test d'Hausman conclue à l'absence d'endogénéité.

Globalement, les modèles développés sur les transactions des maisons ont plutôt un bon pouvoir explicatif. Le coefficient de détermination de l'estimation par les MCO est de 0,58. Les variables générales telles que la surface, le ratio de la surface d'habitation et de la surface du terrain, le nombre de niveaux et le nombre de pièces principales sont particulièrement significatives. L'ancienneté de la construction relativement à la période récente est plus un facteur de dévalorisation des prix. L'éloignement entre la maison et la mairie de la commune se traduit par un gradient décroissant de prix.

En générale, les effets des variables paysagères sur les prix des maisons sont peu significatifs. De manière plus précise, la proximité du bâti a un effet plutôt défavorable dans un plan de 0 à 150 mètres, qui devient plutôt positif au-delà, tout comme dans le cas de la vue sur un couvert forestier. La vue sur des lacs, particulièrement présents au niveau du Nord Est (Dombes) de l'aire urbaine de Lyon, n'est pas valorisée. La proximité du couvert agricole (correspondant aux près, vignes, et cultures) dans le paysage est dévalorisée indépendamment des plans retenus.

La vue sur les réseaux (voies ferrées et routes) dans un plan inférieur à 300 mètres a un effet significativement négatif sur un plan statistique, tout comme celle de zones d'activités. Les plans très éloignés (« ouvert ») (à plus de 40 kilomètres et à plus de 2 500 mètres d'altitude), correspondant à la vue sur les Alpes (Mont Blanc, Oisans, Belledonne) par beau temps, ont, de manière plus surprenante, un effet négatif mais qui n'est pas significatif.

La combinaison de variables relatives au type d'objets vus (forêts, agriculture) et à la surface du terrain de la maison offre plus de significativité sur un plan statistique. Il n'y aurait cependant pas de substitution entre taille de terrain et vue sur un couvert forestier ou un couvert agricole hormis pour les plans intermédiaires compris entre 151 et 300 mètres.

*Estimations MCO - Variables paysagères saisies en termes de nombre de pixels équivalents
plan 1 (Prix moyen maison 178 202,1 euros)*

Items	Plans	Effet estimé	Ecart-type	z-value	Pr(> z)		Prix hédoniques
<i>Variables générales</i>							<i>Prix euros pour une unité de plus (ou présence)</i>
Surface		0,00386	0,00020	19,56950	< 2,2e-16	***	688,9
Surface habitable inconnue (oui / non)		0,33556	0,02725	12,31530	< 2,2e-16	***	71053,3
Surface habitation / surface du terrain		-0,37808	0,03766	-10,03850	< 2,2e-16	***	-56102,3
Nombre de niveaux/nombre de pièces principales		-0,26126	0,03265	-8,00170	0,00000	***	-40972,1
Combles non		0,11949	0,05866	2,03710	0,04164	*	22617,76
Combles oui		0,01915	0,03397	0,56360	0,57299		3444,5
Sous-sol non		-0,09445	0,16913	-0,55840	0,57654		-16060,9
Sous-sol oui		0,04909	0,01288	3,81250	0,00014	***	8966,2
Piscine Oui		0,09022	0,02212	4,07840	0,00005	***	16825,5
Dépendances non		0,12039	0,03062	3,93190	0,00008	***	22798,5
Dépendances oui		0,15827	0,03329	4,75500	0,00000	***	30558,5
Type de maison – non renseigné		-0,00706	0,02633	-0,26820	0,78857		-1253,9
Type de maison –chalet		-0,33762	0,23826	-1,41700	0,15648		-51060,8
Type de maison –divers		-0,22933	0,17667	-1,29810	0,19425		-36519,6
Type de maison –ferme		-0,07590	0,10297	-0,73710	0,46108		-13024,1
Type de maison – grande propriété château		-0,11575	0,25824	-0,44820	0,65398		-19477,8
Type de maison – maison de maître		-0,00335	0,17897	-0,01870	0,98506		-596,3
Type de maison – pavillon		-0,00629	0,03048	-0,20620	0,83661		-1116,7
Type de maison – maison rurale		0,05841	0,06519	0,89600	0,37023		10719,3
Type de maison – villa		0,02632	0,04340	0,60650	0,54422		4753,1
Epoque de construction non renseignée		-0,03803	0,02322	-1,63780	0,10147		-6650,4
Epoque de construction avant 1850		-0,10535	0,03980	-2,64700	0,00812	**	-17818,5
Epoque de construction 1851-1916		-0,14138	0,03208	-4,40680	0,00001	***	-23494,2
Epoque de construction 1917-1949		-0,14166	0,03199	-4,42900	0,00001	***	-23537,5
Epoque de construction 1950-1969		-0,08262	0,02534	-3,26030	0,00111	**	-14131,2
Epoque de construction 1970-1980		-0,08373	0,01854	-4,51500	0,00001	***	-14312,7
Epoque de construction 1981-1991		-0,02629	0,01823	-1,44210	0,14926		-4623,8
Epoque de construction 1992-2004		Référence					
Vendeur occupant non		0,19234	0,12302	1,56350	0,11794		37793,5
Vendeur occupant oui		0,36294	0,12265	2,95930	0,00308	**	77972,2
Acquéreur occupant non		-0,07505	0,23327	-0,32170	0,74765		-12884,8

Acquéreur occupant oui		-0,24884	0,23741	-1,04810	0,29457		-39257,1
Type de négociation-notaire		-0,07597	0,03536	-2,14820	0,03169	*	-13035,7
Type de négociation-professionnel		-0,06700	0,01695	-3,95270	0,00008	***	-11548,5
Type de négociation-particulier à particulier		0,00316	0,01490	0,21190	0,83219		563,6
Distance entre la maison et le bien (mètres)		-0,00001	0,00001	-0,72650	0,46755		-1,3
Année de transaction 2002		Référence					
Année de transaction 2003		0,05240	0,02144	2,44410	0,01452	*	9586,9
Année de transaction 2004		0,15576	0,02633	5,91570	0,00000	***	30035,1
<i>Variables paysagères</i>							<i>Prix euros par écart type</i>
Forêt	0-75 mètres	-0,01523	0,00812	-1,87690	0,06054	.	-3 663,9
Forêt	76-150 mètres	0,05799	0,03195	1,81520	0,06949	.	3 921,7
Forêt	151-300 mètres	-0,00873	0,02581	-0,33840	0,73505		-423,4
Forêt	301-1250 mètres	0,03188	0,03656	0,87200	0,38320		1 150,1
Bâti	0-75 mètres	-0,00217	0,00481	-0,45130	0,65176		-1 127,2
Bâti	76-150 mètres	-0,01109	0,01861	-0,59590	0,55126		-800,1
Bâti	151-300 mètres	0,01562	0,03054	0,51140	0,60904		663,1
Bâti	301-1250 mètres	0,00167	0,06970	0,02390	0,98093		29,3
Réseaux	0-300 mètres	-0,00814	0,00317	-2,56480	0,01032	*	-3 106,6
Réseaux	301-1250 mètres	-0,00032	0,15581	-0,00210	0,99834		-3,2
Lacs	0-75 mètres	-0,00234	0,01654	-0,14150	0,88745		-153,5
Lacs	76-150 mètres	-0,04860	0,06335	-0,76710	0,44300		-908,4
Lacs	151-300 mètres	-0,00921	0,09674	-0,09520	0,92419		-114,3
Lacs	301-1250 mètres	-0,02773	0,21905	-0,12660	0,89926		-160,0
Agriculture	0-75 mètres	-0,00165	0,00335	-0,49340	0,62173		-2 025,9
Agriculture	76-150 mètres	-0,00192	0,01070	-0,17910	0,85785		-784,3
Agriculture	151-300 mètres	-0,00872	0,00802	-1,08750	0,27681		-2 500,0
Agriculture	301-1250 mètres	-0,01151	0,01586	-0,72580	0,46794		-1 259,3
Ouvert	>40 kilomètres	-0,00036	0,00155	-0,23580	0,81357		-298,7
Forêt * Surface de terrain	0-75 mètres	0,00002	0,00001	2,84860	0,00439	**	5 081,4
Agriculture* Surface de terrain	0-75 mètres	0,00001	0,00000	4,00070	0,00006	***	18 711,7
Forêt * Surface de terrains	151-300 mètres	-0,00006	0,00003	-2,17740	0,02945	*	-4 994,6

Agriculture * surface de terrain	151-300 mètres	0,00001	0,00001	1,09110	0,27524		5 058,8
Zones d'activités	0-75 mètres	-0,00758	0,01264	-0,59930	0,54896		-670,4
Zones d'activités	76-150 mètres	-0,03617	0,08322	-0,43460	0,66388		-4 223,9
Zones d'activités	151-300 mètres	0,14338	0,13716	1,04530	0,29589		42 919,9
Total Sum of Squares : 238.88							
Sum of Squares Residuals : 100.86							
R²: 0.57777							
F: 38.7704							
P(F>0): 0							
Signif. codes: 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1							

Estimations variables instrumentales - Variables paysagères saisies en termes de nombre de pixels équivalents plan 1 (Prix moyen maison 178 202,1 euros)

Items	Plans	Estimate	Std Error	z-value	Pr(> z)		Prix hédoniques
<i>Variables générales</i>							<i>Prix euros pour une unité de plus (ou présence)</i>
Surface		0,01426	0,00215	6,63530	0,00000	***	2559,34
Surface habitable inconnue (oui / non)		1,50650	0,24320	6,19450	0,00000	***	625652,3
Surface habitation / surface du terrain		-0,41215	0,05927	-6,95360	0,00000	***	-60192,2
Nombre de niveaux/nombre de pièces principales		-0,09396	0,06144	-1,52930	0,12618		-15980,6
Combles non		0,21736	0,09383	2,31650	0,02053	*	43265,9
Combles oui		-0,07553	0,05650	-1,33680	0,18130		-12964,0
Sous-sol non		-0,03414	0,26461	-0,12900	0,89734		-5981,13
Sous_sol oui		0,04952	0,02012	2,46080	0,01386	*	9046,5
Piscine Oui		0,03138	0,03661	0,85720	0,39131		5680,8
Dépendances non		0,10429	0,04797	2,17430	0,02969	*	19588,3
Dépendances oui		0,11534	0,05276	2,18640	0,02879	*	21786,0
Type de maison – non renseigné		-0,16843	0,05275	-3,19300	0,00141	**	-27623,0
Type de maison –chalet		0,03965	0,38027	0,10430	0,91695		7208,4
Type de maison –divers		-0,67381	0,29068	-2,31810	0,02045	*	-87361,3
Type de maison –ferme		-0,45215	0,17837	-2,53490	0,01125	*	-64819,4
Type de maison – grande propriété, château		-1,71970	0,52006	-3,30670	0,00094	***	-146282,5
Type de maison – maison de maître		-2,11710	0,51483	-4,11220	0,00004	***	-156750,1
Type de maison – pavillon		-0,12971	0,05391	-2,40600	0,01613	*	-21678,2
Type de maison – maison rurale		-0,32142	0,12811	-2,50890	0,01211	*	-48984,4
Type de maison – villa		-0,25426	0,08884	-2,86180	0,00421	**	-40008,1
Epoque de construction non renseignée		-0,01953	0,03649	-0,53520	0,59252		-3446,3
Epoque de construction avant 1850		-0,33970	0,07852	-4,32640	0,00002	***	-51325,1
Epoque de construction		-0,30261	0,06001	-5,04290	0,00000	***	-46530,8

1851-1916							
Epoque de construction 1917-1949		-0,16201	0,05016	-3,22990	0,00124	**	-26653,2
Epoque de construction 1950-1969		0,00343	0,04334	0,07920	0,93687		612,7
Epoque de construction 1970-1980		-0,01583	0,03214	-0,49270	0,62224		-2799,1
Epoque de construction 1981-1991		0,05248	0,03273	1,60350	0,10883		9601,6
Epoque de construction 1992-2004		Référence					
Vendeur occupant non		0,12810	0,19271	0,66470	0,50621		24354,2
Vendeur occupant oui		0,26608	0,19270	1,38080	0,16733		54323,0
Acquéreur occupant non		-0,18381	0,36524	-0,50330	0,61479		-29921,2
Acquéreur occupant oui		-0,39188	0,37219	-1,05290	0,29238		-57775,7
Type de négociation-notaire		-0,02936	0,05608	-0,52360	0,60057		-5156,2
Type de négociation-professionnel		-0,08105	0,02665	-3,04180	0,00235	**	-13873,9
Type de négociation-particulier à particulier		-0,01265	0,02352	-0,53800	0,59055		-2240,4
Distance entre la maison et le bien (mètres)		-0,00001	0,00002	-0,64880	0,51645		-1,9
Année de transaction 2002		Référence					
Année de transaction 2003		0,02686	0,03391	0,79200	0,42836		4851,0
Année de transaction 2004		0,11653	0,04193	2,77960	0,00544	**	22024,2
<i>Variables paysagères</i>							<i>Prix euros par écart type</i>
Forêt	0-75 mètres	-0,02069	0,01273	-1,62520	0,10411		-4 964,0
Forêt	76-150 mètres	0,02650	0,05034	0,52640	0,59864		1 763,8
Forêt	151-300 mètres	0,00606	0,04045	0,14980	0,88089		296,0
Forêt	301-1250 mètres	0,07779	0,05791	1,34340	0,17915		2 871,9
Bâti	0-75 mètres	-0,01340	0,00786	-1,70430	0,08833	,	-6 917,0
Bâti	76-150 mètres	-0,03572	0,02952	-1,21000	0,22630		-2 545,4
Bâti	151-300 mètres	0,02668	0,04778	0,55830	0,57662		1 138,9
Bâti	301-1250 mètres	-0,14291	0,11288	-1,26610	0,20548		-2 337,8
Réseaux	0-300 mètres	-0,00773	0,00496	-1,55680	0,11951		-2 948,1
Réseaux	301-1250 mètres	0,15457	0,24555	0,62950	0,52903		1 642,3
Lacs	0-75 mètres	-0,01886	0,02607	-0,72340	0,46941		-1 226,2
Lacs	76-150 mètres	-0,13493	0,10056	-1,34180	0,17968		-2 417,1
Lacs	151-300 mètres	0,13768	0,15414	0,89320	0,37177		1 841,5
Lacs	301-1250 mètres	0,08534	0,34312	0,24870	0,80358		521,1

Agriculture	0-75 mètres	-0,00334	0,00525	-0,63570	0,52499		-4 084,6
Agriculture	76-150 mètres	0,00821	0,01684	0,48740	0,62600		3 377,7
Agriculture	151-300 mètres	-0,00360	0,01258	-0,28590	0,77499		-1 033,2
Agriculture	301-1250 mètres	-0,01665	0,02480	-0,67110	0,50214		-1 816,8
Ouvert	>40 kilomètres	-0,00260	0,00246	-1,05640	0,29081		-2 125,8
Forêt * Surface de terrain	0-75 mètres	0,00001	0,00001	1,34070	0,18001		3 755,1
Agriculture* Surface de terrain	0-75 mètres	0,00000	0,00000	0,24470	0,80668		1 975,1
Forêt * Surface de terrains	151-300 mètres	-0,00005	0,00004	-1,15340	0,24875		-4 139,5
Agriculture * surface de terrain	151-300 mètres	0,00000	0,00001	0,45550	0,64874		3 304,8
Zones d'activités	0-75 mètres	-0,02680	0,02014	-1,33040	0,18339		-2 348,6
Zones d'activités	76-150 mètres	-0,01004	0,13017	-0,07710	0,93852		-1 188,0
Zones d'activités	151-300 mètres	0,30956	0,21704	1,42630	0,15380		101 009,3

Signif. codes: 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

Test d'Hausmann (SurfH) : 23.62230, Khi(2) = 0,999

LES TERRAINS A BATIR

Après élimination des observations ayant des valeurs extrêmes en termes de prix et des terrains localisés dans des communes comportant moins de 5 transactions, nous aboutissons à un échantillon comportant 2 259 observations réparties sur 143 communes. Nous avons estimé sur cet échantillon deux types de modèles : un modèle à effets fixes communaux et un modèle à effets aléatoires. Nous ne présentons ici que les résultats des premiers, estimés par les MCO et les variables instrumentales. Nous ne présentons ici que les résultats des premiers. Ils ont été estimés en MCO et avec des variables instrumentales. La superficie du terrain peut en effet être endogène. Nous avons retenu comme instruments la profession de l'acquéreur et du vendeur, le régime matrimonial de l'acquéreur et du vendeur. Le test d'Hausman conclue à l'absence d'endogénéité.

Les variables explicatives non paysagères renvoient principalement à la surface du terrain à bâtir et aux types et modalités de négociation. Comme pour les maisons, les variables explicatives paysagères ont fait l'objet d'un travail de regroupement sur la base des corrélations observées au niveau de la nomenclature initiale. Les plans successifs dans certains cas ont été également agrégés. Ainsi les voies ferrées et les routes ont été regroupées au sein de la rubrique réseaux sommant les 3 premiers plans.

Globalement, les modèles développés sur les terrains à bâtir ont un pouvoir explicatif plus faible que ceux estimés sur les transactions des maisons. Le R^2 de l'estimation en MCO est de 0,30. Les variables générales telles que la surface du terrain, l'année de transaction et, dans une moindre mesure, le type de négociation sont significatives.

Il convient de noter que, dans le cas de l'aire urbaine de Lyon, un certain nombre de variables paysagères sont significatives sur un plan statistique aussi bien suivant la méthode d'estimation en MCO que variables instrumentales, situation qui se distingue des estimations réalisées sur les maisons. Leurs coefficients restent cependant faibles et les prix hédonistes peu élevés hormis certaines d'entre elles.

La vue sur des forêts (résineux, feuillus et buissons) proches (en deçà de 150 mètres) est valorisée, tout comme l'existence de bâti (0-75 mètres et au delà de 300 mètres). On note également l'effet significativement positif de la vue sur des éléments de couvert agricole (prés, vignes, cultures) sur les 75 premiers mètres, éléments particulièrement présents dans l'aire urbaine de Lyon.

De manière plus surprenante, la vue sur des zones d'activités dans un plan proche (moins de 70 mètres) est valorisée. A l'opposé l'existence de réseaux à proximité, saisis en termes de vue, a un effet plutôt négatif.

Enfin sur le plan le plus éloigné (« ouvert ») (à plus de 40 kilomètres et à plus de 2 500 mètres d'altitude), correspondant à une vue sur les Alpes (Mont Blanc, Oisans), l'effet est assez faible en termes de prix hédonistes et non significatif.

Les MCO et les VI fournissent des résultats convergents quant à l'effet des variables combinant surface et type de vue. Contrairement au cas des estimations sur les maisons, un phénomène de substitution entre taille du terrain et vue sur un couvert forestier ou un couvert agricole interviendrait dans les plans les plus proches.

*Estimations MCO - Variables paysagères saisies en termes de nombre de pixels équivalents
plan 1 (Prix moyen terrain 67 843,3 euros)*

Items	Plans	Estimate	Std Error	z-value	Pr(> z)		Prix hédoniques
<i>Variables générales</i>							<i>Prix euros pour une unité de plus (ou présence)</i>
Surface Terrain		0,00072	0,00005	13,45510	< 2,2e-16	***	48,9
Type de négociation-notaire		0,06605	0,09121	0,72410	0,46900		4 632,1
Type de négociation-particulier à particulier		0,29297	0,24197	1,21080	0,22598		23 094,0
Type de négociation-professionnel		0,05508	0,01590	3,46340	0,00053	***	3 841,8
Type de mutation précédente - acquisition		0,03248	0,01907	1,70270	0,08863	.	2 239,4
Type de mutation précédente – donations, legs		-0,00267	0,03657	-0,07300	0,94179		-180,9
Type de mutation précédente - échange		0,01731	0,03248	0,53300	0,59404		1 184,6
Type de mutation précédente - fusion dissolution		0,09029	0,09767	0,92440	0,35528		6 410,6
Type de mutation précédente - partage		0,02137	0,02363	0,90420	0,36590		1 465,3
Type de mutation précédente - remembrement		0,03149	0,08393	0,37520	0,70749		2 170,6
Type de mutation précédente - succession		-0,04088	0,02295	-1,78120	0,07488	.	-2 717,3
Distance entre la maison et le bien (mètres)		0,00000	0,00001	-0,36180	0,71751		-0,3
Année de transaction 2000		référence					
Année de transaction 2001		-0,03033	0,04410	-0,68780	0,49158		-2 027,0
Année de transaction 2002		0,05763	0,04435	1,29940	0,19380		4 024,7
Année de transaction 2003		0,17394	0,04472	3,88940	0,00010	***	12 889,2
Année de transaction 2004		0,23729	0,05086	4,66530	0,00000	***	18 169,0
<i>Variables paysagères</i>							<i>Prix euros par écart type</i>
Forêt	0-75 mètres	0,06249	0,01025	6,09450	0,00000	***	7 457,1
Forêt	76-150 mètres	0,12117	0,03637	3,33140	0,00086	***	3 373,2
Forêt	151-300 mètres	-0,04302	0,02194	-1,96070	0,04991	*	-890,7
Forêt	301-1250 mètres	0,03711	0,03139	1,18240	0,23703		601,0
Bâti	0-75 mètres	0,01639	0,00531	3,08510	0,00203	**	2 331,8
Bâti	76-150 mètres	-0,00977	0,01963	-0,49780	0,61859		-259,5
Bâti	151-300	-0,00487	0,03233	-0,15070	0,88022		-72,5

	mètres						
Bâti	301-1250 mètres	0,25782	0,07048	3,65820	0,00025	***	1 984,6
Réseaux	0-300 mètres	-0,01025	0,00382	-2,67950	0,00737	**	-1 268,7
Réseaux	301-1250 mètres	-0,03284	0,12011	-0,27340	0,78452		-153,9
Lacs	0-75 mètres	0,00168	0,01999	0,08390	0,93316		32,7
Lacs	76-150 mètres	-0,12090	0,06610	-1,82900	0,06740	.	-817,0
Lacs	151-300 mètres	-0,06944	0,05962	-1,16460	0,24420		-553,7
Lacs	301-1250 mètres	-0,22720	0,25535	-0,88980	0,37359		-397,3
Agriculture	0-75 mètres	0,02748	0,00453	6,07080	0,00000	***	10 314,9
Agriculture	76-150 mètres	0,01373	0,01146	1,19770	0,23103		2 054,7
Agriculture	151-300 mètres	-0,03039	0,00658	-4,61960	0,00000	***	-3 676,9
Agriculture	301-1250 mètres	0,04010	0,01663	2,41230	0,01585	*	1 881,3
Ouvert	>40 kilomètres	0,00155	0,00154	1,00610	0,31437		524,3
Forêt * Surface de terrain	0-75 mètres	-0,00005	0,00001	-6,42490	0,00000	***	-7 464,8
Agriculture * Surface de terrain	0-75 mètres	-0,00002	0,00000	-6,97110	0,00000	***	-18 654,5
Forêt * Surface de terrains	151-300 mètres	-0,00008	0,00003	-3,26340	0,00110	**	-3 093,6
Agriculture * surface de terrain	151-300 mètres	0,00001	0,00001	0,76260	0,44569		1 467,0
Zones d'activités	0-75 mètres	0,04701	0,01123	4,18500	0,00003	***	2 264,8
Zones d'activités	76-150 mètres	-0,15392	0,06609	-2,32920	0,01985	*	-8 349,6
Zones d'activités	151-300 mètres	-0,03767	0,12213	-0,30850	0,75772		-5 229,5
Total Sum of Squares : 177.19							
Sum of Squares Residuals: 123.17							
R²: 0.30491							
F: 21.6619							
P(F>0): 0							

Signif. codes: 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

Estimations variables instrumentales - Variables paysagères saisies en termes de nombre de pixels équivalents plan 1 (Prix moyen terrain 67 843,3euros)

Items	Plans	Estimate	Std Error	z-value	Pr(> z)		Prix hédoniques
<i>Variables générales</i>							<i>Prix euros pour une unité de plus (ou présence)</i>
Surface Terrain		0,00120	0,00037	3,20320	0,00136	**	81,5
Type de négociation-notaire		0,08629	0,09416	0,91640	0,35943		6114,3
Type de négociation-particulier à particulier		0,30362	0,24646	1,23190	0,21797		24067,7
Type de négociation-professionnel		0,04216	0,01902	2,21700	0,02662	*	2921,7
Type de mutation		0,03726	0,01977	1,88540	0,05938	.	2575,8

précédente - acquisition							
Type de mutation précédente – donations, legs		0,00043	0,03730	0,01150	0,99080		29,2
Type de mutation précédente - échange		0,00075	0,03545	0,02110	0,98318		50,7
Type de mutation précédente - fusion dissolution		0,06918	0,10076	0,68670	0,49230		4859,8
Type de mutation précédente - partage		0,01868	0,02415	0,77350	0,43922		1279,1
Type de mutation précédente - remembrement		-0,00011	0,08885	-0,00120	0,99904		-7,3
Type de mutation précédente - succession		-0,04038	0,02337	-1,72840	0,08392	.	-2685,1
Distance entre la maison et le bien (mètres)		-0,00001	0,00001	-0,62840	0,52973		-0,6
Année de transaction 2000		référence					
Année de transaction 2001		-0,03787	0,04527	-0,83650	0,40288		-2520,9
Année de transaction 2002		0,04452	0,04627	0,96220	0,33595		3088,6
Année de transaction 2003		0,16030	0,04673	3,43050	0,00060	***	11795,4
Année de transaction 2004		0,22189	0,05313	4,17660	0,00003	***	16854,6
<i>Variables paysagères</i>							<i>Prix euros par écart type</i>
Forêt	0-75 mètres	0,10441	0,03402	3,06900	0,00215	**	12 727,0
Forêt	76-150 mètres	0,13962	0,03967	3,51920	0,00043	***	3 923,6
Forêt	151-300 mètres	-0,05050	0,02307	-2,18870	0,02862	*	-1 041,5
Forêt	301-1250 mètres	0,03826	0,03196	1,19690	0,23136		619,8
Bâti	0-75 mètres	0,02223	0,00704	3,15700	0,00159	**	3 171,0
Bâti	76-150 mètres	-0,01506	0,02039	-0,73830	0,46035		-398,7
Bâti	151-300 mètres	-0,00625	0,03292	-0,18980	0,84949		-92,9
Bâti	301-1250 mètres	0,23653	0,07360	3,21370	0,00131	**	1 800,6
Réseaux	0-300 mètres	-0,01135	0,00399	-2,84890	0,00439	**	-1 405,3
Réseaux	301-1250 mètres	-0,03754	0,12232	-0,30690	0,75891		-175,5
Lacs	0-75 mètres	-0,00217	0,02056	-0,10580	0,91578		-42,3
Lacs	76-150 mètres	-0,09983	0,06923	-1,44200	0,14929		-681,6
Lacs	151-300 mètres	-0,09858	0,06473	-1,52280	0,12781		-774,9
Lacs	301-1250 mètres	-0,18598	0,26188	-0,71020	0,47760		-331,7
Agriculture	0-75 mètres	0,04989	0,01792	2,78420	0,00537	**	18 943,8
Agriculture	76-150 mètres	0,01688	0,01192	1,41640	0,15667		2 530,9

Agriculture	151-300 mètres	-0,03051	0,00670	-4,55420	0,00001	***	-3 690,1
Agriculture	301-1250 mètres	0,03889	0,01695	2,29420	0,02178	*	1 823,0
Ouvert	>40 kilomètres	0,00164	0,00157	1,04810	0,29461		556,6
Forêt * Surface de terrain	0-75 mètres	-0,00009	0,00003	-2,77370	0,00554	**	-13 647,6
Agriculture * Surface de terrain	0-75 mètres	-0,00004	0,00002	-2,58770	0,00966	**	-36 643,9
Forêt * Surface de terrains	151-300 mètres	-0,00009	0,00003	-3,45190	0,00056	***	-3 518,2
Agriculture * surface de terrain	151-300 mètres	0,00000	0,00001	0,49390	0,62137		984,5
Zones d'activités	0-75 mètres	0,06428	0,01757	3,65830	0,00025	***	3 124,1
Zones d'activités	76-150 mètres	-0,18552	0,07156	-2,59240	0,00953	**	-9 910,4
Zones d'activités	151-300 mètres	-0,07160	0,12706	-0,56350	0,57307		-9 773,2

Signif. codes: 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

Test d'Hausmann (TERSURF) : 1,674, Khi(2) = 0,80

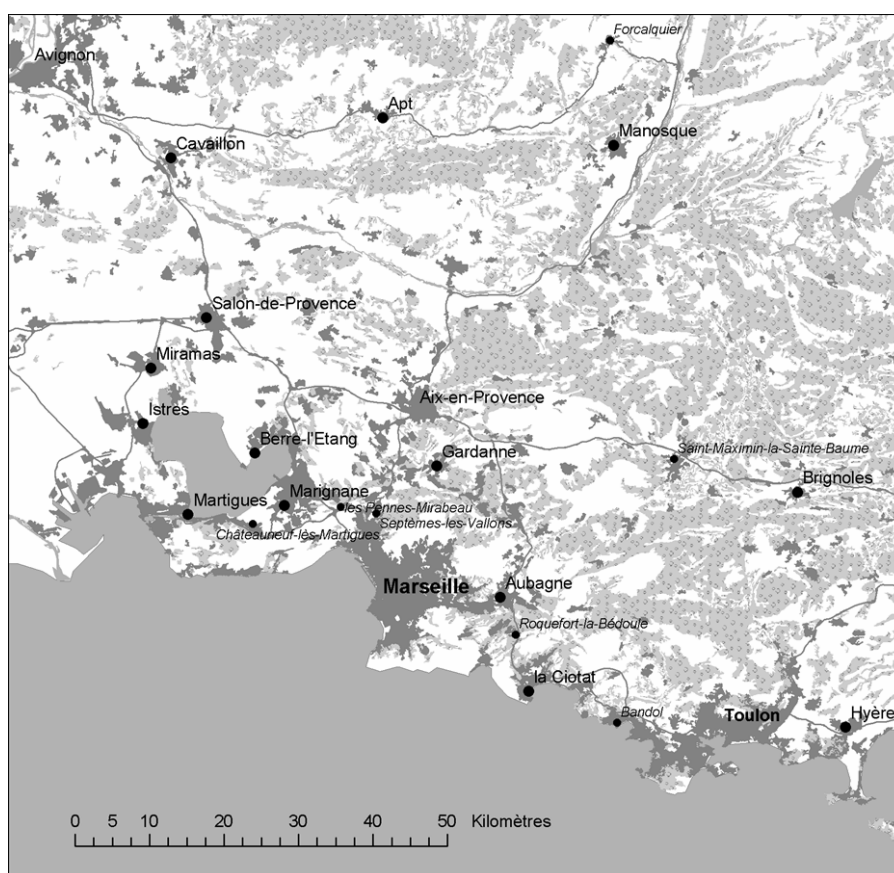
PAYSAGES ET VALEURS IMMOBILIERES AUTOUR DE MARSEILLE

GHISLAIN GENIAUX, CLAUDE NAPOLEONE

LA ZONE D'ETUDE

L'agglomération marseillaise s'est structurée autour d'un tissu urbain originel composé de villes très anciennes et peuplées (Marseille, Aix-en-Provence), générant une organisation socio-spatiale relativement complexe, à la fois polarisée autour d'une ville de grande taille (Marseille) et fois fortement polycentrique au niveau des pôles secondaires. Son périmètre est vaste et peut être assimilé au département des Bouches-du-Rhône qui comporte 1 861 068 habitants avec une densité de 361 habitants/Km². La dernière période intercensitaire (1990 – 1999) montre que la population des Bouches-du-Rhône est en croissance (4,73 %). Les centres urbains les plus importants ont vu leur population se stabiliser durant cette période alors que les communes périphériques ont cru fortement en taille.

Pour qui concerne les espaces non urbains, le département des Bouches du Rhône est caractérisé par un relatif équilibre des zones agricoles et naturelles (178 543 hectares agricoles et 199 176 hectares naturels, au zones POS éligibles en 1995), sachant que les zones agricoles sont très majoritairement localisées à l'ouest du département et les zones naturelles sont majoritaires à l'est, au plus près du pôle marseillais.



Carte 1 : la zone d'étude marseillaise

RESULTATS SUR MARSEILLE

Sur la zone marseillaise, 3 types de modèles avec effet fixe communal ont été estimés (OLS, 2SLS, SAR) avec deux ensembles de variables paysagères (en ne considérant comme candidates que les variables des paysages VUS, ou bien en considérant toutes les variables à notre disposition VUS et COMPOSITION). Le modèle 2SLS sert de support à la comparaison entre les différents sites de l'étude. L'ensemble des modèles estimés sur la zone marseillaise s'appuie sur un échantillon de ventes de maisons individuelles de type « pavillonnaire » ou « villa » avec terrain attenant. Seules les ventes de gré à gré à usage d'habitation et en pleine propriété ont été retenues pour les estimations. Les ventes concernant des communes où moins de 15 observations étaient utilisables ont été retirées de l'échantillon, ainsi que les communes qui se retrouvaient isolées à la suite de cette présélection afin de conserver une cohérence géographique à l'échantillon. L'échantillon final porte sur 3 515 observations de vente localisées sur 54 communes, sur deux années de vente (1999 et 2000). Les prix observés se répartissent entre 9 160 et 1 343 511 euros, avec une moyenne à 148 402 euros et une médiane à 127 197 euros (1^{er} quartile à 100 068 et dernier quartile à 175 705). La variable expliquée est le prix de la vente d'une maison individuelle (en log) (voir annexe pour plus de détails).

Les trois types de modèles donnent des résultats sensiblement équivalents. On ne commentera dans ce qui suit que les modèles 2SLS et SAR (Voir annexe 1 et 4 pour les résultats OLS). Concernant le modèle avec effet fixe communal de type 2SLS, les instruments choisis sont la profession de l'acheteur et la profession du vendeur (la variable d'âge, au titre d'une approximation de la taille du ménage, n'a pas pu être utilisée du fait de son faible taux de renseignement), avec le nombre de pièces principales comme variable endogène. En ce qui concerne les variables explicatives présentes dans les deux modèles 2SLS finaux, un premier ensemble rend tout d'abord compte des caractéristiques internes des biens vendus : le nombre de pièces principales (en logarithme), la surface du terrain (en logarithme), le type de maison (villa, pavillon), la présence d'annexes et de dépendances, l'époque de la construction (l'époque "G" étant la plus récente et par ailleurs époque de référence ; l'époque A, la plus ancienne), le nombre de salles de bain et de pièces principales, le nombre d'étages, le nombre de places de parking et enfin la disponibilité du logement (libre/occupé, vendeur ou acheteur occupant). Deux variables rendent compte du contexte de la mutation : si la vente a été opérée par l'intermédiaire d'un professionnel et l'année de la mutation.

L'environnement social et économique de chaque vente a ensuite été contrôlé par trois variables spécifiques : une variable muette communale afin de contrôler les éléments socio-spatiaux jouant sur les prix et pour lesquelles on ne dispose pas de description fine, une variable de distance au noyau urbain (distance euclidienne à la classe 111 de Corinne Landcover) le plus proche pour rendre compte des effets d'accessibilité et enfin les zones des POS/PLU (particulièrement les zones agricoles et naturelles) afin de contrôler l'effet spécifique qu'une réglementation zonale est susceptible de jouer sur les prix (évolution probable du voisinage). Les caractéristiques internes et d'environnement non paysager ont des effets estimés extrêmement stables dans les différents modèles, que ce soit pour la valeur du coefficient ou pour son niveau de significativité, à quelques exceptions près (Zone POS, Vendeur Professionnel, époque de construction). L'ensemble des variables donne des résultats conformes à l'intuition commune et à la littérature.

Plus précisément, les caractéristiques qui confèrent le plus de valeur au bien sont les caractéristiques physiques caractérisant le plus communément un logement :

- Le nombre de pièces principales et la surface du terrain, qui sont les variables ayant l'impact le plus important et le plus significatif sur le prix.
- Le nombre de salles de bains dont l'incidence sur le prix est positive, avec un effet de saturation. Explicitement, les maisons ayant deux voire trois salles de bains sont préférées à celle n'en disposant qu'une. Au dessus de ce seuil, une salle de bains supplémentaire influe moins sur les prix.
- Le nombre d'étages a également un effet positif avec saturation. C'est-à-dire que les acheteurs préfèrent une maison sur plusieurs niveaux, avec un équilibre entre hauteur et nombre de pièces.
- Il est également préférable de disposer de places de parking, sachant que cette variable n'a de sens que lorsque la maison ne dispose pas d'une parcelle privative pouvant accueillir des véhicules.
- Le type de maison privilégié est la villa, c'est-à-dire une construction particulière au regard des autres constructions alentours, au sein d'une zone de basse densité urbaine (comparativement au pavillon qui correspond à du bâti de lotissement de densité supérieure).
- Deux époques de construction sont plus appréciées : la plus ancienne (A) qui correspond aux bâtiments ayant une valeur historique (les bastides), et l'époque F, qui n'est pas la plus récente mais date d'une vingtaine d'années, faisant référence à un type de construction « traditionnelle ».
- Enfin, un logement déjà occupé par l'acheteur fait plutôt baisser le prix ainsi que le fait qu'une mutation fasse suite à une succession.

Viennent ensuite les variables d'environnement socio-économique où les distances euclidiennes au noyau urbain fonctionnent conformément à la littérature. C'est-à-dire que les acquéreurs expriment une préférence pour être proche du centre, avec effets de saturation pour les éloignements les plus grands. On note également une préférence pour une localisation dans une zone ND (naturelle) du POS, en périurbain.

Enfin, deux ensembles de variables paysagères ont été confrontés aux prix : un premier où uniquement les variables de vues "*du sol*" sont retenues comme candidates dans le processus de spécification. Il s'agit d'estimer l'incidence des vues effectives à partir de la localisation de chaque vente sur les prix. Un second ensemble comporte toutes les variables paysagères à notre disposition, c'est-à-dire les paysages vus "*du sol*" et vus "*du dessus*" (composition des couverts dans les différents champs). L'objectif est alors d'estimer dans toute sa complexité le paysage environnant le bien. Les variables paysagères ont été regroupées par type de champ sur la base de l'analyse des corrélations entre champs. Les effets paysagers ont été distingués au sein du modèle entre deux types d'espaces : un premier que nous appellerons urbain ("*URBA*"), qui correspond aux communes où la part d'espaces agricoles (en nous référant aux zones POS/PLU) est inférieure à 45 % de la superficie communale et un second que nous appellerons rural (RURAL) où la part des espaces agricoles est supérieure à 45 % de la superficie communale. Ce type de classification a été préféré aux classifications INSEE entre pôle et périphérie et à des mesures de distances au pôle, du fait de l'importante polycentricité de la zone marseillaise.

Dans ce modèle 2SLS intégrant uniquement comme variables paysagères, les variables paysagères "*vu du sol*" n'ont guère d'effets significatifs: la grande majorité n'est pas significative au seuil de 5 % (25 sur 28). Seules une aversion pour les espaces ouverts en rural et une préférence pour les espaces forestiers en urbain (croisés à la surface) s'expriment dans

les prix. La proximité immédiate à des routes ou des voies ferrées est également significativement négative dans les milieux urbains, mais un doute subsiste entre le réel effet paysager d'une bande bitumée, par rapport aux nuisances des voies de passage, habituellement très influentes sur les prix. Si l'on considère le seuil de 10 %, la variable d'interaction entre surface du terrain et espaces cultivés dans un champ de vision proche en rural a un impact positif sur les prix de vente, au même titre que les feuillus dans les champs de vision proche en urbain. En revanche, lorsque l'on ne s'attache pas strictement aux critères de significativité, on remarque que les signes des coefficients sont quasiment tous négatifs ; résultats peu conformes aux hypothèses d'incidence des éléments paysagers dans les prix immobiliers (hypothèse par ailleurs corroborée par une abondante littérature).

MODELE 2SLS "vu du sol" Residual standard error : 0,2282 on 3 514 degrees of freedom Multiple R-Squared : 0,7737 ; Adjusted R-squared : 0,7655 F-statistic : 93,86 on 130 and 3 514 DF, p-value : < 2,2e-16				
	Zone	Plan	Coef	Prix
Bâtit	URBA	0-75	-0,002614	-3 677,74
Bâtit	RURAL	0-75	0,001302	
Bâtit	URBA	75-1250	0,000151	
Bâtit	RURAL	75-1250	0,003825	
Bâtit	URBA	1250-40 000	0,001326	
Bâtit	RURAL	1250-40 000	-0,007069	
Prés	URBA	0-300	0,000403	
Prés	RURAL	0-300	-0,000862	
Cultures	URBA	0-300	0,000685	
Cultures – champs	RURAL	0-300	-0,025095	
Cultures et près - champ 4 et espaces ouverts	URBA	1250-40 000	-0,000759	5,44
Cultures et près - champ 4 et espaces ouverts	RURAL	1250-40 000	-0,000979	
Surface du terrain * cultures	URBA	0-150	-0,000001	
Surface du terrain * cultures	RURAL	0-150	0,000037	
Lacs – champs	URBA	0-1250	-0,001838	
Lacs – champs	RURAL	0-1250	-0,001901	
Eaux et mer	URBA	1250-40 000	-0,000495	
Eaux et mer	RURAL	1250-40 000	-0,013189	
Buissons	URBA	0-300	-0,005618	
Buissons	RURAL	0-300	0,009864	
Feuillus et résineux	URBA	0-300	-0,010839	-1 599,85
Feuillus et résineux	RURAL	0-300	-0,000878	
Surface du terrain * feuillus	URBA	0-75	0,000012	
Surface du terrain * feuillus	RURAL	0-75	-0,000004	
Espaces arborés	URBA	1250-40 000	0,000507	
Espaces arborés	RURAL	1250-40 000	0,006868	
Voies ferrées et routes	URBA	0-150	-0,004867	
Voies ferrées et routes	RURAL	0-150	-0,000216	
				-720,56

On constate donc une faiblesse du rôle des variables paysagères dans les modèles OLS et 2SLS ne considérant que les variables paysagères « vu du sol », qu'un test de significativité par groupe de variables permet de mesurer. On obtient une statistique de Fisher égale à $F=2.6884$ pour le groupe des variables paysagères (28 variables retirées du modèle, Pratio = $3.928e-06$) contre une statistique $F= 39.477$ pour le groupe des variables d'environnement

non paysager (71 variables retirées du modèle, $\text{Pratio} < 2.2\text{e-}16$) et une statistique $F = 256.28$ pour le groupe des variables de caractéristiques internes des biens (28 variables retirées du modèle, $\text{Pratio} < 2.2\text{e-}16$).

Ce constat soulève des questions de plusieurs ordres :

- La capacité des informations géographiques utilisées à distinguer ce qui est effectivement vu, au sein des compositions de couverts. Les données dont nous disposons pour cette étude, en l'occurrence *Corine Land Cover* avec une résolution à 25 mètres après persillage, ne semblent pas permettre de rendre compte des paysages effectivement visibles du centre de la parcelle ou de l'intérieur de la maison (impossibilité d'intégrer les haies, les murs, l'orientation réelle de la maison,...).
- la capacité à rendre compte de l'appréciation des seuls paysages à travers des variables de composition, mesurant les paysages comme des quantités de type de couverts, intégrés à une fonction hédonique de façons additive. De nombreux effets croisés peuvent exister, et il semble important de pouvoir en rendre compte. Ensuite, l'organisation du paysage peut être également déterminante dans l'appréciation d'un couvert en particulier. L'utilisation d'indices d'écologie du paysage semble donc une voie prometteuse pour évaluer la capitalisation des paysages dans les biens immobiliers et fonciers (Geoghegan et al. 1997, Geniaux et al. 2003, Dumas et al. 2005)
- Enfin, l'estimation d'un modèle OLS ou 2SLS sur l'ensemble de la zone d'étude revient à estimer les préférences moyennes qui s'expriment sur l'ensemble de la zone choisie. On peut s'attendre à une invariance spatiale des variables paysagères, que ne prend en compte que très imparfaitement la distinction de commune à dominante urbaine et à dominante rurale.

Pour répondre à la première des remarques, nous avons lors voulu tester la significativité des variables de composition simple (paysages « vu du haut »). Dans cette perspective, les préférences paysagères d'un individu qui acquiert un bien immobilier se forment autant par "*l'ambiance paysagère*" du quartier où il souhaite résider que par les paysages précisément visibles de sa fenêtre. Ainsi, dans une seconde phase, l'ensemble des variables paysagères ont donc été intégrées comme candidates dans le processus de spécification, y compris les variables de composition du paysages qualifiées de "*vues du dessus*", en distinguant toujours un champ proche et un champ lointain.

MODELE 2SLS "ambiance paysagère" Residual standard error: 0,2275 on 3 531 degrees of freedom Multiple R-Squared: 0,774 ; Adjusted R-squared: 0,7669 F-statistic: 109,1 on 111 and 3 531 DF, p-value: < 2,2e-16				
	Zone	Plan	Coeff.	Prix
Bâtis vus du dessus	URBA	0-300	-0,003445	-510,36
Bâtis vus du dessus	RURAL	0-300	-0,003172	-469,98
Surface du terrain * Cultures vues du dessus	URBA	0-150	0,000002	0,33
Surface du terrain * Cultures vues du dessus	RURAL	0-150	0,0000001	
Cultures vues du sol	URBA	0-300	-0,000046	
Cultures vues du sol	RURAL	0-300	-0,008124	-1 200,73
Feuillus et résineux vus du dessus	URBA	0-300	0,000811	118,05
Feuillus et résineux vus du dessus	RURAL	0-300	0,000848	120,47
Surface du terrain * feuillus et résineux vus du dessus	URBA	0-150	-0,0000001	-0,15
Surface du terrain * feuillus et résineux vus du dessus	RURAL	0-150	-0,0000003	
Voies ferrées et routes vues du sol	URBA	0-150	-0,004775	-706,29
Voies ferrées et routes vues du sol	RURAL	0-150	-0,000750	

Les résultats montrent qu'une gamme plus variée de variables paysagères devient significative. La proximité de couverts forestiers, que ce soit en urbain ou en rural, est ainsi globalement appréciée, alors que la proximité du bâti dans les champs de vision proches est dépréciée en milieu urbain comme en milieu rural (sachant que la proximité au noyau urbain est contrôlée par ailleurs et a un effet positif). On repère également que la présence d'agriculture dans les communes où l'agriculture est déjà très présente est plutôt dépréciée, ainsi bien sur que les voies de communication.

Des tests d'autocorrélation spatiale ont été mis en œuvre afin de juger la pertinence d'une modélisation prenant en compte l'autocorrélation spatiale. Les matrices de poids utilisées ont été des matrices de voisinage (à 0.5, 1, 2, 5 et 10 Km) classiques ou intra-communales, pondérées ou pas par la distance euclidienne, et des matrices de distances inverses classiques ou intra-communales. Les résultats des tests présentés en annexe, indiquent la présence d'autocorrélation spatiale des erreurs pour l'ensemble de ces matrices de poids, avec des *Pratio* plus faibles pour les matrices considérant les voisinages les plus faibles (500 m et 1 Km). Pour l'estimation du modèle SAR (spatial simultaneous autoregressive error models), nous avons privilégié les matrices de voisinages pondérées par la distance, en considérant un voisinage de 2 Km, susceptibles de rendre compte d'interaction spatiale dans le voisinage proche, généralement intra-communal.

On peut vérifier que la prise en compte d'une autocorrélation spatiale de cette forme ne conduit pas à des modifications conséquentes des significativités associés aux différents paramètres du modèle précédent, et permet de conserver des estimations sensiblement équivalentes des prix implicites.

MODELE SAR "figure libre" Lambda: 0.36714 LR test value: 83.824 p-value: < 2.22e-16 ML residual variance (sigma squared): 0.048452, (sigma: 0.22012) Number of parameters estimated: 114 Log likelihood: 324.1971 for error model Number of observations: 3643 AIC: -420.39, (AIC for lm: -338.57)				
	Zone	Plan	Coeff.	Prix
Bati vu du dessus	URBA	0-300	-0,0029105	-431,30
Bati vu du dessus	RURAL	0-300	-0,0018147	
Cultures vues du sol	URBA	0-300	0,0000198	
Cultures vues du sol	RURAL	0-300	-0,0068495	-1 019,97
Feuillus et résineux vus du dessus	URBA	0-300	0,0006884	102,19
Feuillus et résineux vus du dessus	RURAL	0-300	0,0007146	106,09
Feuillus et résineux vus du dessus * surface parcelle	URBA	0-150	-0,0000008	-0,12
Feuillus et résineux vus du dessus * surface parcelle	RURAL	0-150	0,0000002	
Vois ferrées et routes vues	URBA	0-150	-0,0052604	-778,60
Vois ferrées et routes vues	RURAL	0-150	0,0002754	

Biblio :

- DUMAS, E., G. GENIAUX, C. NAPOLÉONE, C. BARTOLI, and P. CEZANNE-BERT (2005): "Identification Qualitative Des Espaces Disponibles Pour L'urbanisation Nouvelle," Marseille: Conseil régional Provence Alpes Côte d'Azur / Association CESSA, 280 p.
- GENIAUX, G., and C. NAPOLÉONE (2003): "Les Indices De L'écologie Du Paysage À L'épreuve Du Marché Foncier.," Lyon: ASRDLF.
- GEOGHEGAN, J., L. A. WAINGER, and N. E. BOCKSTAEL (1997): "Spatial Landscape Indices in a Hedonic Framework: An Ecological Economics Analysis Using Gis," *Ecological Economics*, 23, 251-264.

ANNEXES : TABLEAUX DE RESULTATS DES MODELISATION OLS, 2SLS ET SAR.

Annexe 1 : Modèle OLS figure imposée						
Residual standard error: 0,2152 on 3514 degrees of freedom			F-statistic: 109 on 128 and 3514 DF, p-value: < 2,2e-16			
Multiple R-Squared: 0,7988,			Adjusted R-squared: 0,7915			
	coef	std err	t	pratio	Freq/moy	Prix
Constante	10,666297	0,06	173,3	<.0001		
Nombre de pièces principales (log)	0,480804	0,02	23,9	<.0001	1,70	91 619,69
surface terrain (log)	0,350569	0,01	49,9	<.0001	6,07	62 310,34
Type de maison = Villa (ref = pavillon)	0,108228	0,01	9,4	<.0001	588,00	16 962,63
Type de maison = absent (ref = Pavillon)	-0,038148	0,01	-3,5	0,0006	820,00	
Présence d'annexe = oui	0,051950	0,02	3,0	0,0029	3012,00	
Présence d'annexe = absent	0,036716	0,02	2,0	0,0462	279,00	
Présence de dépendance = Oui	0,009583	0,01	0,8	0,4139	444,00	
Présence de dépendance = absent	0,021993	0,01	2,3	0,0224	775,00	
Epoque de construction = A (ref = "G")	0,198637	0,05	3,9	0,0001	20,00	
Epoque de construction = B (ref = "G")	0,013378	0,03	0,5	0,6468	77,00	
Epoque de construction = C (ref = "G")	-0,029631	0,02	-1,4	0,1727	170,00	
Epoque de construction = D (ref = "G")	-0,015180	0,02	-0,9	0,3851	287,00	
Epoque de construction = E (ref = "G")	0,026885	0,01	1,8	0,0685	522,00	
Epoque de construction = F (ref = "G")	0,034916	0,01	2,6	0,0082	880,00	
Epoque de construction = absent (ref = "G")	0,016310	0,01	1,2	0,2150	1185,00	
Libre/occupé = O	-0,050434	0,03	-1,8	0,0792	60,00	
Libre/occupé = P	0,020275	0,06	0,4	0,7164	16,00	
Nombre de salles de bains/Nombre de pièces principales	0,286575	0,04	7,0	<.0001	0,26	49 248,46
Nombre d'étages/Nombre de pièces principales	0,383799	0,04	8,7	<.0001	0,35	69 429,89
Nombre de salles de bains/Nombre de pièces principales (au carré)	-0,069909	0,02	-3,0	0,0027	0,09	
Nombre d'étages/Nombre de pièces principales (au carré)	-0,239678	0,04	-5,7	<.0001	0,15	-31 627,26
Une place de parking	0,019206	0,06	0,3	0,7572	13,00	
Deux places de parking	0,032275	0,01	2,3	0,0202	2696,00	
Vente réalisée par un professionnel	0,018729	0,01	2,2	0,0260	1156,00	
Type de mutation = ("D", "P", "S")	-0,066788	0,01	-6,7	<.0001	737,00	-9 587,69
Occupé par l'acheteur	-0,127136	0,03	-4,8	<.0001	73,00	-17 717,12

La valeur économique des paysages des villes périurbanisées

Occupé par le vendeur	0,100614	0,01	12,4	<.0001	2113,00	15 708,33
Année de vente = 2000	0,107487	0,01	14,5	<.0001	1875,00	16 840,20
effet fixe commune non listé						
Distance au noyau villageois (au carré)	0,004524	0,00	3,2	0,0015	4,01	
Distance au noyau villageois	-0,040153	0,01	-4,5	<.0001	1,46	-5 840,76
Zone ND en urbain	-0,000239	0,03	0,0	0,9945	43	
Zone ND en rural	0,369158	0,13	2,9	0,0041	5	
Bati vu en urbain (champ 1)	-0,001747	0,00	-0,7	0,5039	5,532	
Bati vu en rural (champ 1)	0,004974	0,01	0,7	0,4885	5,532	
Bati vu en urbain (champs 2, 3, 4)	0,000703	0,00	0,9	0,3459	32,71	
Bati vu en rural (champs 2, 3, 4)	0,002052	0,00	0,7	0,4715	32,71	
Bati vu en urbain (champs 5, 6)	0,000470	0,00	0,4	0,7257	3,125	
Bati vu en rural (champs 5, 6)	0,000049	0,01	0,0	0,9961	3,125	
Prés vus en urbain (champs 1, 2, 3)	0,000737	0,00	1,8	0,0703	52,15	
Prés vus en rural (champs 1, 2, 3)	0,000343	0,00	0,3	0,7316	52,15	
Cultures vues en urbain (champs 1, 2, 3)	0,001731	0,00	1,5	0,1453	1,751	
Cultures vues en rural (champs 1, 2, 3)	-0,032901	0,01	-3,6	0,0004	1,751	-4 803,20
Cultures et prés (champs 4) + espaces ouverts (champs 5, 6) vus en urbain	-0,000724	0,00	-1,2	0,2353	65,22	
Cultures et prés (champs 4) + espaces ouverts (champs 5, 6) vus en rural	-0,002007	0,00	-1,0	0,2985	65,22	
Cultures (champs 1, 2) vues en urbain * surface parcelle	-0,000002	0,00	-0,9	0,3938	336,7	
Cultures (champs 1, 2) vues en rural * surface parcelle	0,000054	0,00	2,8	0,0046	336,7	8,05
Lacs vus en urbain (champs 1, 2, 3, 4)	-0,001238	0,00	-1,2	0,2451	27,73	
Lacs vus en rural (champs 1, 2, 3, 4)	-0,004554	0,00	-4,4	0,0000	27,73	-674,30
Eau et mer (champs 5, 6) vues en urbain	0,000026	0,00	0,0	0,9616	1,568	
Eau et mer (champs 5, 6) vues en rural	-0,009725	0,01	-0,7	0,4968	1,568	
Buissons (champs 1, 2, 3) vus en urbain	-0,008188	0,00	-2,8	0,0045	1,525	-1 210,13
Buissons (champs 1, 2, 3) vus en rural	0,008165	0,01	0,7	0,4633	1,525	
Feuillus et résineux (champs 1, 2, 3) vus en urbain	-0,001350	0,01	-0,2	0,8036	2,31	
Feuillus et résineux (champs 1, 2, 3) vus en rural	-0,007599	0,01	-0,8	0,4516	2,31	
Feuillus (champ 1) vus en urbain * surface parcelle	0,000012	0,00	2,5	0,0121	113,7	1,85
Feuillus (champ 1) vus en rural * surface parcelle	0,000007	0,00	0,5	0,6522	113,7	
Espaces arborés vus en urbain (champs 5, 6)	-0,000040	0,00	0,0	0,9720	14,46	
Espaces arborés vus en rural (champs 5, 6)	0,014203	0,01	2,0	0,0439	14,46	2 122,82
Vois ferrées et routes (champs 1, 2) vues en urbain	-0,007513	0,00	-4,0	0,0001	3,295	-1 110,78
Vois ferrées et routes (champs 1, 2) vues en rural	-0,003433	0,00	-0,8	0,4426	3,295	

La valeur économique des paysages des villes périurbanisées

Annexe 2 : Modèle 2SLS figure imposée						
Residual standard error: 0,2282 on 3514 degrees of freedom			F-statistic: 93,86 on 128 and 3514 DF, p-value: < 2,2e-16			
Multiple R-Squared: 0,7737,			Adjusted R-squared: 0,7655			
	coef	std err	t	pratio	Freq/moy	Prix
Constante	9,592650	0,17	56,85	<.0001		
Nombre de pièces principales (log)	1,259519	0,11	10,97	<.0001	1,70	374 526,18
surface terrain (log)	0,288563	0,01	24,72	<.0001	6,07	49 641,66
Type de maison = Villa (ref = pavillon)	0,033323	0,02	2,04	0,0410	588,00	5 028,54
Type de maison = absent (ref = Pavillon)	-0,039813	0,01	-3,40	0,0007	820,00	-5 792,31
Présence d'annexe = oui	0,009268	0,02	0,48	0,6344	3012,00	
Présence d'annexe = absent	0,039960	0,02	2,05	0,0409	279,00	6 050,22
Présence de dépendance = Oui	0,008448	0,01	0,68	0,4971	444,00	
Présence de dépendance = absent	0,019143	0,01	1,87	0,0611	775,00	
Epoque de construction = A (ref = "G")	0,119243	0,06	2,15	0,0313	20,00	18 794,24
Epoque de construction = B (ref = "G")	0,003730	0,03	0,12	0,9042	77,00	
Epoque de construction = C (ref = "G")	-0,009262	0,02	-0,40	0,6901	170,00	
Epoque de construction = D (ref = "G")	0,005045	0,02	0,27	0,7880	287,00	
Epoque de construction = E (ref = "G")	0,016798	0,02	1,07	0,2852	522,00	
Epoque de construction = F (ref = "G")	0,042183	0,01	3,00	0,0027	880,00	6 393,93
Epoque de construction = absent (ref = "G")	0,012352	0,01	0,88	0,3763	1185,00	
Libre/occupé = O	-0,051437	0,03	-1,69	0,0914	60,00	
Libre/occupé = P	-0,188876	0,07	-2,84	0,0045	16,00	-25 541,59
Nombre de salles de bains/Nombre de pièces principales	0,617521	0,06	9,53	<.0001	0,26	126 783,73
Nombre d'étages/Nombre de pièces principales	0,409979	0,05	8,72	<.0001	0,35	75 208,11
Nombre de salles de bains/Nombre de pièces principales (au carré)	-0,148195	0,03	-5,45	<.0001	0,09	-20 440,51
Nombre d'étages/Nombre de pièces principales (au carré)	-0,045227	0,05	-0,85	0,3940	0,15	
Une place de parking	-0,039522	0,07	-0,60	0,5518	13,00	
Deux places de parking	0,038516	0,01	2,61	0,0091	2696,00	5 827,39
Vente réalisée par un professionnel	0,002577	0,01	0,28	0,7799	1156,00	
Type de mutation = ("D", "P", "S")	-0,034268	0,01	-2,97	0,0030	737,00	-4 999,25

La valeur économique des paysages des villes périurbanisées

Occupé par l'acheteur	-0,146581	0,03	-5,21	<.0001	73,00	-20 233,79
Occupé par le vendeur	0,090178	0,01	10,36	<.0001	2113,00	14 004,61
Année de vente = 2000	0,103198	0,01	13,05	<.0001	1875,00	16 132,85
effet fixe commune non listé						
Distance au noyau villageois (au carré)	0,003889	0,00	2,56	0,0104	4,01	578,27
Distance au noyau villageois	-0,025844	0,01	-2,66	0,0078	1,46	-3 786,19
Zone ND en urbain	0,033837	0,04	0,91	0,3625	43	
Zone ND en rural	0,260152	0,14	1,89	0,0583	5	
Bati vu en urbain (champ 1)	-0,002614	0,00	-0,94	0,3461	5,532	
Bati vu en rural (champ 1)	0,001302	0,01	0,17	0,8646	5,532	
Bati vu en urbain (champs 2, 3, 4)	0,000151	0,00	0,19	0,8495	32,71	
Bati vu en rural (champs 2, 3, 4)	0,003825	0,00	1,26	0,2075	32,71	
Bati vu en urbain (champs 5, 6)	0,001326	0,00	0,93	0,3526	3,125	
Bati vu en rural (champs 5, 6)	-0,007069	0,01	-0,66	0,5068	3,125	
Prés vus en urbain (champs 1, 2, 3)	0,000403	0,00	0,93	0,3540	52,15	
Prés vus en rural (champs 1, 2, 3)	-0,000862	0,00	-0,80	0,4232	52,15	
Cultures vues en urbain (champs 1, 2, 3)	0,000685	0,00	0,54	0,5896	1,751	
Cultures vues en rural (champs 1, 2, 3)	-0,025095	0,01	-2,54	0,0110	1,751	-3 677,74
Cultures et prés (champs 4) + espaces ouverts (champs 5, 6) vus en urbain	-0,000759	0,00	-1,17	0,2405	65,22	
Cultures et prés (champs 4) + espaces ouverts (champs 5, 6) vus en rural	-0,000979	0,00	-0,48	0,6332	65,22	
Cultures (champs 1, 2) vues en urbain * surface parcelle	-0,000001	0,00	-0,48	0,6281	336,7	
Cultures (champs 1, 2) vues en rural * surface parcelle	0,000037	0,00	1,79	0,0728	336,7	5,44
Lacs vus en urbain (champs 1, 2, 3, 4)	-0,001838	0,00	-1,62	0,1047	27,73	
Lacs vus en rural (champs 1, 2, 3, 4)	-0,001901	0,00	-1,63	0,1032	27,73	
Eau et mer (champs 5, 6) vues en urbain	-0,000495	0,00	-0,84	0,3988	1,568	
Eau et mer (champs 5, 6) vues en rural	-0,013189	0,02	-0,87	0,3851	1,568	
Buissons (champs 1, 2, 3) vues en urbain	-0,005618	0,00	-1,83	0,0679	1,525	
Buissons (champs 1, 2, 3) vues en rural	0,009864	0,01	0,84	0,4035	1,525	
Feuillus et résineux (champs 1, 2, 3) vues en urbain	-0,010839	0,01	-1,83	0,0672	2,31	-1 599,85
Feuillus et résineux (champs 1, 2, 3) vues en rural	-0,000878	0,01	-0,08	0,9349	2,31	
Feuillus (champ 1) vues en urbain * surface parcelle	0,000012	0,00	2,31	0,0208	113,7	1,81
Feuillus (champ 1) vues en rural * surface parcelle	-0,000004	0,00	-0,26	0,7973	113,7	
Espaces arborés vu en urbain (champs 5, 6)	0,000507	0,00	0,42	0,6746	14,46	
Espaces arborés vu en rural (champs 5, 6)	0,006868	0,01	0,91	0,3630	14,46	
Vois ferrées et routes (champs 1, 2) vues en urbain	-0,004867	0,00	-2,41	0,0160	3,295	-720,56
Vois ferrées et routes (champs 1, 2) vues en rural	-0,000216	0,00	-0,05	0,9638	3,295	

Annexe 3 : Test de Hausman modèle imposé					
Residual standard error: 0,2135 on 3513 degrees of freedom			F-statistic: 110,2 on 129 and 3513 DF, p-value: < 2,2e-16		
Multiple R-Squared: 0,8019			Adjusted R-squared: 0,7946		
	coef	std err	t	pratio	Freq/moy
Constante	9,592650	0,16	60,75	<.0001	
Nombre de pièces principales (log)	1,259519	0,11	11,72	<.0001	1,70
surface terrain (log)	0,288563	0,01	26,42	<.0001	6,07
Type de maison = Villa (ref = pavillon)	0,033323	0,02	2,18	0,0290	588,00
Type de maison = absent (ref = Pavillon)	-0,039813	0,01	-3,63	0,0003	820,00
Présence d'annexe = oui	0,009268	0,02	0,51	0,6114	3012,00
Présence d'annexe = absent	0,039960	0,02	2,19	0,0289	279,00
Présence de dépendance = Oui	0,008448	0,01	0,73	0,4681	444,00
Présence de dépendance = absent	0,019143	0,01	2,00	0,0454	775,00
Epoque de construction = A (ref = "G")	0,119243	0,05	2,30	0,0214	20,00
Epoque de construction = B (ref = "G")	0,003730	0,03	0,13	0,8977	77,00
Epoque de construction = C (ref = "G")	-0,009262	0,02	-0,43	0,6701	170,00
Epoque de construction = D (ref = "G")	0,005045	0,02	0,29	0,7739	287,00
Epoque de construction = E (ref = "G")	0,016798	0,01	1,14	0,2535	522,00
Epoque de construction = F (ref = "G")	0,042183	0,01	3,21	0,0013	880,00
Epoque de construction = absent (ref = "G")	0,012352	0,01	0,95	0,3445	1185,00
Libre/occupé = O	-0,051437	0,03	-1,80	0,0712	60,00
Libre/occupé = P	-0,188876	0,06	-3,03	0,0024	16,00
Nombre de salles de bains/Nombre de pièces principales	0,617521	0,06	10,18	<.0001	0,26
Nombre d'étages/Nombre de pièces principales	0,409979	0,04	9,32	<.0001	0,35
Nombre de salles de bains/Nombre de pièces principales (au carré)	-0,148195	0,03	-5,82	<.0001	0,09
Nombre d'étages/Nombre de pièces principales (au carré)	-0,045227	0,05	-0,91	0,3623	0,15
Une place de parking	-0,039522	0,06	-0,64	0,5249	13,00
Deux places de parking	0,038516	0,01	2,79	0,0053	2696,00
Vente réalisée par un professionnel	0,002577	0,01	0,30	0,7652	1156,00
Type de mutation = ("D", "P", "S")	-0,034268	0,01	-3,18	0,0015	737,00
Occupé par l'acheteur	-0,146581	0,03	-5,57	<.0001	73,00
Occupé par le vendeur	0,090178	0,01	11,07	<.0001	2113,00

La valeur économique des paysages des villes périurbanisées

Année de vente = 2000	0,103198	0,01	13,95	<.0001	1875,00
effet fixe commune non listé					
Distance au noyau villageois (au carré)	0,003889	0,00	2,74	0,0062	4,01
Distance au noyau villageois	-0,025844	0,01	-2,85	0,0045	1,46
Zone ND en urbain	0,033837	0,03	0,97	0,3306	43
Zone ND en rural	0,260152	0,13	2,02	0,0431	5
Bati vu en urbain (champ 1)	-0,002614	0,00	-1,01	0,3141	5,532
Bati vu en rural (champ 1)	0,001302	0,01	0,18	0,8554	5,532
Bati vu en urbain (champs 2, 3, 4)	0,000151	0,00	0,20	0,8394	32,71
Bati vu en rural (champs 2, 3, 4)	0,003825	0,00	1,35	0,1780	32,71
Bati vu en urbain (champs 5, 6)	0,001326	0,00	0,99	0,3206	3,125
Bati vu en rural (champs 5, 6)	-0,007069	0,01	-0,71	0,4781	3,125
Prés vus en urbain (champs 1, 2, 3)	0,000403	0,00	0,99	0,3220	52,15
Prés vus en rural (champs 1, 2, 3)	-0,000862	0,00	-0,86	0,3921	52,15
Cultures vues en urbain (champs 1, 2, 3)	0,000685	0,00	0,58	0,5643	1,751
Cultures vues en rural (champs 1, 2, 3)	-0,025095	0,01	-2,72	0,0066	1,751
Cultures et prés (champs 4) + espaces ouverts (champs 5, 6) vus en urbain	-0,000759	0,00	-1,25	0,2098	65,22
Cultures et prés (champs 4) + espaces ouverts (champs 5, 6) vus en rural	-0,000979	0,00	-0,51	0,6101	65,22
Cultures (champs 1, 2) vues en urbain * surface parcelle	-0,000001	0,00	-0,52	0,6048	336,7
Cultures (champs 1, 2) vues en rural * surface parcelle	0,000037	0,00	1,92	0,0553	336,7
Lacs vus en urbain (champs 1, 2, 3, 4)	-0,001838	0,00	-1,73	0,0830	27,73
Lacs vus en rural (champs 1, 2, 3, 4)	-0,001901	0,00	-1,74	0,0816	27,73
Eau et mer (champs 5, 6) vues en urbain	-0,000495	0,00	-0,90	0,3672	1,568
Eau et mer (champs 5, 6) vues en rural	-0,013189	0,01	-0,93	0,3534	1,568
Buissons (champs 1, 2, 3) vues en urbain	-0,005618	0,00	-1,95	0,0511	1,525
Buissons (champs 1, 2, 3) vues en rural	0,009864	0,01	0,89	0,3721	1,525
Feuillus et résineux (champs 1, 2, 3) vues en urbain	-0,010839	0,01	-1,96	0,0505	2,31
Feuillus et résineux (champs 1, 2, 3) vues en rural	-0,000878	0,01	-0,09	0,9305	2,31
Feuillus (champ 1) vues en urbain * surface parcelle	0,000012	0,00	2,47	0,0135	113,7
Feuillus (champ 1) vues en rural * surface parcelle	-0,000004	0,00	-0,27	0,7838	113,7
Espaces arborés vu en urbain (champs 5, 6)	0,000507	0,00	0,45	0,6537	14,46
Espaces arborés vu en rural (champs 5, 6)	0,006868	0,01	0,97	0,3310	14,46
Vois ferrées et routes (champs 1, 2) vues en urbain	-0,004867	0,00	-2,58	0,0101	3,295
Vois ferrées et routes (champs 1, 2) vues en rural	-0,000216	0,00	-0,05	0,9613	3,295
VHAT	-0,806427	0,11	-7,37	<.0001	

La valeur économique des paysages des villes périurbanisées

Annexe 4 : Modèle OLS figure libre						
Residual standard error: 0,2143 on 3528 degrees of freedom			F-statistic: 123,5 on 114 and 3528 DF, p-value: < 2,2e-16			
Multiple R-Squared: 0,7996,			Adjusted R-squared: 0,7932			
	coef	std err	t	pratio	Freq/moy	Prix
Constante	10,532902	0,06	164,06	<.0001	-	
Nombre de pièces principales (log)	0,483551	0,02	24,21	<.0001	1,70	92 279,84
surface terrain (log)	0,363304	0,01	43,21	<.0001	6,07	65 010,97
Type de maison = Villa (ref = pavillon)	0,113215	0,01	9,89	<.0001	588,00	17 789,40
Type de maison = absent (ref = Pavillon)	-0,031438	0,01	-2,84	0,0045	820,00	-4 592,85
Présence d'annexe = oui	0,050833	0,02	2,94	0,0033	3012,00	7 738,70
Présence d'annexe = absent	0,036445	0,02	1,99	0,0468	279,00	5 508,31
Présence de dépendance = Oui	0,009636	0,01	0,83	0,4083	444,00	
Présence de dépendance = absent	0,021368	0,01	2,23	0,0255	775,00	
Epoque de construction = A (ref = "G")	0,197986	0,05	3,90	0,0001	20,00	32 491,94
Epoque de construction = B (ref = "G")	0,017346	0,03	0,60	0,5501	77,00	
Epoque de construction = C (ref = "G")	-0,021369	0,02	-0,99	0,3213	170,00	
Epoque de construction = D (ref = "G")	-0,006139	0,02	-0,35	0,7234	287,00	
Epoque de construction = E (ref = "G")	0,041173	0,01	2,81	0,0050	522,00	
Epoque de construction = F (ref = "G")	0,038667	0,01	2,96	0,0031	880,00	
Epoque de construction = absent (ref = "G")	0,022855	0,01	1,75	0,0795	1185,00	
Libre/occupé = O	-0,056048	0,03	-1,97	0,0495	60,00	-8 088,90
Libre/occupé = P	0,010629	0,06	0,19	0,8484	16,00	
Nombre de salles de bains/Nombre de pièces principales	0,290020	0,04	7,12	<.0001	0,26	49 930,47
Nombre d'étages/Nombre de pièces principales	0,377049	0,04	8,58	<.0001	0,35	67 964,50
Nombre de salles de bains/Nombre de pièces principales (au carré)	-0,073196	0,02	-3,16	0,0016	0,09	-10 474,36
Nombre d'étages/Nombre de pièces principales (au carré)	-0,222563	0,04	-5,25	<.0001	0,15	-29 611,48
Une place de parking	0,025663	0,06	0,42	0,6778	13,00	
Deux places de parking	0,030235	0,01	2,19	0,0285	2696,00	4 555,52
Vente réalisée par un professionnel	0,016737	0,01	2,00	0,0452	1156,00	2 504,66
Type de mutation = ("D", "P", "S")	-0,061003	0,01	-6,17	<.0001	737,00	-8 782,41
Occupé par l'acheteur	-0,122691	0,03	-4,68	<.0001	73,00	-17 134,98
Occupé par le vendeur	0,099065	0,01	12,33	<.0001	2113,00	15 454,35

La valeur économique des paysages des villes périurbanisées

Année de vente = 2000	0,107930	0,01	14,65	<.0001	1875,00	16 913,33
effet fixe commune non listé	-	-	-	-	-	-
Distance au noyau villageois (au carré)	0,005536	0,00	3,88	0,0001	4,01	823,82
Distance au noyau villageois	-0,050500	0,01	-5,63	<.0001	1,46	-7 308,15
Zone ND en urbain	0,003007	0,03	0,09	0,9309	43	
Zone ND en rural	0,354097	0,11	3,23	0,0013	5	63 054,95
Bati vu du dessus en urbain (champs 1, 2, 3)	-0,002054	0,00	-1,68	0,0927	4,80	
Bati vu du dessus en rural (champs 1, 2, 3)	-0,007651	0,00	-5,18	<.0001	15,83	-1 131,10
Cultures vues en urbain (champs 1, 2, 3)	0,000601	0,00	0,80	0,4223	3,40	
Cultures vues en rural (champs 1, 2, 3)	-0,009798	0,00	-2,97	0,0030	1,75	-1 446,93
Cultures (champs 1, 2) vues du dessus en urbain * surface parcelle	0,000003	0,00	2,54	0,0111	435,60	0,46
Cultures (champs 1, 2) vues du dessus en rural * surface parcelle	0,000001	0,00	0,60	0,5506	1478,70	
Feuillus et résineux (champs 1, 2, 3) vus du dessus en urbain	0,000749	0,00	5,27	<.0001	297,90	111,23
Feuillus et résineux (champs 1, 2, 3) vus du dessus en rural	0,001197	0,00	3,23	0,0013	405,10	177,77
Espaces arborés vus en urbain (champ 5)	-0,000191	0,00	-0,19	0,8496	34,02	
Espaces arborés vus en rural (champ 5)	0,012635	0,01	1,70	0,0897	9,78	
Feuillus et résineux (champ 1, 2) vus du dessus en urbain * surface parcelle	-0,000001	0,00	-2,88	0,0039	46690,00	-0,09
Feuillus et résineux (champ 1, 2) vus du dessus en rural * surface parcelle	-0,000001	0,00	-1,81	0,0710	48884,00	
Vois ferrées et routes (champs 1, 2) vues en urbain	-0,006573	0,00	-3,66	0,0003	2,75	-972,29
Vois ferrées et routes (champs 1, 2) vues en rural	-0,005137	0,00	-1,23	0,2199	3,30	

La valeur économique des paysages des villes périurbanisées

Annexe 5 : Modèle 2SLS figure libre						
Residual standard error: 0,2275 on 3531 degrees of freedom			F-statistic: 109 on 111 and 3531 DF, p-value: < 2,2e-16			
Multiple R-Squared: 0,774,			Adjusted R-squared: 0,7669			
	coef	std err	t	pratio	Freq/moy	Prix
Constante	9,3627029	0,17	55,90	<.0001	-	-
Nombre de pièces principales (log)	1,3084660	0,11	11,93	<.0001	1,70	400758,54
surface terrain (log)	0,3024983	0,01	25,27	<.0001	6,07	52420,84
Type de maison = Villa (ref = pavillon)	0,0338030	0,02	2,13	0,0330	588,00	5102,18
Type de maison = absent (ref = Pavillon)	-0,0318419	0,01	-2,72	0,0066	820,00	-4650,96
Présence d'annexe = oui	0,0075205	0,02	0,39	0,6963	3012,00	
Présence d'annexe = absent	0,0413763	0,02	2,13	0,0334	279,00	6269,13
Présence de dépendance = Oui	0,0093786	0,01	0,76	0,4474	444,00	
Présence de dépendance = absent	0,0185669	0,01	1,83	0,0674	775,00	
Epoque de construction = A (ref = "G")	0,1160251	0,05	2,11	0,0346	20,00	18257,02
Epoque de construction = B (ref = "G")	0,0083733	0,03	0,27	0,7857	77,00	
Epoque de construction = C (ref = "G")	0,0011738	0,02	0,05	0,9592	170,00	
Epoque de construction = D (ref = "G")	0,0162688	0,02	0,88	0,3808	287,00	
Epoque de construction = E (ref = "G")	0,0302212	0,02	1,93	0,0531	522,00	
Epoque de construction = F (ref = "G")	0,0455937	0,01	3,30	0,0010	880,00	6922,81
Epoque de construction = absent (ref = "G")	0,0186433	0,01	1,36	0,1751	1185,00	
Libre/occupé = O	-0,0517854	0,03	-1,71	0,0867	60,00	
Libre/occupé = P	-0,2101881	0,07	-3,21	0,0014	16,00	-28132,30
Nombre de salles de bains/Nombre de pièces principales	0,6444876	0,06	10,24	<.0001	0,26	134305,39
Nombre d'étages/Nombre de pièces principales	0,4041948	0,05	8,65	<.0001	0,35	73918,41
Nombre de salles de bains/Nombre de pièces principales (au carré)	-0,1586157	0,03	-5,90	<.0001	0,09	-21766,98
Nombre d'étages/Nombre de pièces principales (au carré)	-0,0116304	0,05	-0,22	0,8261	0,15	
Une place de parking	-0,0379659	0,07	-0,57	0,5654	13,00	
Deux places de parking	0,0344919	0,01	2,36	0,0186	2696,00	5207,97
Type de mutation = ("D", "P", "S")	-0,0290479	0,01	-2,56	0,0106	737,00	-4248,75
Occupé par l'acheteur	-0,1455507	0,03	-5,22	<.0001	73,00	-20101,64

La valeur économique des paysages des villes périurbanisées

Occupé par le vendeur	0,0869058	0,01	10,06	<.0001	2113,00	13474,00
Année de vente = 2000	0,1040272	0,01	13,28	<.0001	1875,00	16269,40
Effet fixe commune non listé	-	-	-	-	-	-
Distance au noyau villageois (au carré)	0,0045789	0,00	3,01	0,0026	4,01	681,07
Distance au noyau villageois	-0,0333978	0,01	-3,41	0,0006	1,46	-4874,45
Zone ND en urbain	0,0514692	0,04	1,38	0,1667	43,00	
Zone ND en rural	0,2802533	0,12	2,41	0,0162	5	48002,85
Bati vu du dessus en urbain (champs 1, 2, 3)	-0,0034945	0,00	-2,67	0,0077	4,80	-517,68
Bati vu du dessus en rural (champs 1, 2, 3)	-0,0030743	0,00	-1,83	0,0670	15,83	-455,53
Cultures vues en urbain (champs 1, 2, 3)	-0,0000471	0,00	-0,06	0,9523	3,40	
Cultures vues en rural (champs 1, 2, 3)	-0,0081419	0,00	-2,52	0,0118	1,75	-1203,37
Feuillus et résineux (champs 1, 2, 3) vus du dessus en urbain	0,0007952	0,00	5,30	0,0000	297,90	118,05
Feuillus et résineux (champs 1, 2, 3) vus du dessus en rural	0,0008357	0,00	2,15	0,0317	405,10	124,07
Feuillus et résineux (champ 1, 2) vus du dessus en urbain * surface parcelle	-0,0000010	0,00	-4,15	0,0000	46690,00	-0,15
Feuillus et résineux (champ 1, 2) vus du dessus en rural * surface parcelle	-0,0000003	0,00	-0,41	0,6842	48884,00	
Vois ferrées et routes (champs 1, 2) vues en urbain	-0,0047774	0,00	-2,49	0,0129	2,75	-707,29
Vois ferrées et routes (champs 1, 2) vues en rural	-0,0006997	0,00	-0,16	0,8743	3,30	

Annexe 6 : Test de Hausman modèle libre					
Residual standard error: 0,2126 on 3525 degrees of freedom			F-statistic: 122,7 on 117 and 3525 DF, p-value: < 2,2e-16		
Multiple R-Squared: 0,8029,			Adjusted R-squared: 0,7963		
	coef	std err	t	pratio	Freq/moy
Constante	9,407310	0,16	57,69	0	
Nombre de pièces principales (log)	1,277819	0,11	11,86	0,00	1,70
surface terrain (log)	0,303982	0,01	26,44	0,00	6,07
Type de maison = Villa (ref = pavillon)	0,037771	0,02	2,49	0,01	588,00
Type de maison = absent (ref = Pavillon)	-0,031236	0,01	-2,85	0,00	820,00
Présence d'annexe = oui	0,008976	0,02	0,50	0,62	3012,00
Présence d'annexe = absent	0,040070	0,02	2,20	0,03	279,00
Présence de dépendance = Oui	0,009346	0,01	0,81	0,42	444,00
Présence de dépendance = absent	0,019030	0,01	2,00	0,05	775,00
Epoque de construction = A (ref = "G")	0,116779	0,05	2,27	0,02	20,00
Epoque de construction = B (ref = "G")	0,008313	0,03	0,29	0,77	77,00
Epoque de construction = C (ref = "G")	0,000141	0,02	0,01	0,99	170,00
Epoque de construction = D (ref = "G")	0,015008	0,02	0,86	0,39	287,00
Epoque de construction = E (ref = "G")	0,030924	0,01	2,12	0,03	522,00
Epoque de construction = F (ref = "G")	0,045098	0,01	3,48	0,00	880,00
Epoque de construction = absent (ref = "G")	0,018213	0,01	1,41	0,16	1185,00
Libre/occupé = O	-0,052800	0,03	-1,87	0,06	60,00
Libre/occupé = P	-0,201988	0,06	-3,26	0,00	16,00
Nombre de salles de bains/Nombre de pièces principales	0,630926	0,06	10,37	0,00	0,26
Nombre d'étages/Nombre de pièces principales	0,401034	0,04	9,17	0,00	0,35
Nombre de salles de bains/Nombre de pièces principales (au carré)	-0,155330	0,03	-6,11	0,00	0,09
Nombre d'étages/Nombre de pièces principales (au carré)	-0,018133	0,05	-0,36	0,72	0,15
Une place de parking	-0,035358	0,06	-0,57	0,57	13,00
Deux places de parking	0,034175	0,01	2,49	0,01	2696,00
Vente réalisée par un professionnel	0,001012	0,01	0,12	0,91	1156,00
Type de mutation = ("D", "P", "S")	-0,029478	0,01	-2,76	0,01	737,00
Occupé par l'acheteur	-0,144215	0,03	-5,51	0,00	73,00

La valeur économique des paysages des villes périurbanisées

Occupé par le vendeur	0,087900	0,01	10,84	0,00	2113,00
Année de vente = 2000	0,104010	0,01	14,19	0,00	1875,00
effet fixe commune non listé					
Distance au noyau villageois (au carré)	0,004568	0,00	3,21	0,00	4,01
Distance au noyau villageois	-0,033688	0,01	-3,67	0,00	1,46
Zone ND en urbain	0,046916	0,03	1,34	0,18	43
Zone ND en rural	0,277148	0,11	2,54	0,01	5
Bati vu du dessus en urbain (champs 1, 2, 3)	-0,003429	0,00	-2,80	0,01	4,80
Bati vu du dessus en rural (champs 1, 2, 3)	-0,003227	0,00	-2,04	0,04	15,83
Cultures vues en urbain (champs 1, 2, 3)	-0,000058	0,00	-0,08	0,94	3,40
Cultures vues en rural (champs 1, 2, 3)	-0,008940	0,00	-2,73	0,01	1,75
Cultures (champs 1, 2) vues du dessus en urbain * surface parcelle	0,000002	0,00	1,84	0,07	435,60
Cultures (champs 1, 2) vues du dessus en rural * surface parcelle	0,000000	0,00	0,10	0,92	1478,70
Feuillus et résineux (champs 1, 2, 3) vus du dessus en urbain	0,000808	0,00	5,73	0,00	297,90
Feuillus et résineux (champs 1, 2, 3) vus du dessus en rural	0,000833	0,00	2,25	0,02	405,10
Espaces arborés vus en urbain (champ 5)	0,000157	0,00	0,16	0,88	34,02
Espaces arborés vus en rural (champ 5)	0,004792	0,01	0,64	0,52	9,78
Feuillus et résineux (champ 1, 2) vus du dessus en urbain * surface parcelle	-0,000001	0,00	-4,47	0,00	46690,00
Feuillus et résineux (champ 1, 2) vus du dessus en rural * surface parcelle	0,000000	0,00	-0,48	0,63	48884,00
Vois ferrées et routes (champs 1, 2) vues en urbain	-0,004817	0,00	-2,68	0,01	2,75
Vois ferrées et routes (champs 1, 2) vues en rural	-0,001140	0,00	-0,27	0,79	3,30
Vhat	-0,004790	0,00	-2,66	0,01	

Annexe 7 : Modèle SAR figure imposée					
Lambda: 0.38454 LR test value: 90.729 p-value: < 2.22e-16			Log likelihood: 329.3337 for error model		
ML residual variance (sigma squared): 0.048258, (sigma: 0.21968)			Number of observations: 3643		
Number of parameters estimated: 133			AIC: -392.67, (AIC for lm: -303.94)		
Coefficients: (asymptotic standard errors)	Estimate	Std. Error	z value	Pr(> z)	Prix
Constante	9,75980	0,00000	62,72	<.0001	
Nombre de pièces principales (log)	1,13790	0,10254	11,10	<.0001	314 643,26
surface terrain (log)	0,29945	0,01102	27,18	<.0001	51 809,60
Type de maison = Villa (ref = pavillon)	0,03824	0,01514	2,53	0,0115	5 784,95
Type de maison = absent (ref = Pavillon)	-0,03643	0,01128	-3,23	0,0012	-5 308,99
Présence d'annexe = oui	0,00725	0,01855	0,39	0,6960	
Présence d'annexe = absent	0,03840	0,01866	2,06	0,0396	5 808,69
Présence de dépendance = Oui	0,00881	0,01188	0,74	0,4581	
Présence de dépendance = absent	0,01784	0,00971	1,84	0,0661	2 671,85
Epoque de construction = A (ref = "G")	0,11581	0,05340	2,17	0,0301	18 221,17
Epoque de construction = B (ref = "G")	-0,01035	0,03019	-0,34	0,7318	
Epoque de construction = C (ref = "G")	-0,02820	0,02285	-1,23	0,2171	
Epoque de construction = D (ref = "G")	-0,00661	0,01865	-0,35	0,7230	
Epoque de construction = E (ref = "G")	0,01699	0,01586	1,07	0,2842	
Epoque de construction = F (ref = "G")	0,04410	0,01420	3,11	0,0019	6 690,67
Epoque de construction = absent (ref = "G")	0,01553	0,01413	1,10	0,2720	
Libre/occupé = O	-0,03856	0,02898	-1,33	0,1834	
Libre/occupé = P	-0,16493	0,06261	-2,63	0,0084	-22 564,07
Nombre de salles de bains/Nombre de pièces principales	0,58518	0,06022	9,72	<.0001	118 026,21
Nombre d'étages/Nombre de pièces principales	0,39233	0,04524	8,67	<.0001	71 296,20
Nombre de salles de bains/Nombre de pièces principales (au carré)	-0,14465	0,02573	-5,62	<.0001	-19 986,02
Nombre d'étages/Nombre de pièces principales (au carré)	-0,06905	0,04992	-1,38	0,1666	
Une place de parking	-0,02869	0,06311	-0,45	0,6494	
Deux places de parking	0,03525	0,01418	2,49	0,0129	5 324,16
Vente réalisée par un professionnel	0,00444	0,00879	0,50	0,6138	
Type de mutation = ("D", "P", "S")	-0,04350	0,01087	-4,00	0,0001	-6 317,38
Occupé par l'acheteur	-0,14193	0,02684	-5,29	<.0001	-19 636,26
Occupé par le vendeur	0,08840	0,00840	10,53	<.0001	13 715,24

La valeur économique des paysages des villes périurbanisées

Année de vente = 2000	0,10440	0,00757	13,80	<.0001	16 330,81
Effet fixe commune non listé	-	-	-	-	-
Distance au noyau villageois (au carré)	0,00571	0,00200	2,85	0,0044	849,90
Distance au noyau villageois	-0,03730	0,01215	-3,07	0,0021	-5 432,86
Zone NC en urbain	-0,07527	0,06229	-1,21	0,2270	
Zone NC en rural	0,09616	0,14595	0,66	0,5100	
Zone ND en urbain	0,02613	0,03872	0,67	0,4998	
Zone ND en rural	0,21846	0,13408	1,63	0,1032	
Bati vu en urbain (champ 1)	-0,00024	0,00272	-0,09	0,9298	
Bati vu en rural (champ 1)	0,00437	0,00740	0,59	0,5544	
Bati vu en urbain (champs 2, 3, 4)	0,00075	0,00080	0,93	0,3511	
Bati vu en rural (champs 2, 3, 4)	0,00202	0,00303	0,67	0,5042	
Bati vu en urbain (champs 5, 6)	-0,00069	0,00151	-0,46	0,6473	
Bati vu en rural (champs 5, 6)	-0,00513	0,01074	-0,48	0,6327	
Prés vus en urbain (champs 1, 2, 3)	0,00072	0,00044	1,64	0,1015	
Prés vus en rural (champs 1, 2, 3)	-0,00002	0,00108	-0,02	0,9822	
Cultures vues en urbain (champs 1, 2, 3)	0,00143	0,00131	1,09	0,2756	
Cultures vues en rural (champs 1, 2, 3)	-0,03569	0,00923	-3,86	0,0001	-5 202,92
Cultures et prés (champs 4) + espaces ouverts (champs 5, 6) vus en urbain	-0,00040	0,00067	-0,60	0,5513	
Cultures et prés (champs 4) + espaces ouverts (champs 5, 6) vus en rural	-0,00112	0,00203	-0,55	0,5803	
Cultures (champs 1, 2) vues en urbain * surface parcelle	0,00000	0,00000	-1,00	0,3167	
Cultures (champs 1, 2) vues en rural * surface parcelle	0,00006	0,00002	3,15	0,0016	8,80
Lacs vus en urbain (champs 1, 2, 3, 4)	-0,00089	0,00120	-0,74	0,4589	
Lacs vus en rural (champs 1, 2, 3, 4)	-0,00145	0,00113	-1,28	0,2007	
Eau et mer (champs 5, 6) vues en urbain	0,00041	0,00060	0,69	0,4910	
Eau et mer (champs 5, 6) vues en rural	-0,00978	0,01504	-0,65	0,5155	
Buissons (champs 1, 2, 3) vues en urbain	-0,00839	0,00310	-2,70	0,0069	-1 239,38
Buissons (champs 1, 2, 3) vues en rural	0,00582	0,01243	0,47	0,6396	
Feuillus et résineux (champs 1, 2, 3) vues en urbain	-0,00057	0,00592	-0,10	0,9227	
Feuillus et résineux (champs 1, 2, 3) vues en rural	0,00221	0,01116	0,20	0,8431	
Feuillus (champ 1) vues en urbain * surface parcelle	0,00001	0,00001	2,01	0,0444	1,57
Feuillus (champ 1) vues en rural * surface parcelle	-0,00001	0,00002	-0,52	0,6029	
Espaces arborés vu en urbain (champs 5, 6)	0,00031	0,00125	0,25	0,8044	
Espaces arborés vu en rural (champs 5, 6)	0,01458	0,00736	1,98	0,0475	2 179,70
Vois ferrées et routes (champs 1, 2) vues en urbain	-0,00637	0,00200	-3,18	0,0015	-942,36
Vois ferrées et routes (champs 1, 2) vues en rural	-0,00064	0,00479	-0,13	0,8938	

La valeur économique des paysages des villes périurbanisées

Annexe 8 : Modèle SAR figure libre					
Lambda: 0.36714 LR test value: 83.824 p-value: < 2.22e-16			Log likelihood: 324.1971 for error model		
ML residual variance (sigma squared): 0.048452, (sigma: 0.22012)			Number of observations: 3643		
Number of parameters estimated: 114			AIC: -420.39, (AIC for lm: -338.57)		
Coefficients: (asymptotic standard errors)	Estimate	Std,Error	z value	Pr(> z)	Prix
Constante	9,4901000	0,1644200	57,72	<.0001	-
Nombre de pièces principales (log)	1,2506000	0,1058700	11,81	<.0001	369 882,75
surface terrain (log)	0,3048600	0,0118040	25,83	<.0001	52 895,68
Type de maison = Villa (ref = pavillon)	0,0303570	0,0152400	1,99	0,0464	4 574,12
Type de maison = absent (ref = Pavillon)	-0,0316380	0,0113470	-2,79	0,0053	-4 621,65
Présence d'annexe = oui	0,0009459	0,0186280	0,05	0,9595	
Présence d'annexe = absent	0,0388760	0,0186810	2,08	0,0374	5 882,89
Présence de dépendance = Oui	0,0102350	0,0118580	0,86	0,3881	
Présence de dépendance = absent	0,0169750	0,0097060	1,75	0,0803	2 540,63
Epoque de construction = A (ref = "G")	0,1049800	0,0534030	1,97	0,0493	16 426,38
Epoque de construction = B (ref = "G")	-0,0074691	0,0301730	-0,25	0,8045	
Epoque de construction = C (ref = "G")	-0,0172910	0,0227000	-0,76	0,4462	
Epoque de construction = D (ref = "G")	0,0033950	0,0185510	0,18	0,8548	
Epoque de construction = E (ref = "G")	0,0260810	0,0158060	1,65	0,0989	3 921,39
Epoque de construction = F (ref = "G")	0,0471480	0,0140500	3,36	0,0008	7 164,42
Epoque de construction = absent (ref = "G")	0,0191850	0,0139790	1,37	0,1699	
Libre/occupé = O	-0,0424290	0,0289590	-1,47	0,1429	
Libre/occupé = P	-0,1998700	0,0629340	-3,18	0,0015	-26 884,92
Nombre de salles de bains/Nombre de pièces principales	0,6328500	0,0609910	10,38	<.0001	131 034,43
Nombre d'étages/Nombre de pièces principales	0,3955300	0,0452370	8,74	<.0001	72 000,37
Nombre de salles de bains/Nombre de pièces principales (au carré)	-0,1582500	0,0258050	-6,13	0,0000	-21 720,66
Nombre d'étages/Nombre de pièces principales (au carré)	-0,0277760	0,0509240	-0,55	0,5855	
Une place de parking	-0,0326230	0,0631790	-0,52	0,6056	
Deux places de parking	0,0352900	0,0141670	2,49	0,0127	5 330,61
Type de mutation = ("D", "P", "S")	-0,0362670	0,0109410	-3,31	0,0009	-5 285,67

La valeur économique des paysages des villes périurbanisées

Occupé par l'acheteur	-0,1435300	0,0267490	-5,37	<.0001	-19 842,12
Occupé par le vendeur	0,0854110	0,0083867	10,18	<.0001	13 232,21
Année de vente = 2000	0,1040300	0,0075520	13,78	<.0001	16 269,87
Effet fixe commune non listé	-	-	-	-	-
Distance au noyau villageois (au carré)	0,0065342	0,0019856	3,29	0,0010	972,86
Distance au noyau villageois	-0,0445050	0,0121730	-3,66	0,0003	-6 459,82
Zone NC en urbain	-0,0402200	0,0596970	-0,67	0,5005	
Zone NC en rural	0,0339530	0,1162300	0,29	0,7702	
Zone ND en urbain	0,0384530	0,0385460	1,00	0,3185	
Zone ND en rural	0,2457500	0,1177500	2,09	0,0369	41 341,81
Bati vu du dessus en urbain (champs 1, 2, 3)	-0,0029105	0,0014106	-2,06	0,0391	-431,30
Bati vu du dessus en rural (champs 1, 2, 3)	-0,0018147	0,0018122	-1,00	0,3166	
Cultures vues en urbain (champs 1, 2, 3)	0,0000198	0,0008416	0,02	0,9812	
Cultures vues en rural (champs 1, 2, 3)	-0,0068495	0,0031616	-2,17	0,0303	1 019,97
Feuillus et résineux (champs 1, 2, 3) vus du dessus en urbain	0,0006884	0,0001653	4,17	<.0001	102,19
Feuillus et résineux (champs 1, 2, 3) vus du dessus en rural	0,0007146	0,0004245	1,68	0,0923	
Feuillus et résineux (champ 1, 2) vus du dessus en urbain * surface parcelle	-0,0000008	0,0000002	-3,26	0,0011	-0,12
Feuillus et résineux (champ 1, 2) vus du dessus en rural * surface parcelle	0,0000007	0,0000007	0,10	0,9220	
Vois ferrées et routes (champs 1, 2) vues en urbain	-0,0052604	0,0019356	-2,72	0,0066	-778,60
Vois ferrées et routes (champs 1, 2) vues en rural	0,0002754	0,0045036	0,06	0,9512	

Annexe 9 : tests d'autocorrélation spatiale										
	LMerr		RLMerr		LMlag		RLMlag		SARMA	
weights		p-value		p-value		p-value		p-value		p-value
listW10com	38,1478	6,558e-10	16,2991	5,409e-05	22,5299	2,069e-06	0,6812	0,4092	38,8289	3,702e-09
listW5com	40,4405	2,027e-10	37,9184	7,377e-10	3,5037	0,06123	0,9816	0,3218	41,4221	1,012e-09
listW2com	50,3235	1,304e-12	47,9051	4,474e-12	6,0495	0,01391	3,631	0,05671	53,9546	1,923e-12
listW1com	61,0052	5,662e-15	57,7296	3,009e-14	12,2986	0,0004533	9,023	0,002666	70,0282	6,661e-16
listW05com	56,5455	5,496e-14	55,0154	1,196e-13	4,3061	0,03798	2,776	0,09569	59,3215	1,313e-13
listwd10com	38,1478	6,558e-10	16,2991	5,409e-05	22,5299	2,069e-06	0,6812	0,4092	38,8289	3,702e-09
listwd5com	40,4405	2,027e-10	37,9184	7,377e-10	3,5037	0,06123	0,9816	0,3218	41,4221	1,012e-09
listwd2com	50,3235	1,304e-12	47,9051	4,474e-12	6,0495	0,01391	3,631	0,05671	53,9546	1,923e-12
listwd1com	61,0052	5,662e-15	57,7296	3,009e-14	12,2986	0,0004533	9,023	0,002666	70,0282	6,661e-16
listwd05com	56,5455	5,496e-14	55,0154	1,196e-13	4,3061	0,03798	2,776	0,09569	59,3215	1,313e-13
listwd10	51,7676	6,247e-13	17,3357	3,132e-05	40,933	1,575e-10	6,5011	0,01078	58,2687	2,224e-13
listwd5	55,4476	9,603e-14	15,2643	9,347e-05	51,8232	6,073e-13	11,6399	0,0006455	67,0875	2,665e-15
listwd2	54,2291	1,784e-13	50,5535	1,160e-12	4,5969	0,03203	0,9213	0,3371	55,1504	1,057e-12
listwd1	61,873	3,664e-15	58,386	2,154e-14	9,0011	0,002698	5,5142	0,01886	67,3872	2,331e-15
listwd05	54,3063	1,715e-13	52,562	4,169e-13	4,6883	0,03037	2,944	0,0862	57,2503	3,700e-13
listW10	4,4703	0,03449	2,2711	0,1318	2,4689	0,1161	0,2697	0,6035	4,74	0,09348
listW5	0,153	0,6957	8,157	0,004289	15,0084	0,0001070	23,0125	1,610e-06	23,1655	9,326e-06
listW2	4,6566	0,03093	4,1673	0,04121	1,565	0,2109	1,0757	0,2997	5,7323	0,05692
listW1	23,4545	1,279e-06	21,9391	2,814e-06	7,41	0,006486	5,8946	0,01519	29,3491	4,236e-07
listW05	44,4568	2,600e-11	43,1297	5,123e-11	4,306	0,03798	2,9789	0,08436	47,4357	5,006e-11

PAYSAGES ET VALEURS IMMOBILIERES DANS LE PAYS DE BREST

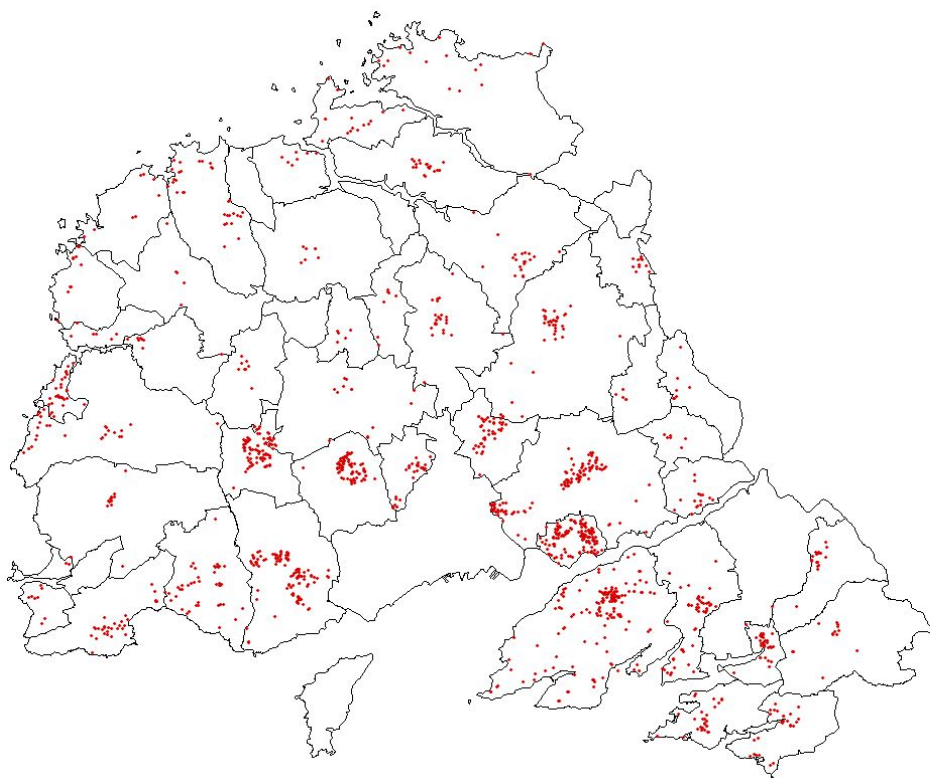
HUBERT JAYET, JULIE LE GALLO

QUELQUES CARACTERISTIQUES GLOBALES DES TRANSACTIONS

Les 1354 transactions dont nous disposons pour les estimations sont localisées dans le pays de Brest, dans un ensemble de 59 communes localisées entre le goulet de Brest au Sud et l'océan à l'Ouest et au Nord (carte 1). Il s'agit d'une région délimitée au sud par la rade de Brest et à l'Ouest et au Nord par l'océan. Elle est peuplée d'environ 350 000 habitants, en légère progression entre 1990 et 1999, avec une augmentation d'un peu plus de 10 000 habitants. Cette zone est fortement polarisée par la commune de Brest qui, avec 150 000 habitants, représente près de la moitié de la population de la zone. L'influence de Brest est très forte dans les communes contiguës et dans les communes situées au fond de la rade (la presqu'île située au Sud-Est de la zone sur la carte).

Si la partie Sud de cette zone est fortement urbanisée et liée à la ville de Brest, la partie centrale est nettement plus rurale. Elle fait cependant l'objet d'un fort mouvement de périurbanisation qui conduit une fraction significative de personnes résidant à Brest à s'y installer, plus particulièrement des familles avec enfants. Le littoral est plus autonome. Il comporte plusieurs stations balnéaires avec des sites naturels fortement valorisés, notamment dans la zone des Abers, située au Nord-Ouest.

Carte 1 : Répartition spatiale des transactions



Les transactions sont pour la plupart localisées au sud de cette zone, autour de Brest et dans le secteur de la presqu'île de Plougastel, au Sud-Est de la zone. On trouve également une

proportion significative de transactions sur la côte atlantique. Les transactions sont réparties en amas, la plupart de ces derniers correspondant à un noyau villageois.

Elles portent à la fois sur des maisons et des terrains à bâtir. Ces derniers sont très minoritaires (159 sur un total de 1354 observations au départ). Le nombre moyen de pièces est de 5,4 avec un écart-type de 1,6. La superficie moyenne du terrain attenant est assez importante, 817 m², avec un écart-type élevé, 631 m². Il y a donc une forte dispersion des superficies.

Du côté de l'équipement des maisons, le nombre moyen de salles de bain est de 1,3. La quasi-totalité de ces maisons ont une annexe (dans 1215 cas). L'équipement le plus fréquent est ensuite l'existence d'un parking ou d'un garage : 817 maisons en sont munies. Viennent ensuite les greniers (421), les sous-sols (290), les dépendances (221), les caves (131), les combles (57) et les terrasses (23).

Le prix moyen des transactions est de 81 000 euros, avec un écart-type de 32 000 euros. Il faut noter que la différence de prix moyen entre maisons et terrains est très faible : moins de 1000 euros.

Pour les besoins des estimations, nous avons été conduits à restreindre légèrement l'échantillon. D'une part, nous avons éliminé quelques valeurs extrêmes pour ce qui est du prix ou de la superficie. D'autre part, sachant que nous allions estimer un modèle à effets fixes communaux, nous avons éliminé les transactions localisées dans les 6 communes où le nombre de transactions est trop faible (moins de cinq). Ce qui réduit la taille de notre échantillon à 1338 observations réparties sur 53 communes, sans en altérer les caractéristiques.

LE TRAITEMENT DES VARIABLES PAYSAGERES

Au départ, nous disposons de 13 types d'occupation du sol (bâti, cultures, prés, vignes, feuillus, résineux, buissons, eaux et lacs, zones industrielles, routes, voies ferrées, minéral, océan) répartis entre six plans allant du plus proche (de 0 à 75 mètres) au plus éloigné (de 6 à 40 kilomètres). Pour les deux plans les plus éloignés (au-delà de 1200 mètres), certains types d'occupation du sol sont regroupés, d'autres sont négligés : les ouverts regroupent les cultures, les prés et les vignes ; les espaces arborés regroupent les feuillus, les résineux et les buissons ; les zones industrielles, les routes, les voies ferrées et les minéraux sont ignorés.

Ces variables ne sont pas utilisables en l'état, pour deux raisons. La première est que certaines d'entre elles correspondent à des caractéristiques paysagères peu présentes, voire complètement absentes. La deuxième est que certaines d'entre elles, notamment quand elles correspondent au même type d'occupation du sol pour des plans différents, sont fortement corrélées entre elles. Nous avons de ce fait été conduits à supprimer une partie des variables et à en regrouper d'autres.

On trouvera tableau 1 deux statistiques permettant de préciser le degré de présence de chacune des variables initiales dans l'échantillon des 1338 observations soumises à estimation. Il s'agit d'une part du nombre de transactions pour lesquelles cette variable n'est pas nulle et d'autre part du nombre total de pixels sur l'ensemble des 1338 transactions.

Certains types d'occupation du sol sont très présents. Les plus répandus sont le bâti et les routes : il y a au moins un pixel bâti à une distance inférieure à 75 mètres pour 715 transactions et un pixel de route dans la même zone de distance pour 745 transactions. Les cultures, les prés, les feuillus et les buissons sont également bien représentés.

Tableau 1 : Nombre de valeurs positives (variables initiales)

Variable	Plan	Nombre de valeurs non nulles	Nombre total de pixels
Bâti	0-75	715	4184
Bâti	76-151	479	1828
Bâti	151-300	453	3152
Bâti	301-1200	484	17014
Bâti	1201-6000	184	2755
Bâti	6001-40000	112	329
Cultures	0-75	369	4959
Cultures	76-151	433	11749
Cultures	151-300	469	23809
Cultures	301-1200	596	103676
Prés	0-75	681	5852
Prés	76-151	652	10130
Prés	151-300	568	16766
Prés	301-1200	596	58185
Vignes	0-75	0	0
Vignes	76-151	0	0
Vignes	151-300	0	0
Vignes	301-1200	0	0
Ouverts	1201-6000	298	15985
Ouverts	6001-40000	215	4655
Feuillus	0-75	461	1961
Feuillus	76-151	549	2436
Feuillus	151-300	691	5396
Feuillus	301-1200	817	28841
Résineux	0-75	0	0
Résineux	76-151	0	0
Résineux	151-300	1	8
Résineux	301-1200	2	13
Buissons	0-75	566	2319
Buissons	76-151	415	1663
Buissons	151-300	378	2358
Buissons	301-1200	378	5542
Arborés	1201-6000	364	13919
Arborés	6001-40000	222	2618
Eaux, lacs	0-75	26	47
Eaux, lacs	76-151	64	151
Eaux, lacs	151-300	94	331
Eaux, lacs	301-1200	182	997
Eaux, lacs	1201-6000	1	1
Eaux, lacs	6001-40000	0	0
Zones industrielles	0-75	5	58
Zones industrielles	76-151	11	201
Zones industrielles	151-300	10	524
Zones industrielles	301-1200	18	1356
Routes	0-75	745	1582
Routes	76-151	578	1743
Routes	151-300	472	2245
Routes	301-1200	552	6702

Tableau 1 (suite) : Nombre de valeurs positives (variables initiales)

Variable	Plan	Nombre de valeurs non nulles	Nombre total de pixels
Voies ferrées	0-75	8	25
Voies ferrées	76-151	9	30
Voies ferrées	151-300	11	51
Voies ferrées	301-1200	41	413
Minéral	0-75	2	30
Minéral	76-151	3	77
Minéral	151-300	4	121
Minéral	301-1200	9	641
Océan	0-75	8	103
Océan	76-151	14	341
Océan	151-300	36	1997
Océan	301-1200	117	47490
Océan	1201-6000	90	17555
Océan	6001-40000	91	14349

Plus important, d'autres types de d'occupation du sols sont complètement ou presque complètement absents. Le cas extrême est celui des vignes : aucun pixel de vignes n'est présent dans l'échantillon. Les résineux, les eaux et lacs au-delà de 1200 mètres, les zones industrielles, les voies ferrées, les minéraux, et l'océan en deçà de 300 mètres, sont également très peu présents. Ces observations sont compréhensibles : les vignes et les résineux sont une exception dans le paysage local et la proximité des zones industrielles, des voies ferrées, voire de l'océan, est un obstacle au logement.

Sachant que la présence anecdotique de certains types d'occupation du sol nuit à la qualité des estimations, nous avons fait le choix de supprimer l'ensemble des variables sur les vignes, les résineux, les zones industrielles et les minéraux, ainsi que les variables sur les voies ferrées pour les trois premiers plans (en deçà de 300 mètres). Nous avons maintenu les variables sur les eaux et lacs et sur les océans

Le tableau 2 donne une partie des corrélations entre les variables qui n'ont pas été éliminées du fait de leur faible représentativité. Il s'agit pour l'essentiel de corrélations entre variables correspondant au même type d'occupation du sol pour différents plans. Le premier sous-tableau s'intéresse aux cultures, aux prés et aux ouverts. On constate que les corrélations sont très fortes entre les quatre plans pour les cultures et entre les quatre plans pour les prés. En conséquence, on regroupera les quatre variables de cultures et les quatre variables sur les prés. Par contre, les corrélations entre variables sur les cultures et variables sur les prés sont faibles ; on maintient donc la distinction entre ces deux types d'occupation du sol. Il n'y a pas non plus de regroupement avec les espaces ouverts, ces derniers étant peu corrélés avec les cultures et les prés.

Par contre, comme le montre le deuxième sous-tableau, les deux variables relatives avec les espaces ouverts et les deux variables relatives aux zones arborées (toutes deux portant sur les deux derniers plans, au-delà de 1200 mètres) sont fortement corrélées entre elles. En conséquence, on les regroupe en une seule variable, qui mesure donc l'importance des espaces arborés et ouverts au-delà de 1200 mètres.

Dans le troisième sous-tableau, on trouvera les corrélations entre les quatre variables relatives aux routes. Elles sont plutôt corrélées entre elles, ce qui conduit à les agréger dans une seule variable.

Dans le quatrième sous-tableau, on trouvera les corrélations entre les six variables relatives à la présence de l'océan. Les variables relatives aux quatre premiers plans, dont on sait par ailleurs qu'elles sont peu représentées, sont de plus fortement corrélées entre elles et peu corrélées avec les deux derniers plans. On les regroupe en une seule variable mesurant l'importance de l'océan entre 0 et 1200 mètres. Par ailleurs, la corrélation entre les variables relatives aux deux derniers plans pousse également à les regrouper.

Tableau 2 : Corrélations entre variables non regroupées

	Variable	Plan	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
1	Cultures	0-75	1,00	0,94	0,80	0,61	-0,26	-0,11	0,02	0,23	0,39	0,30
2	Cultures	76-151	0,94	1,00	0,88	0,62	-0,20	-0,09	0,03	0,24	0,36	0,30
3	Cultures	151-300	0,80	0,88	1,00	0,65	-0,08	0,01	0,09	0,26	0,32	0,22
4	Cultures	301-1200	0,61	0,62	0,65	1,00	0,07	0,12	0,20	0,43	0,45	0,23
5	Prés	0-75	-0,26	-0,20	-0,08	0,07	1,00	0,86	0,64	0,34	0,17	0,10
6	Prés	76-151	-0,11	-0,09	0,01	0,12	0,86	1,00	0,84	0,47	0,25	0,16
7	Prés	151-300	0,02	0,03	0,09	0,20	0,64	0,84	1,00	0,63	0,25	0,15
8	Prés	301-1200	0,23	0,24	0,26	0,43	0,34	0,47	0,63	1,00	0,33	0,22
9	Ouverts	1201-6000	0,39	0,36	0,32	0,45	0,17	0,25	0,25	0,33	1,00	0,66
10	Ouverts	6001-40000	0,30	0,30	0,22	0,23	0,10	0,16	0,15	0,22	0,66	1,00

	Variable	Plan	1	2	3	4
1	Ouverts	1201-6000	1,00	0,66	0,78	0,63
2	Ouverts	6001-40000	0,66	1,00	0,44	0,96
3	Arborés	1201-6000	0,78	0,44	1,00	0,44
4	Arborés	6001-40000	0,63	0,96	0,44	1,00

	Variable	Plan	1	2	3	4
1	Routes	0-75	1,00	0,53	0,44	0,26
2	Routes	76-151	0,53	1,00	0,75	0,46
3	Routes	151-300	0,44	0,75	1,00	0,52
4	Routes	301-1200	0,26	0,46	0,52	1,00

	Variable	Plan	1	2	3	4	5	6
1	Océan	0-75	1,00	0,95	0,77	0,29	-0,01	-0,01
2	Océan	76-150	0,95	1,00	0,85	0,36	0,01	-0,01
3	Océan	151-300	0,77	0,85	1,00	0,66	0,03	-0,02
4	Océan	301-1200	0,29	0,36	0,66	1,00	0,24	0,05
5	Océan	1201-6000	-0,01	0,01	0,03	0,24	1,00	0,51
6	Océan	6001-40000	-0,01	-0,01	-0,02	0,05	0,51	1,00

Quelque regroupements ponctuels ont également été faits : entre les plans 2 et 3 du bâti (76-150 et 151-300 mètres), qui ont une corrélation de 0,51 et entre les plans 5 et 6 (1,25-6 et 6-40 km), qui ont une corrélation de 0,50 ; et entre les feuillus des plans 2, 3 et 4 et les buissons des mêmes plans, avec des corrélations autour de 0,4 pour le feuillus et de 0,5 pour les buissons.

LA METHODE DE REGROUPEMENT

Il faut dire ici quelques mots de la méthode d'agrégation utilisée pour regrouper des variables correspondants à différents plans. L'agrégation simple, qui consiste à faire la somme du nombre de pixels dénombrés dans chacun des plans, n'est pas adaptée, et ce pour deux raisons. D'une part, un pixel de 25 mètres de côté n'a pas la même importance dans le champ de vision de l'observateur quand il est relativement éloigné (aux environs d'un kilomètre) que quand il est à proximité immédiate (en deçà de 75 mètres). D'autre part, si la définition des

pixels est la même pour les quatre premiers plans (en deçà de 1200 mètres), elle change pour les deux derniers plans : les pixels ont 150 mètres de côté entre 1200 et 6000 mètres et 1 km de côté entre 6 kilomètres et 40 kilomètres.

Pour pallier à cette difficulté tout en conservant une procédure simple, nous sommes partis du principe suivant : l'importance d'un pixel est proportionnelle à l'angle solide qu'il occupe dans le champ de vision de l'observateur. En conséquence, cela conduit à calculer, pour chacun des six plans, l'angle solide moyen des pixels correspondant à ce plan. Pour rester simple, on utilise comme unité l'angle solide moyen d'un pixel situé dans le premier plan. Ce qui donne le tableau suivant :

Tableau 3 : Equivalences entre plans utilisées pour l'agrégation

Plan	Distances	Distance moyenne	Taille des pixels	Equivalence pixels plan 1
1	0-75 m	37,5 m	25×25 m	1
2	76-150 m	112,5 m	25×25 m	1/2,7
3	151-300 m	225 m	25×25 m	1/5,3
4	300-1200m	750 m	25×25 m	1/17,7
5	1,2-6 km	3,6 km	150×150m	1/14,2
6	6-40 km	23km	1×1 km	1/13,5

Toutes les variables utilisées dans les estimations ont été exprimées en « équivalent pixel plan 1 » en utilisant la table ci-dessus : pour chaque type de couvert, le nombre de pixels calculé initialement a été divisé par 2,7 pour le plan 2, par 5,3 pour le plan 3 et ainsi de suite. Les agrégations ont été faites ensuite, par simple addition du nombre de pixels ainsi recalculé.

QUELQUES STATISTIQUES DESCRIPTIVES SUR LES VARIABLES PAYSAGERES UTILISEES POUR L'ESTIMATION.

Après cette première phase d'agrégation, on se retrouve avec 17 variables. Ces dernières sont dans l'ensemble peu corrélées entre elles. La corrélation ne reste supérieure à 0,5 que dans trois cas : les routes et les cultures (0,63), les routes et les prés (0,51) et les routes et les lacs (0,51).

On verra plus loin que le modèle estimé avec ces 17 variables est très peu performant. De plus, dans un certain nombre de cas, on trouve des coefficients estimés qui, bien que n'étant pas significativement différents de zéro, ont le même signe quand ils concernent des éléments paysagers de type proche. Ceci nous a conduit à passer à un second niveau d'agrégation, où les variables correspondant à un même type de couvert ont été regroupées. On trouvera ici les statistiques descriptives relatives à ces deux niveaux d'agrégation.

On trouvera dans le tableau 3 quelques statistiques descriptives sur les variables paysagères effectivement utilisées dans les régressions, c'est-à-dire après regroupement et en utilisant les « équivalents plan 1 » présentés dans la section précédente. Ces statistiques descriptives sont complétées tableau 4 par la valeur des déciles, qui permet de se faire une idée de la distribution des valeurs concernées.

La caractéristique principale de ces variables est que, dans la plupart des cas, la fréquence d'apparition d'une caractéristique paysagère est faible. Les types de couverts apparaissant le plus fréquemment sont le bâti, les espaces ouverts (cultures et prés), les couverts arborés et les réseaux. Dans les quatre cas, la forte fréquence d'apparition est essentiellement le fait des plans les plus proches, en deçà de 1200 mètres. Au-delà, les fréquences d'apparition sont

beaucoup plus faibles, ce qui s'expliquent assez bien car plus on s'éloigne, plus la vue est fréquemment bouchée par les masques présents dans les plans précédents.

Du côté des espaces ouverts, la vue sur les prés est un peu plus fréquente que la vue sur les cultures mais, quand ces dernières sont vues, c'est avec des masses plus importantes : la médiane et les quantiles à 40 et 60% sont plus importants pour les prés (fréquence plus élevée), mais la moyenne et les quantiles entre 70% et 90% sont plus importants pour les cultures (masse vue plus importante).

Du côté des espaces arborés, la fréquence à laquelle ils sont vus est d'abord le fait des feuillus entre 300 et 1200 mètres. En deçà de 300 mètres, la vue sur les feuillus est moins fréquente, sans doute du fait de la concurrence avec le bâti. La vue sur les buissons est un peu moins fréquente et que la vue sur les feuillus et le nombre de pixels vus est en moyenne plus faible.

Du côté des réseaux, la fréquence à laquelle ils sont vus est essentiellement le fait des routes. La vue sur des voies ferrées reste un phénomène rare.

On mentionnera enfin le cas de l'océan. La vue sur ce dernier est peu fréquente : environ 10% des transactions. Par contre, quand elle existe, elle peut être très importante, comme en témoigne la valeur élevée du maximum de cette variable.

Tableau 4 : Statistiques descriptives

Variables agrégées, premier niveau

Variable	Plan	Moyenne	Médiane	Ecart-type	Minimum	Maximum
Bâti	0-75	3,1	1	3,64	0	15
Bâti	76-300	1	0	1,74	0	20,2
Bâti	301-1200	0,7	0	2,42	0	39,2
Bâti	1201-40000	0,2	0	0,63	0	9,6
Cultures	0-40000	14,7	0	25,94	0	120,3
Près	0-40000	12	3,9	19,76	0	144,2
Feuillus	0-75	1,5	0	2,53	0	11
Feuillus	76-1200	2,7	1,5	3,21	0	20,2
Buissons	0-75	1,7	0	2,56	0	11
Buissons	76-1200	1	0	2,1	0	27,7
Arborés, ouverts	1201-40000	2	0	5,15	0	52,5
Eau, lacs	0-40000	0,2	0	0,58	0	6,4
Routes	0-40000	2,3	1,4	3,25	0	72,1
Voies ferrées	301-1200	0	0	0,14	0	2,6
Océan	0-1200	2,5	0	13,46	0	205,4
Océan	1201-40000	1,7	0	8,94	0	164,4
Différence vue	0-75	0,1	0	0,4	-5	3

Variables agrégées, deuxième niveau

Variable	Plan	Moyenne	Médiane	Ecart-type	Minimum	Maximum
Bâti	0-1200	4,8	4,2	4,55	0	40,6
Bâti	1201-40000	0,2	0	0,63	0	9,6
Ouvert	0-1200	26,7	9,4	34,06	0	152,6
Arborés	0-1200	6,9	7,5	5,84	0	35
Arborés, ouverts	1201-40000	2	0	5,15	0	52,5
Eau, lacs	0-40000	0,2	0	0,58	0	6,4
Réseaux	0-40000	2,3	1,4	3,26	0	72,1
Océan	0-1200	2,5	0	13,46	0	205,4
Océan	1201-40000	1,7	0	8,94	0	164,4

Tableau 5 : Déciles (variables utilisées dans les estimations)

Variables agrégées, premier niveau

Variable	Plan	Min	1	2	3	4	5	6	7	8	9	Max
Bâti	0-75	0	0	0	0	0	1	3	5	8	9	15
Bâti	76-300	0	0	0	0	0	0	0,4	0,9	1,7	3,2	20,2
Bâti	301-1200	0	0	0	0	0	0	0	0,1	0,6	1,9	39,2
Bâti	1201-40000	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0,4	9,6
Cultures	0-40000	0	0	0	0	0	0	1,9	9,2	30,7	60,1	120
Prés	0-40000	0	0	0	0	1,2	3,9	7,1	11,5	19,5	35,3	144
Feuillus	0-75	0	0	0	0	0	0	0	1	3	6	11
Feuillus	76-1200	0	0	0	0	0,7	1,5	2,5	3,6	5,1	7	20,2
Buissons	0-75	0	0	0	0	0	0	1	2	4	6	11
Buissons	76-1200	0	0	0	0	0	0	0,4	0,8	1,7	3,4	27,7
Arborés, ouverts	1201-40000	0	0	0	0	0	0	0	0,3	2,1	7	52,5
Eau, lacs	0-40000	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0,4	6,4
Routes	0-40000	0	0	0	0,4	1	1,4	2	2,9	4	5,4	72,1
Voies ferrées	301-1200	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	2,6
Océan	0-1200	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	205
Océan	1201-40000	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0,4	164
Différence vue	0-75	-5	0	0	0	0	0	0	0	0	1	3

Variables agrégées, deuxième niveau

Variable	Plan	Min	1	2	3	4	5	6	7	8	9	Max
Bâti	0-1200	0	0	0	0,6	2,5	4,2	6,1	8	9	9,7	40,6
Bâti	1201-40000	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0,4	9,6
Ouvert	0-1200	0	0	0	1	4,3	9,4	18,3	35,3	58,6	82,3	153
Arborés	0-1200	0	0	0	1,6	4,7	7,5	9	9,8	11,7	14,6	35
Arborés, ouverts	1201-40000	0	0	0	0	0	0	0	0,3	2,1	7	52,5
Eau, lacs	0-40000	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0,4	6,4
Réseaux	0-40000	0	0	0	0,4	1	1,4	2	3	4	5,4	72,1
Océan	0-1200	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	205
Océan	1201-40000	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0,4	164

LES MODELES ET LES METHODES D'ESTIMATION

Nous avons estimé des modèles à effets fixes communaux portant sur les 1338 transactions conservées après élimination des observations aberrantes et des transactions dans les communes trop faiblement représentées. La variable expliquée est le logarithme du prix du bien muté¹⁷. Du côté des variables explicatives, nous avons retenu trois jeux de variables paysagères :

- Un premier jeu de 17 variables paysagères (celles qui sont décrites dans la section précédente comme variables agrégées de premier niveau, construites à partir des variables

¹⁷ Il s'agit d'un choix habituel dans la littérature. Rappelons qu'une fonction de prix hédonique ne saurait être linéaire, car elle résulte d'un équilibre de marché qui n'a pas de structure a priori et qu'avec un modèle linéaire, les consommateurs feraient alors tous face au même prix hédonique. L'alternative à la formulation logarithmique est une formulation de type Box-Cox, qui en principe permet de mieux contrôler la nature des non linéarités. Cependant, la plupart des tests menés avec une fonction de Box-Cox aboutissent à un paramètre de Box-cox proche de zéro, c'est-à-dire à un modèle logarithmique.

initiales en supprimant les variables trop peu représentées et en agrégeant les variables fortement corrélées entre elles.

- Un deuxième jeu de 9 variables paysagères, construites en agrégeant les précédentes par grands types d'occupation du sol. Ce choix est une tentative de faire ressortir quelques grandes tendances qui n'apparaissent pas avec un jeu plus détaillé.
- Un troisième jeu de variables paysagères, où on a ajouté des variables dites de « vue du haut », qui permette de décrire l'ambiance paysagère autour du bien en sus du paysagère vu à partir de ce dernier.

Dans chaque cas, on a croisé les variables paysagères avec l'appartenance ou non de la commune de la transaction à l'aire urbaine de Brest. La raison de ce croisement est que le type de paysage souhaité n'est a priori pas le même dans une zone plus urbanisée comparativement à une zone qui l'est moins. Enfin, une partie des variables paysagères définies dans la section précédente, relatives aux couverts végétaux, ont été croisées avec la superficie du terrain. Il s'agit des prés, des feuillus et des ouverts. L'idée qui est à la base de cette introduction est qu'il peut y avoir un effet de substitution entre le terrain acheté et le paysage végétal disponible à l'extérieur du lot. On peut accepter un terrain plus petit si le paysage présente une dominante végétale plus importante.

Aux variables paysagères s'ajoutent les variables muettes associées aux effets fixes communaux et un certain nombre de variables non paysagères qui décrivent le bien muté. Il s'agit

- Du logarithme de la superficie du terrain et de son carré,
- Du logarithme du nombre de pièces et de son carré,
- D'une variable muette indiquant si la transaction porte sur une maison ou un terrain à bâtir.
- de l'époque de construction, qui est une variable qualitative avec huit modalités,
- du nombre de niveaux, de l'existence d'une dépendance, d'un garage ou d'une annexe, qui sont des variables qualitatives,
- de l'année de mutation, traitée comme une variable qualitative à trois modalités (2002, 2003 et 2004)
- du type de négociation, qui est une variable qualitative à quatre modalités (achat de particulier à particulier, par l'intermédiaire d'un notaire, d'un professionnel de l'immobilier, inconnu).
- de l'occupation par le vendeur (variable muette).
- du logarithme de la distance au centre de la commune. Cette variable est destinée à contrôler l'effet non observable de l'appartenance au centre villageois de la commune.
- du logarithme de la distance kilométrique entre la commune du bien et la commune de l'acquéreur, augmentée d'une unité.

Nous avons croisé la superficie et le nombre de pièces. Toutes ces variables, comme les variables paysagères, ont été croisées avec la variable muette correspondant à l'appartenance ou non de la commune de la transaction à l'aire urbaine de Brest.

Les régressions ont été faites sur l'ensemble des 1338 observations retenues, maisons et terrains à bâtir. La distinction entre ces deux types de biens passe par la variable muette distinguant les premières des seconds et par les variables explicatives décrivant les maisons, qui prennent une valeur nulle dans le cas des terrains à bâtir. On a également fait des régressions en restreignant l'échantillon aux 1181 transactions portant sur les seules maisons. Les résultats d'estimation, qui ne sont pas fournis ici, n'en sont que marginalement modifiés.

Pour chaque jeu de variables, on a fait deux estimations. Pour la première, nous avons eu recours aux moindres carrés ordinaires. Nous avons ensuite vérifié la présence d'autocorrélation ou d'autorégression spatiale résiduelle en utilisant une matrice de poids spatiaux¹⁸ normalisée où les termes correspondant à deux observations localisées dans la même commune sont inversement proportionnels au carré de la distance qui les sépare. Rappelons que l'introduction d'effets fixes communaux permet de contrôler tous les déterminants non observables des prix au niveau communal, et de ce fait réduit fortement l'autocorrélation spatiale qui serait générée par ces déterminants non observables. On ne peut cependant exclure que de l'autocorrélation ou de l'autorégression persiste à l'intérieur des communes. La matrice de poids que nous avons choisie permet de tester cette hypothèse. Les tests ont été faits à partir de l'estimation des MCO ; il n'existe pas actuellement de tests d'autocorrélation et/ou d'autorégression spatiale utilisables sur une estimation par les VI. Dans tous les cas, les tests concluent sans ambiguïté à l'acceptation de l'hypothèse nulle d'absence d'autocorrélation et d'autorégression spatiales.

La superficie du terrain et le nombre de pièces sont souvent endogènes dans les modèles hédoniques appliqués au logement. La raison en est que, faisant face à un ensemble de choix où à la fois les caractéristiques d'un logement et les prix associés à ces caractéristiques varient, les agents choisissent de manière endogène à la fois les prix et les caractéristiques du bien qu'ils achètent. Or, la principale caractéristique d'un bien foncier ou immobilier est sa taille, mesurée par le nombre de pièces et la superficie du terrain.

Pour tenir compte de cette endogénéité, on a fait pour chaque jeu de variables une seconde estimation par les variables instrumentales. Les variables endogènes sont les logarithmes de la superficie du terrain et du nombre de pièces et leur carré. Les autres variables explicatives sont considérées comme exogènes et ont leur ajout comme instruments l'âge, son carré, la profession et le statut marital de l'acheteur et ceux du vendeur. De manière générale, la régression instrumentée est de qualité nettement inférieure à la régression par les moindres carrés ordinaires. Cependant, la statistique de Hausman, conduit dans tous les cas à un net rejet de l'hypothèse nulle de l'absence d'endogénéité. L'estimateur des variables instrumentales est donc pertinent.

LES RESULTATS D'ESTIMATION AVEC LES VARIABLES AGREGÉES DE PREMIER NIVEAU

RESULTATS GENERAUX

On trouvera tableau 6 les statistiques générales mesurant la qualité de l'estimation faite en utilisant les 17 variables paysagères agrégées de premier niveau. A titre de comparaison, nous avons aussi figuré les statistiques relative à une estimation sans les variables paysagères, seules les caractéristiques du logement et les variables muettes communales étant présentes.

On notera tout d'abord que la contribution d'ensemble des variables paysagères est à la fois très significative et marginale. Elle est très significative, comme en témoigne le fait que, avec les MCO, la log-vraisemblance augmente nettement suite à l'introduction de ces variables, passant de 1300 à 1346,8. Il en résulte une statistique du ratio de vraisemblance de 93,6 qui conduit sans doute possible au rejet de l'hypothèse nulle d'absence d'impact global des variables paysagères. En même temps, si on se réfère aux mêmes moindres carrés ordinaires,

¹⁸ Rappelons que la normalisation d'une matrice de poids spatiaux consiste à diviser chacune de ses lignes par la somme des termes de la ligne. La matrice normalisée est alors une matrice dont chaque ligne a une somme égale à l'unité.

le coefficient de détermination passe de 0,74 en l'absence de variables paysagères à 0,76 en présence de ces dernières. Il s'agit d'une augmentation marginale.

On remarquera ensuite que le recours aux variables instrumentales se traduit par une nette dégradation de la qualité des estimations, mesurées par le coefficient de détermination. Le test de Hausman conclut cependant à l'endogénéité des variables de taille : la statistique de la régression augmentée utilisée pour faire ce test est égale à 11,25 et conduit à rejeter l'hypothèse nulle. On notera également que l'impact global des variables paysagères est beaucoup plus important dans le cas ces variables instrumentales qu'avec l'estimation par les MCO : le coefficient de détermination passe de 0,47 en leur absence à 0,59 quand elles sont prises en compte.

Tableau 6 : Indicateurs généraux sur les estimations (variables paysagères agrégées de premier niveau)

	Sans variables paysagères		Avec variables paysagères	
	MCO	VI	MCO	VI
Nombre d'observations	1338	1338	1338	1338
Degrés de liberté	1244	1244	1202	1202
Somme des carrés des résidus	11,22	22,62	10,46	17,55
Variance estimée	0,00902	0,01818	0,00871	0,01460
Ecart-type estimé	0,095	0,135	0,093	0,121
Log-vraisemblance	1300,0		1346,8	
Variance de la variable expliquée	0,032	0,032	0,032	0,032
Coefficient de détermination	0,74	0,47	0,76	0,59

On trouvera tableau 7 les résultats des tests d'autocorrélation et d'autorégression spatiales sur la base de l'estimation par les MCO. Ces tests acceptent sans aucun doute possible l'hypothèse nulle de l'absence d'autocorrélation et d'autorégression spatiale. Il n'y a donc pas lieu d'estimer des modèles où l'une ou l'autre de ces formes d'interaction serait présente.

Tableau 7 : Tests d'autocorrélation et d'autorégression spatiales (variables paysagères agrégées de premier niveau)

Test	Statistique	Df	Probabilité
LM autoreg	0	1	0,97
LM autoreg robuste	0,91	1	0,34
LM autocor	0,96	1	0,33
LM autocor robuste	1,86	1	0,17
Moran	0,02	0	0,49
LM autoreg autocor	1,86	1	0,17

Dans la suite de cette section, nous présenterons les résultats des deux estimations, en nous intéressant d'abord aux variables paysagères pour passer ensuite aux variables non paysagères. Dans les deux cas, nous analyserons à la fois les résultats issus de l'estimation par les moindres carrés ordinaires et les résultats issus de l'estimation par les variables instrumentales.

LES RESULTATS D'ESTIMATION SUR LES VARIABLES PAYSAGERES

On trouvera tableau 8 les résultats relatifs aux variables paysagères obtenus avec les moindres carrés ordinaires. Les résultats obtenus avec la méthode des variables instrumentales figurent dans le tableau 9. Pour faciliter la lisibilité des résultats, les coefficients sont calculés pour es variables exprimées en centaines de pixels.

Globalement, que ce soit en variables instrumentales ou dans l'estimation par les MCO, peu de variables paysagères ont des effets significatifs : 8 sur 42 dans l'estimation par les moindres carrés ordinaires et 6 sur 42 dans l'estimation par les variables instrumentales (compte tenu des croisements). Et ce alors même que, comme nous l'avons vu plus haut, les variables paysagères ont un effet globalement très significatif. Dans le cas de l'estimation par les MCO, on peut penser que, l'effet global étant marginal quoique significatif, l'impact de variables individuelles est faible. Mais on a vu que dans le cas des variables instrumentales, l'impact de variables paysagères était important et pourtant, pas plus qu'avec les MCO, on ne peut l'attribuer à des variables individuelles.

Deux interprétations peuvent être données à ce résultat global qui contraste avec celui qui est obtenu pour d'autres sites. La première raison de la faiblesse des variables paysagères peut tenir au fait que l'échantillon brestois est de taille plus faible que les autres échantillons, rendant plus difficile la mise en évidence d'influences paysagères qui ne sont pas un déterminant important du prix. L'effet est suffisamment faible pour que sa mesure soit imprécise tant que le nombre d'observations disponibles n'est pas suffisamment élevé.

Une deuxième raison peut tenir au fait que ce qui compte est moins ce que l'on voit que la structure globale du paysage dans lequel ce que l'on voit s'insère. Si les variables paysagères ont un impact d'ensemble, c'est que globalement elles seraient capables de décrire ces structures. Par contre, dès qu'on s'intéresse à l'effet d'une variable individuelle, son effet n'est guère mesurable parce qu'elle ne modifie que marginalement la structure. Il faudrait alors disposer de variables décrivant cette structure, un travail qui ne pouvait être fait ici.

Dans ce qui suit, nous allons examiner les résultats d'estimation obtenus à la fois sur la base des MCO et des VI, en soulignant les convergences et les divergences entre les deux méthodes. Théoriquement, les estimateurs des VI sont préférables car l'endogénéité des variables de superficie du terrain et de taille du logement peut rendre les estimateurs de certaines effets non convergents. Néanmoins, les tests montrant que la précision des estimations par les VI est faible, il est important de regarder les résultats des deux méthodes.

D'après les MCO comme d'après les VI, les variables relatives à la présence de bâti ont en général un effet plutôt positif en deçà de 1200 mètres, négatif au-delà, mais la plupart ces effets ne sont significativement différents de zéro (et positifs) que pour le deuxième et le troisième plan, entre 76 et 300 mètres.

Pour le bâti, nous disposons également d'une variable qui mesure la différence entre la vue active sur le bâti (le nombre de pixels de bâti qu'on voit) et la vue passive (le nombre de pixels de bâti d'où l'on est vu), pour le premier plan, c'est-à-dire en deçà de 75 mètres. Les habitants d'une maison préférant voir qu'être vus, on s'attend à ce que cette variable ait un effet positif. C'est le cas avec des effets estimés par les MCO alors que les VI estiment un effet négatif en périphérie. Toutefois, dans les deux cas, les effets estimés ne sont pas significativement différents de zéro.

Tableau 8 : Effets estimés des variables paysagères (MCO sur variables agrégées de premier niveau)

Variable	Zone	Plan	Coefficient	Ecart-type	Student	Proba
Différence vue	aire urbaine	0-75	0,6030	1,0200	0,59	0,553
Différence vue	périphérie	0-75	0,2130	1,0900	0,20	0,845
Bâti	aire urbaine	0-75	0,0822	0,2590	0,32	0,751
Bâti	périphérie	0-75	-0,0169	0,2790	-0,06	0,952
Bâti	aire urbaine	76-300	0,6610	0,2230	2,97	0,003
Bâti	périphérie	76-300	0,6780	0,2780	2,44	0,015
Bâti	aire urbaine	301-1200	-0,2370	0,2010	-1,18	0,239
Bâti	périphérie	301-1200	-0,3170	0,2900	-1,09	0,274
Bâti	aire urbaine	1201-40000	0,6320	0,6660	0,95	0,342
Bâti	périphérie	1201-40000	-0,5520	1,0100	-0,55	0,586
Cultures	aire urbaine	0-40000	-0,0398	0,0322	-1,23	0,218
Cultures	périphérie	0-40000	0,0232	0,0272	0,85	0,394
Près	aire urbaine	0-40000	-0,0368	0,0534	-0,69	0,491
Près	périphérie	0-40000	-0,0141	0,0394	-0,36	0,721
Arborés, ouverts	aire urbaine	1201-40000	-0,2560	0,1700	-1,50	0,133
Arborés, ouverts	périphérie	1201-40000	-0,0938	0,1470	-0,64	0,525
Feuillus	aire urbaine	0-75	0,0838	0,3290	0,26	0,799
Feuillus	périphérie	0-75	-0,1810	0,3500	-0,52	0,605
Feuillus	aire urbaine	76-1200	0,3170	0,2530	1,25	0,211
Feuillus	périphérie	76-1200	-0,3820	0,2600	-1,47	0,142
Buissons	aire urbaine	0-75	-0,1760	0,2650	-0,67	0,506
Buissons	périphérie	0-75	-0,3050	0,2640	-1,16	0,248
Buissons	aire urbaine	76-1200	-0,0092	0,1990	-0,05	0,963
Buissons	périphérie	76-1200	0,4560	0,2670	1,71	0,088
Eau, lacs	aire urbaine	0-40000	-0,5400	0,7830	-0,69	0,491
Eau, lacs	périphérie	0-40000	0,2430	0,7100	0,34	0,733
Routes	aire urbaine	0-40000	-0,0361	0,1800	-0,20	0,841
Routes	périphérie	0-40000	-0,3280	0,1250	-2,63	0,009
Voies ferrées	aire urbaine	301-1200	0,8470	4,8600	0,17	0,862
Voies ferrées	périphérie	301-1200	-2,8300	3,0900	-0,92	0,361
Océan	aire urbaine	0-1200	0,0314	0,0328	0,96	0,339
Océan	périphérie	0-1200	0,1510	0,0349	4,33	0,000
Océan	aire urbaine	1201-40000	-0,0171	0,0714	-0,24	0,811
Océan	périphérie	1201-40000	0,1010	0,0427	2,36	0,018
Près*surface	aire urbaine	0-1200	0,0253	0,0385	0,66	0,511
Près*surface	périphérie	0-1200	-0,0231	0,0235	-0,98	0,326
Feuillus*surface	aire urbaine	0-75	0,2190	0,2410	0,91	0,364
Feuillus*surface	périphérie	0-75	0,2090	0,2420	0,86	0,389
Feuillus*surface	aire urbaine	76-1200	-0,1890	0,2420	-0,78	0,437
Feuillus*surface	périphérie	76-1200	0,0217	0,1400	0,16	0,877
Ouverts*surface	aire urbaine	1201-40000	0,2720	0,1370	1,98	0,048
Ouverts*surface	périphérie	1201-40000	-0,0291	0,0848	-0,34	0,731

Nota Bene : les coefficients en gras sont significativement différents de 0 au seuil de 1%. Les coefficients en gras et italiques sont significativement différents de 0 au seuil de 5%. Les coefficients en corps normal sont significativement différents de 0 au seuil de 10%. Les coefficients en petits caractères ne sont pas significativement différents de 0 au seuil de 10%. Les coefficients sont calculés pour une centaine de pixels.

Tableau 9 : Effets estimés des variables paysagères (VI sur variables agrégées de premier niveau)

Variable	Zone	Plan	Coefficient	Ecart-type	Student	Proba
Différence vue	Aire urbaine	0-75	0,3870	1,4000	0,28	0,782
Différence vue	Périphérie	0-75	-0,9460	1,7000	-0,56	0,578
Bâti	Aire urbaine	0-75	0,2230	0,3410	0,66	0,513
Bâti	Périphérie	0-75	0,1090	0,4110	0,27	0,790
Bâti	Aire urbaine	76-300	0,6680	0,3010	2,22	0,027
Bâti	Périphérie	76-300	0,8700	0,3860	2,25	0,024
Bâti	Aire urbaine	301-1200	-0,2340	0,2640	-0,89	0,376
Bâti	Périphérie	301-1200	-0,5010	0,4190	-1,19	0,233
Bâti	Aire urbaine	1201-40000	1,4200	0,9230	1,54	0,123
Bâti	Périphérie	1201-40000	-0,3850	1,4300	-0,27	0,788
Cultures	Aire urbaine	0-40000	-0,0505	0,0437	-1,15	0,249
Cultures	Périphérie	0-40000	0,0126	0,0389	0,32	0,747
Près	Aire urbaine	0-40000	-0,0500	0,0726	-0,69	0,491
Près	Périphérie	0-40000	0,0213	0,0839	0,25	0,800
Arborés, ouverts	Aire urbaine	1201-40000	-0,0522	0,2630	-0,20	0,842
Arborés, ouverts	Périphérie	1201-40000	-0,1250	0,2250	-0,56	0,577
Feuillus	Aire urbaine	0-75	-0,0115	0,7210	-0,02	0,987
Feuillus	Périphérie	0-75	0,6380	0,8620	0,74	0,459
Feuillus	Aire urbaine	76-1200	0,7290	0,6810	1,07	0,285
Feuillus	Périphérie	76-1200	-0,0405	0,5530	-0,07	0,942
Buissons	Aire urbaine	0-75	0,0573	0,3800	0,15	0,880
Buissons	Périphérie	0-75	-0,3400	0,3510	-0,97	0,333
Buissons	Aire urbaine	76-1200	-0,1620	0,2750	-0,59	0,556
Buissons	Périphérie	76-1200	0,4220	0,3640	1,16	0,246
Eau, lacs	Aire urbaine	0-40000	-1,3500	1,1200	-1,20	0,229
Eau, lacs	Périphérie	0-40000	-0,3220	1,0100	-0,32	0,750
Routes	Aire urbaine	0-40000	-0,1820	0,2550	-0,71	0,475
Routes	Périphérie	0-40000	-0,2980	0,1670	-1,79	0,074
Voies ferrées	Aire urbaine	301-1200	1,8700	6,5400	0,29	0,775
Voies ferrées	Périphérie	301-1200	-3,0100	4,0600	-0,74	0,458
Océan	Aire urbaine	0-1200	0,0197	0,0440	0,45	0,654
Océan	Périphérie	0-1200	0,1120	0,0530	2,11	0,035
Océan	Aire urbaine	1201-40000	0,0462	0,0973	0,48	0,635
Océan	Périphérie	1201-40000	0,0927	0,0573	1,62	0,106
Près*surface	Aire urbaine	0-1200	0,0522	0,0621	0,84	0,401
Près*surface	Périphérie	0-1200	-0,0815	0,0760	-1,07	0,283
Feuillus*surface	Aire urbaine	0-75	0,2340	0,8880	0,26	0,792
Feuillus*surface	Périphérie	0-75	-0,7400	0,8310	-0,89	0,373
Feuillus*surface	Aire urbaine	76-1200	-0,5330	0,8020	-0,67	0,506
Feuillus*surface	Périphérie	76-1200	-0,1870	0,4050	-0,46	0,644
Ouverts*surface	Aire urbaine	1201-40000	0,0132	0,2510	0,05	0,958
Ouverts*surface	Périphérie	1201-40000	0,0134	0,1330	0,10	0,920

Nota Bene : les coefficients en gras sont significativement différents de 0 au seuil de 1%. Les coefficients en gras et italiques sont significativement différents de 0 au seuil de 5%. Les coefficients en corps normal sont significativement différents de 0 au seuil de 10%. Les coefficients en petits caractères ne sont pas significativement différents de 0 au seuil de 10%.

Les coefficients sont calculés pour une centaine de pixels.

Du côté des variables relatives aux couverts végétaux (cultures, prés, feuillus, buissons, arborés et ouverts), les estimation par les MCO indiquent des effets qui sont, en général, négatifs ; les principales exceptions sont les cultures en périphérie, les feuillus dans l'aire

urbaine et les buissons en périphérie au-delà des 75 mètres. Toutefois, aucun de ces effets n'est significativement différent de zéro au seuil de 10%. Globalement, les VI conduisent à des résultats similaires, avec cependant des signes positifs un peu plus nombreux. Mais, là encore, aucun effet n'est significativement différent de zéro au seuil de 10%.

Du côté des eaux et lacs, des routes et des voies ferrées, le seul effet significativement différent de zéro au seuil de 10% est un impact négatif de la vue sur des routes pour les maisons hors de l'aire urbaine de Brest. Les deux méthodes d'estimation (MCO et VI) s'accordent sur le fait que cet effet soit significatif et sur son ampleur.

Compte tenu du contexte local, on s'intéressait particulièrement à la valorisation de la vue sur l'océan. Conformément aux attentes, l'effet estimé est positif. Il n'est cependant significatif qu'en périphérie. Dans cette zone, il est très significatif pour les premiers plans (moins de 1200 mètres), avec les MCO comme avec les VI. Il l'est encore au-delà des 1200 mètres dans l'estimation par les MCO, mais avec les VI, la probabilité critique est de 0,101, ce qui conduit marginalement à accepter l'hypothèse nulle au seuil de 10%.

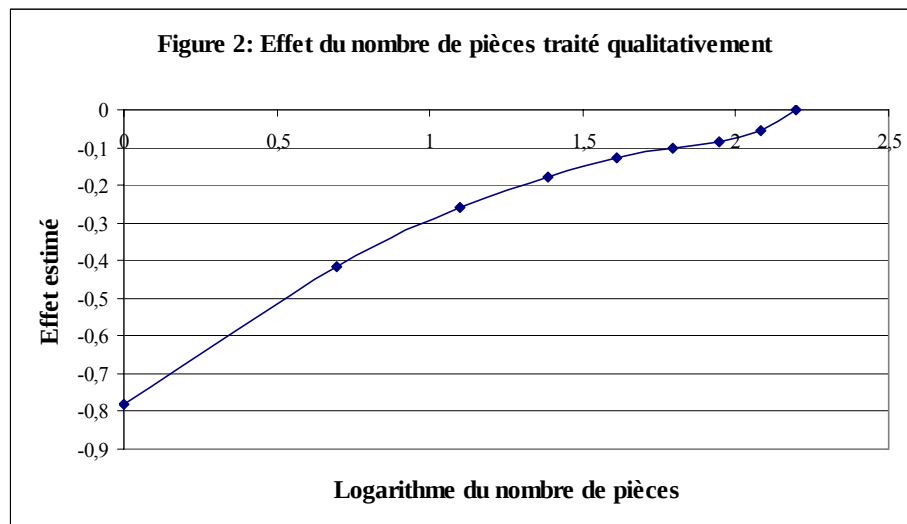
On a enfin introduit des variables croisant la surface du terrain et la vue sur les couverts de type végétal. D'après les MCO ces effets sont plutôt positifs, ce qui serait l'indication d'une complémentarité entre le terrain privatif et les couverts végétaux extérieurs ; mais les effets ne sont pas significatifs en général et les conclusions tirées de l'estimation par les variables instrumentales sont plus nuancées.

LES RESULTATS D'ESTIMATION SUR LES VARIABLES NON PAYSAGERES

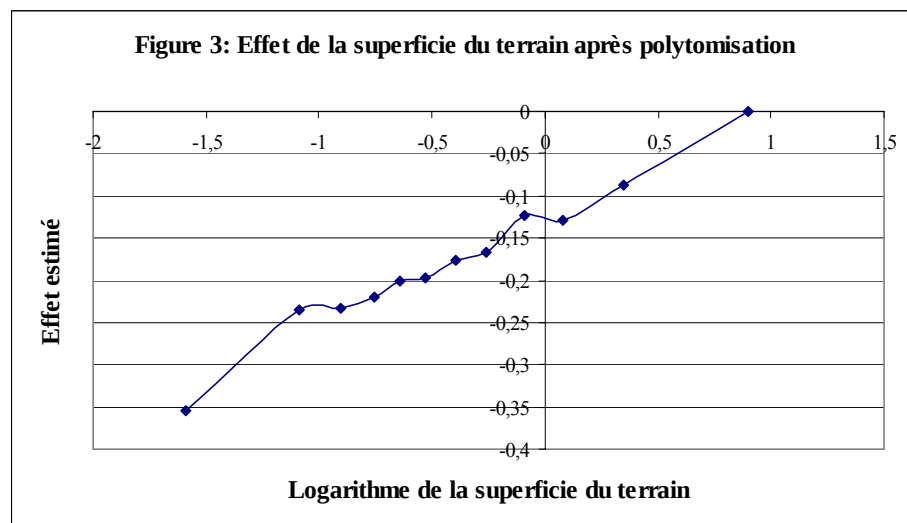
Bien qu'elles ne soient pas au centre de l'étude, on commentera brièvement l'effet estimé des variables non paysagères. On trouvera ces derniers dans le tableau 10 pour l'estimation par les moindres carrés ordinaires et dans le tableau 11 pour l'estimation par les variables instrumentales

Comme indiqué plus haut, les variables de taille (nombre de pièces et superficie du terrain) sont considérées comme des variables qualitatives et introduites sous forme logarithmique, avec une variable croisant nombre de pièces et superficie. Il y a deux raisons à ce choix. D'une part, la forme logarithmique est cohérente avec le fait que la variable expliquée est le logarithme du prix. D'autre part, cette spécification est plus parcimonieuse que le choix alternatif qui aurait consisté à traiter le nombre de pièces comme une variable qualitative et/ou à polytomiser la superficie du terrain en déterminant des tranches de taille. Ce traitement sous forme de variables qualitatives est certes plus souple, mais il multiplie le nombre de coefficients à estimer sur des variables susceptibles d'être endogènes, ce qui pose des problèmes importants lorsqu'on introduit des variables instrumentales.

On notera de plus que des essais faits sur la base des MCO montrent que le choix que nous avons fait ne donne pas des résultats très différents de ceux qu'on obtient avec un traitement sous forme de variables qualitatives. On trouvera ci-dessous (figure 2) la relation entre le logarithme du nombre de pièces et l'effet estimé quand le nombre de pièces est introduit sous forme d'une variable qualitative dont les valeurs vont de 1 à 7. On observe une relation presque linéaire qu'on peut traiter de manière satisfaisante en utilisant le logarithme du nombre de pièces.



De même, on trouvera figure 3 la relation entre le logarithme de la superficie du terrain et l'effet estimé après avoir polytomisé la superficie du terrain par tranches de 100 mètres carrés. Là encore, on observe une relation presque linéaire qu'on peut traiter de manière satisfaisante en utilisant le logarithme de la superficie du terrain.



D'après l'estimation par les MCO, tant l'élasticité du prix au nombre de pièces que l'élasticité du prix à la superficie du terrain sont faibles. Au point moyen (maison de 5 pièces sur un terrain de 800 mètres carrés, l'élasticité par rapport au nombre de pièces est proche de 0 tandis que l'élasticité par rapport à la superficie du terrain est d'environ 0,3. Les résultats de l'estimation par variables instrumentales sont assez différents, ce qui ne doit pas surprendre puisque ce sont ces variables qui ont été traitées de manière endogène. L'élasticité estimée par rapport au nombre de pièces reste proche de zéro dans l'aire urbaine et aux alentours de l'unité en périphérie. L'élasticité par rapport à la superficie est faible dans l'aire urbaine (aux alentours de 0,2) et un peu plus élevée en périphérie (aux alentours de 0,4).

Du côté des autres variables, on notera tout d'abord qu'il n'y a pas de différence de prix significative entre l'aire urbaine et la périphérie, d'après les MCO comme d'après les VI. La densité de salles de bain a l'effet positif attendu, significatif dans les deux estimations, avec un effet nettement plus important dans l'estimation par variables instrumentales qu'avec les MCO. Le nombre de niveaux influence peu le prix du logement une fois pris en compte le

nombre de pièces. Quand on les compare aux maisons construites après 1991, d'après les MCO, les maisons construites entre 1917 et 1969 subissent une forte décote, qui n'est significative que dans l'aire urbaine ; on ne retrouve pas cette décote dans l'estimation par les VI. La présence d'un parking ou d'un garage a un effet positif, qui toutefois n'est significatif que dans l'estimation par les MCO. A taille et localisation identiques, les terrains à bâtir seraient un peu moins chers que les maisons ; la différence n'est toutefois pas significative que pour l'aire urbaine. Les terrains achetés via un notaire seraient moins chers que les autres ; mais la différence, significative dans l'estimation par les MCO ne l'est pas avec les VI. Le fait que le vendeur soit occupant a également un effet positif sur le prix, significatif aussi bien dans le cas des MCO que dans celui des VI. Enfin, les variables de distance n'ont pas d'effet significatif sauf, dans l'estimation par les VI, la distance au centre villageois dans les communes périphériques, qui a un effet positif.

Tableau 10 : Effets estimés des variables non paysagères (MCO)

Variable	Zone	Modalité	Coefficient	Ecart-type	Student	Proba
Constante			0,6070	0,0680	8,93	0,000
log nombre pièces	Aire urbaine		0,1690	0,0214	7,90	0,000
log nombre pièces	Périphérie		0,1730	0,0179	9,63	0,000
log surface terrain	Aire urbaine		0,6690	0,0588	11,40	0,000
log surface terrain	Périphérie		0,3300	0,0542	6,09	0,000
log surf terr*log nb pièces	Aire urbaine		-0,2200	0,0385	-5,73	0,000
log surf terr*log nb pièces	Périphérie		-0,0054	0,0356	-0,15	0,880
Localisation aire urbaine			0,0274	0,1010	0,27	0,785
Densité salles de bain	Aire urbaine		0,2410	0,0522	4,61	0,000
Densité salles de bain	Périphérie		0,2300	0,0496	4,64	0,000
Nombre de niveaux	Périphérie	0	0,0686	0,0498	1,38	0,169
Nombre de niveaux	Périphérie	1	-0,0347	0,0225	-1,54	0,124
Nombre de niveaux	Périphérie	2	-0,0009	0,0138	-0,06	0,950
Nombre de niveaux	Périphérie	3	Référence			
Nombre de niveaux	Aire urbaine	0	-0,0341	0,0320	-1,07	0,287
Nombre de niveaux	Aire urbaine	1	-0,0551	0,0204	-2,70	0,007
Nombre de niveaux	Aire urbaine	2	-0,0206	0,0148	-1,39	0,165
Nombre de niveaux	Aire urbaine	3	Référence			
Dépendances	Périphérie	0	0,0397	0,0120	3,30	0,001
Dépendances	Périphérie	1	Référence			
Dépendances	Aire urbaine	0	0,0092	0,0105	0,87	0,382
Dépendances	Aire urbaine	1	Référence			
Annexes	Périphérie	0	-0,0070	0,0163	-0,43	0,666
Annexes	Périphérie	1	Référence			
Annexes	Aire urbaine	0	-0,0436	0,0138	-3,15	0,002
Annexes	Aire urbaine	1	Référence			
Epoque	Périphérie	<1850	0,1600	0,1410	1,13	0,259
Epoque	Périphérie	1850-1916	-0,0314	0,0290	-1,08	0,280
Epoque	Périphérie	1917-1949	-0,0621	0,0255	-2,44	0,015
Epoque	Périphérie	1950-1969	-0,0222	0,0137	-1,62	0,105
Epoque	Périphérie	1970-1980	0,0005	0,0121	0,04	0,970
Epoque	Périphérie	1981-1991	0,0070	0,0120	0,58	0,563
Epoque	Périphérie	>1991	0,0263	0,0131	2,01	0,044
Epoque	Périphérie	Inconnue	Référence			
Epoque	Aire urbaine	<1850	0,0924	0,0366	2,52	0,012
Epoque	Aire urbaine	1850-1916	0,0173	0,0248	0,70	0,484
Epoque	Aire urbaine	1917-1949	-0,0603	0,0174	-3,47	0,001
Epoque	Aire urbaine	1950-1969	-0,0383	0,0135	-2,83	0,005

La valeur économique des paysages des villes périurbanisées

Epoque	Aire urbaine	1970-1980	0,0165	0,0110	1,51	0,133
Epoque	Aire urbaine	1981-1991	0,0300	0,0124	2,42	0,016
Epoque	Aire urbaine	>1991	0,0196	0,0134	1,46	0,143
Epoque	Aire urbaine	Inconnue	Référence			
Nombre de parkings	Périphérie	0	-0,0545	0,0191	-2,86	0,004
Nombre de parkings	Périphérie	1	-0,0267	0,0171	-1,57	0,118
Nombre de parkings	Périphérie	2	Référence			
Nombre de parkings	Aire urbaine	0	-0,0568	0,0167	-3,40	0,001
Nombre de parkings	Aire urbaine	1	-0,0459	0,0152	-3,01	0,003
Nombre de parkings	Aire urbaine	2	Référence			
Année	Périphérie	2002	-0,0556	0,0166	-3,34	0,001
Année	Périphérie	2003	-0,0364	0,0150	-2,43	0,015
Année	Périphérie	2004	Référence			
Année	Aire urbaine	2002	-0,0659	0,0154	-4,28	0,000
Année	Aire urbaine	2003	-0,0470	0,0143	-3,28	0,001
Année	Aire urbaine	2004	Référence			
Terrain à bâtir	Périphérie	non	-0,0064	0,0135	-0,48	0,635
Terrain à bâtir	Périphérie	oui	Référence			
Terrain à bâtir	Aire urbaine	non	-0,0247	0,0145	-1,71	0,088
Terrain à bâtir	Aire urbaine	oui	Référence			
Type négociation		Particulier	-0,0039	0,0089	-0,44	0,662
Type négociation		Professionnel	0,0072	0,0073	0,99	0,325
Type négociation		Notaire	-0,0208	0,0099	-2,10	0,036
Type négociation		Inconnu	Référence			
Vendeur occupant			0,0551	0,0059	9,31	0,000
log distance village	Périphérie		0,0065	0,0052	1,24	0,214
log distance village	Aire urbaine		-0,0049	0,0046	-1,05	0,293
log distance acquéreur	Périphérie		0,0010	0,0008	1,15	0,250
log distance acquéreur	Aire urbaine		0,0014	0,0009	1,55	0,121
Renseignement commune			0,0556	0,0221	2,52	0,012

Tableau 11 : Effets estimés des variables non paysagères (VI)

Variable	Zone	Modalité	Coefficient	Ecart-type	Student	Proba
Constante			0,1220	0,3730	0,33	0,744
log nombre pièces	Aire urbaine		0,5180	0,1700	3,05	0,002
log nombre pièces	Périphérie		0,4100	0,1640	2,50	0,013
log surface terrain	Aire urbaine		0,8760	0,3210	2,73	0,006
log surface terrain	Périphérie		0,1910	0,3600	0,53	0,595
log surf terr*log nb pièces	Aire urbaine		-0,4150	0,2380	-1,75	0,081
log surf terr*log nb pièces	Périphérie		0,1250	0,2360	0,53	0,596
Localisation aire urbaine			-0,3700	0,7030	-0,53	0,598
Densité salles de bain	Aire urbaine		0,8190	0,2360	3,46	0,001
Densité salles de bain	Périphérie		0,5370	0,2850	1,88	0,060
Nombre de niveaux	Périphérie	0	0,2060	0,0929	2,21	0,027
Nombre de niveaux	Périphérie	1	0,1240	0,0681	1,83	0,068
Nombre de niveaux	Périphérie	2	0,0491	0,0286	1,72	0,086
Nombre de niveaux	Périphérie	3	Référence			
Nombre de niveaux	Aire urbaine	0	0,0246	0,0647	0,38	0,704
Nombre de niveaux	Aire urbaine	1	0,0303	0,0663	0,46	0,648
Nombre de niveaux	Aire urbaine	2	0,0158	0,0324	0,49	0,626
Nombre de niveaux	Aire urbaine	3	Référence			
Dépendances	Périphérie	0	0,0371	0,0164	2,27	0,024
Dépendances	Périphérie	1	Référence			
Dépendances	Aire urbaine	0	0,0184	0,0205	0,90	0,370

La valeur économique des paysages des villes périurbanisées

Dépendances	Aire urbaine	1	Référence			
Annexes	Périphérie	0	0,0223	0,0237	0,94	0,347
Annexes	Périphérie	1	Référence			
Annexes	Aire urbaine	0	-0,0463	0,0233	-1,99	0,047
Annexes	Aire urbaine	1	Référence			
Epoque	Périphérie	<1850	0,1490	0,1840	0,81	0,418
Epoque	Périphérie	1850-1916	0,0379	0,0507	0,75	0,455
Epoque	Périphérie	1917-1949	-0,0545	0,0365	-1,50	0,135
Epoque	Périphérie	1950-1969	-0,0120	0,0193	-0,62	0,535
Epoque	Périphérie	1970-1980	-0,0170	0,0173	-0,98	0,326
Epoque	Périphérie	1981-1991	-0,0222	0,0194	-1,14	0,253
Epoque	Périphérie	>1991	-0,0141	0,0234	-0,60	0,548
Epoque	Périphérie	Inconnue	Référence			
Epoque	Aire urbaine	<1850	0,1450	0,0559	2,59	0,010
Epoque	Aire urbaine	1850-1916	0,0627	0,0443	1,42	0,157
Epoque	Aire urbaine	1917-1949	-0,0442	0,0276	-1,60	0,109
Epoque	Aire urbaine	1950-1969	-0,0162	0,0237	-0,68	0,495
Epoque	Aire urbaine	1970-1980	0,0033	0,0190	0,17	0,863
Epoque	Aire urbaine	1981-1991	0,0203	0,0202	1,01	0,314
Epoque	Aire urbaine	>1991	-0,0059	0,0305	-0,20	0,846
Epoque	Aire urbaine	Inconnue	Référence			
Nombre de parkings	Périphérie	0	-0,0360	0,0263	-1,37	0,172
Nombre de parkings	Périphérie	1	-0,0072	0,0236	-0,31	0,760
Nombre de parkings	Périphérie	2	Référence			
Nombre de parkings	Aire urbaine	0	-0,0301	0,0326	-0,92	0,356
Nombre de parkings	Aire urbaine	1	-0,0386	0,0233	-1,65	0,099
Nombre de parkings	Aire urbaine	2	Référence			
Année	Périphérie	2002	-0,0467	0,0267	-1,75	0,081
Année	Périphérie	2003	-0,0288	0,0239	-1,20	0,229
Année	Périphérie	2004	Référence			
Année	Aire urbaine	2002	-0,0674	0,0201	-3,34	0,001
Année	Aire urbaine	2003	-0,0474	0,0185	-2,56	0,011
Année	Aire urbaine	2004	Référence			
Terrain à bâtir	Périphérie	non	-0,0075	0,0184	-0,40	0,686
Terrain à bâtir	Périphérie	oui	Référence			
Terrain à bâtir	Aire urbaine	non	-0,0366	0,0219	-1,67	0,094
Terrain à bâtir	Aire urbaine	oui	Référence			
Type négociation		Particulier	-0,0131	0,0132	-0,99	0,321
Type négociation		Professionnel	0,0070	0,0102	0,69	0,493
Type négociation		Notaire	-0,0218	0,0143	-1,52	0,130
Type négociation		Inconnu	Référence			
Vendeur occupant			0,0348	0,0088	3,95	0,000
log distance village	Périphérie		0,0169	0,0079	2,14	0,032
log distance village	Aire urbaine		-0,0068	0,0091	-0,75	0,452
log distance acquéreur	Périphérie		0,0004	0,0011	0,37	0,711
log distance acquéreur	Aire urbaine		0,0009	0,0013	0,67	0,506
Renseignement commune			0,0361	0,03	1,20	0,229

LES RESULTATS D'ESTIMATION AVEC LES VARIABLES AGREGÉES DE SECOND NIVEAU

RESULTATS GENERAUX

Vu le faible nombre de variables paysagères ayant des valeurs significativement différentes de zéro et le fait que, souvent, les variables correspondant à des types d'occupation du sol similaires ont le même signe, on a fait des estimations sur un deuxième niveau de regroupement dont le principe est de distinguer les grands types de couvert et deux plans, proche et lointain. Les grands types de couverts utilisés sont le bâti, l'agriculture qui regroupent les cultures et les prés, les espaces arborés qui regroupent les feuillus, les buissons et les résineux, les réseaux qui regroupent les routes et les voies ferrées.

On trouvera tableau 12 les statistiques générales mesurant la qualité de l'estimation faite avec de deuxième niveau de regroupement. On constate celle-ci est peu affectée par le passage à un niveau plus agrégé de description du paysage : le coefficient de détermination passe de 0,76 à 0,75 pour l'estimation par les MCO et de 0,59 à 0,58 pour les estimations par les variables instrumentales. De ce fait, on retrouve la forte différence de qualité de l'ajustement entre les MCO et les variables instrumentales.

Tableau 12 : Indicateurs généraux sur les estimations (variables paysagères agrégées de second niveau)

	MCO	VI
Nombre d'observations	1338	1338
Degrés de liberté	1218	1218
Somme des carrés des résidus	10,71	18,18
Variance estimée	0,00879	0,01493
Ecart-type estimé	0,094	0,122
Log-vraisemblance	1331,4	
Variance de la variable expliquée	0,032	0,032
Coefficient de détermination	0,75	0,58

On trouvera tableau 13 les résultats des tests d'autocorrélation et d'autorégression spatiales sur la base de l'estimation par les MCO. Comme dans les cas précédent, ces tests acceptent sans aucun doute possible l'hypothèse nulle de l'absence d'autocorrélation et d'autorégression spatiale.

Tableau 13 : Tests d'autocorrélation et d'autorégression spatiales (variables paysagères agrégées de second niveau)

Test	Statistique	Df	Probabilité
LM autoreg	0,04	1	0,85
LM autoreg robuste	1,46	1	0,23
LM autocor	2,51	1	0,11
LM autocor robuste	3,92	1	0,05
Moran	0,03	0	0,49
LM autoreg autocor	3,96	1	0,05

Dans la suite de cette section, nous présenterons les résultats des deux estimations, en nous intéressant aux seules variables paysagères, les estimateurs des variables non paysagères n'étant que très peu modifiés.

LES RESULTATS D'ESTIMATION SUR LES VARIABLES PAYSAGERES

On trouvera tableau 13 les résultats relatifs aux variables paysagères obtenus avec les moindres carrés ordinaires. Les résultats obtenus avec la méthode des variables instrumentales

figurent dans le tableau 14. Comme précédemment, pour faciliter la lisibilité des résultats, les coefficients sont calculés pour les variables exprimées en centaines de pixels. Globalement, que ce soit en variables instrumentales ou dans l'estimation par les MCO, on retrouve le fait que peu de variables paysagères ont des effets significatifs.

Plus dans le détail, d'après les MCO comme d'après les VI, les variables relatives au bâti ont en général un effet plutôt positif, sauf en périphérie en plans éloignés (au-delà de 1250 mètres). Cependant, aucun effet n'est significativement différent de zéro au seuil de 10%. L'effet positif qui était significatif entre 76 et 300 mètres dans l'estimation précédente est maintenant noyé dans les autres composantes.

Tableau 14 : Effets estimés des variables paysagères (MCO sur variables agrégées de second niveau)

Variable	Zone	Plan	Coefficient	Ecart-type	Student	Proba
Différence vue	Aire urbaine	0-75	0,2930	0,9860	0,30	0,766
Différence vue	Périphérie	0-75	-0,2700	1,0700	-0,25	0,800
Bâti	Aire urbaine	0-1200	0,1300	0,1080	1,20	0,229
Bâti	Périphérie	0-1200	0,1860	0,1260	1,47	0,142
Bâti	Aire urbaine	1201-40000	0,2170	0,6470	0,34	0,738
Bâti	Périphérie	1201-40000	-0,6360	0,9930	-0,64	0,522
Agriculture	Aire urbaine	0-1200	-0,0382	0,0221	-1,73	0,085
Agriculture	Périphérie	0-1200	0,0076	0,0162	0,47	0,638
Arborés	Aire urbaine	0-1200	0,0543	0,0993	0,55	0,584
Arborés	Périphérie	0-1200	-0,0690	0,1060	-0,65	0,515
Arborés, ouverts	Aire urbaine	1201-40000	-0,2260	0,1660	-1,36	0,175
Arborés, ouverts	Périphérie	1201-40000	-0,1170	0,1430	-0,82	0,413
Eau, lacs	Aire urbaine	0-40000	-0,3250	0,7780	-0,42	0,676
Eau, lacs	Périphérie	0-40000	0,5440	0,7050	0,77	0,441
Réseaux	Aire urbaine	0-40000	-0,0565	0,1780	-0,32	0,751
Réseaux	Périphérie	0-40000	-0,3160	0,1230	-2,56	0,011
Océan	Aire urbaine	0-1200	0,0266	0,0318	0,84	0,403
Océan	Périphérie	0-1200	0,1450	0,0331	4,39	0,000
Océan	Aire urbaine	1201-40000	0,0045	0,0696	0,06	0,949
Océan	Périphérie	1201-40000	0,0995	0,0415	2,40	0,017
Prés*surface	Aire urbaine	0-1200	0,0162	0,0244	0,67	0,506
Prés*surface	Périphérie	0-1200	-0,0310	0,0155	-2,00	0,046
Feuillus*surface	Aire urbaine	0-1200	0,1180	0,1390	0,85	0,398
Feuillus*surface	Périphérie	0-1200	0,0208	0,0868	0,24	0,811
Ouverts*surface	Aire urbaine	1201-40000	0,2740	0,1360	2,02	0,043
Ouverts*surface	Périphérie	1201-40000	-0,0066	0,0820	-0,08	0,936

Nota Bene : les coefficients en gras sont significativement différents de 0 au seuil de 1%. Les coefficients en gras et italiques sont significativement différents de 0 au seuil de 5%. Les coefficients en corps normal sont significativement différents de 0 au seuil de 10%. Les coefficients en petits caractères ne sont pas significativement différents de 0 au seuil de 10%.

Les coefficients sont calculés pour une centaine de pixels.

Du côté des variables relatives aux couverts végétaux, les VI indiquent maintenant plutôt des effets positifs, sauf pour l'agriculture dans la zone urbaine de Brest en deçà de 1250 mètres (effet qui est significativement négatif au seuil de 10%, avec un prix hédonique un peu inférieur à 1000 euros) et pour les espaces arborés et ouverts au delà de 1250 mètres en périphérie. Les MCO estiment des effets un peu plus fréquemment négatifs. Cependant, à part le cas signalé plus haut, aucun de ces effets n'est significativement différent de zéro au seuil de 10%. Il y a ici une divergence avec l'estimation précédente, où les effets étaient plutôt négatifs, en tous cas avec les MCO.

Les deux méthodes d'estimation s'accordent également pour estimer un effet négatif de la vue sur les eaux et lacs dans la zone urbaine de Brest et un effet positif en périphérie. Cependant, aucun des deux effets n'est significativement différent de zéro au seuil de 10%. La vue sur des réseaux a bien l'effet négatif auquel on peut s'attendre. Non significativement différent de zéro au seuil de 10% dans la zone urbaine de Brest, cet effet l'est en périphérie, au seuil de 5% d'après les MCO et de 10% d'après les VI. Les résultats sont ici parfaitement cohérents avec l'estimation antérieure.

L'effet estimé de la vue sur l'océan est positif. Il n'est significatif qu'en périphérie. Pour les premiers plans (moins de 1250 mètres) en périphérie, il l'est au seuil de 1% pour les MCO et au seuil de 5% avec les VI ; le prix hédonique correspondant est aux alentours de 1000 euros. Pour les plans éloignés (au-delà de 1250 mètres), il est significatif au seuil de 5% pour les MCO et il n'est pas significatif pour les VI. On retrouve là aussi des résultats cohérents avec ceux qu'on avait obtenu précédemment.

Tableau 15 : Effets estimés des variables paysagères (VI sur variables agrégées de second niveau)

Variable	Zone	Plan	Coefficient	Ecart-type	Student	Proba
Différence vue	Aire urbaine	0-75	0,2390	1,4200	0,17	0,866
Différence vue	Périphérie	0-75	-0,8630	1,5700	-0,55	0,583
Bâti	Aire urbaine	0-1200	0,1570	0,1540	1,02	0,309
Bâti	Périphérie	0-1200	0,2390	0,1680	1,42	0,156
Bâti	Aire urbaine	1201-40000	0,9370	0,8750	1,07	0,284
Bâti	Périphérie	1201-40000	-0,2340	1,3800	-0,17	0,866
Agriculture	Aire urbaine	0-1200	-0,0492	0,0299	-1,64	0,101
Agriculture	Périphérie	0-1200	0,0118	0,0237	0,50	0,620
Arborés	Aire urbaine	0-1200	0,1800	0,2110	0,86	0,393
Arborés	Périphérie	0-1200	0,0172	0,2020	0,08	0,932
Arborés, ouverts	Aire urbaine	1201-40000	0,0551	0,2870	0,19	0,848
Arborés, ouverts	Périphérie	1201-40000	-0,1790	0,2790	-0,64	0,520
Eau, lacs	Aire urbaine	0-40000	-1,1800	1,1900	-0,99	0,322
Eau, lacs	Périphérie	0-40000	0,2180	0,9800	0,22	0,824
Réseaux	Aire urbaine	0-40000	-0,1940	0,2470	-0,79	0,432
Réseaux	Périphérie	0-40000	-0,3140	0,1750	-1,79	0,073
Océan	Aire urbaine	0-1200	0,0164	0,0440	0,37	0,710
Océan	Périphérie	0-1200	0,1200	0,0476	2,53	0,012
Océan	Aire urbaine	1201-40000	0,0699	0,0937	0,75	0,456
Océan	Périphérie	1201-40000	0,0790	0,0571	1,38	0,167
Prés*surface	Aire urbaine	0-1200	0,0272	0,0494	0,55	0,583
Prés*surface	Périphérie	0-1200	-0,0488	0,0372	-1,31	0,189
Feuillus*surface	Aire urbaine	0-1200	-0,0966	0,5000	-0,19	0,847
Feuillus*surface	Périphérie	0-1200	-0,1190	0,3750	-0,32	0,751
Ouverts*surface	Aire urbaine	1201-40000	-0,0596	0,2850	-0,21	0,834
Ouverts*surface	Périphérie	1201-40000	0,0414	0,1690	0,24	0,807

Nota Bene : les coefficients en gras sont significativement différents de 0 au seuil de 1%. Les coefficients en gras et italiques sont significativement différents de 0 au seuil de 5%. Les coefficients en corps normal sont significativement différents de 0 au seuil de 10%. Les coefficients en petits caractères ne sont pas significativement différents de 0 au seuil de 10%.

Les coefficients sont calculés pour une centaine de pixels.

Quant aux variables croisant la superficie du terrain et la vue sur les couverts de type végétal, elles ont des effets ambigus. D'après les MCO, deux effets sont significativement différents de zéro au seuil de 5% : l'effet croisé avec les prés en périphérie, significativement négatif, et l'effet croisé avec les espaces arborés et ouverts lointains dans la zone urbaine de Brest,

significativement positif. Aucun effet n'est significativement différent de zéro au seuil de 10% dans l'estimation par les VI.

On trouvera tableau 16 les prix hédoniques estimés pour les quatre variables paysagères ayant un effet significatif au seuil de 10% (hors croisements, le prix hédonique pour un croisement n'ayant guère de sens). Ces prix hédoniques sont calculés pour une variation d'un écart-type de la variable concernée, à partir du prix moyen des transactions. La vue sur l'agriculture dans l'aire urbaine et la vue sur les réseaux en périphérie ont tous deux un effet négatif avec un prix hédonique du même ordre de grandeur, autour de -750 euros. La vue sur l'océan en périphérie a, en deçà de 1200 mètres, un prix hédonique positif autour de 1000 euros. Ce prix est réduit de moitié au-delà de 1200 mètres.

Tableau 16 : Prix hédoniques estimés pour une variation d'un écart-type, Euros

Variable	Zone	Plan	Estimation MCO	Estimation VI
Agriculture	Aire urbaine	0-1200	-734	-946
Réseaux	Périphérie	0-40000	-754	-750
Océan	Périphérie	0-1200	1155	956
Océan	Périphérie	1201-40000	630	500

L'INTRODUCTION DE VARIABLES SUR LA « VUE DU HAUT »

La faiblesse des résultats sur les variables paysagères nous a conduit, comme à Marseille, à essayer d'introduire des variables correspondant à la vue du haut dans une zone de 300 mètres autour de la transaction. L'hypothèse de base est la même : autant que le paysage vu du lieu où se trouve le bien qu'il acheté, l'utilisateur pourrait être sensible à l'ambiance générale dans laquelle se trouve ce bien. Or, cette ambiance générale n'est pas bien décrite par les variables paysagères, parce qu'elle comprend aussi bien des zones vues que des zones non vues.

Nous avons considéré six variables de vue du haut, correspondant chacune à un grand type d'usage du sol : le bâti, les espaces agricole (cultures et prés), les zones arborées (feuillus, buissons et résineux), les eaux et lacs, les réseaux (routes et voies ferrées) et l'océan. Dans tous les cas, ces variables sont peu corrélées entre elles et avec les variables paysagères.

On trouvera tableau 17 les statistiques générales mesurant la qualité de l'estimation faite en ajoutant ces six variables croisées, comme les autres, avec l'appartenance à la zone urbaine. On constate que l'effet d'ensemble de ces variables sur la qualité d'ajustement est très faible. Les coefficients de détermination sont inchangés, les sommes des carrés des résidus diminuent de manière marginale. Pour juger de la significativité globale des variables en vue du haut, on peut faire un test de Fisher-Snedecor. La valeur statistique de Fisher est de 1,23 pour les MCO et de 0,65 pour les VI. Avec 10 et 1208 degrés de liberté, on aboutit à des probabilités critiques de 0,26 dans le premier cas et 0,77 dans le second, qui conduisent sans ambiguïté à l'acceptation de l'hypothèse nulle que les variables en vue du haut n'ont pas d'effet significatif.

On ne poursuivra donc pas plus loin le travail sur ces variables.

Tableau 17 : Indicateurs généraux sur les estimations avec variables de vue du haut

	MCO	VI
Nombre d'observations	1338	1338
Degrés de liberté	1208	1208
Somme des carrés des résidus	10,60	18,08
Variance estimée	0,00877	0,01497
Ecart-type estimé	0,094	0,122
Log-vraisemblance	1338,2	
Variance de la variable expliquée	0,032	0,032
Coefficient de détermination	0,75	0,58

CONCLUSION

Les effets estimés des variables paysagères sur les transactions dans le pays de Brest sont, en règle générale, peu significatifs. Le seul effet un peu solide est un impact positif de la vue sur l'océan pour les transactions situées à l'extérieur de l'aire urbaine de Brest, avec une valeur hédonique aux alentours de 1000 euros pour une variation d'un écart-type en deçà de 1200 mètres et un prix hédonique diminué de moitié au-delà de 1200 mètres.

On peut s'interroger sur les raisons qui sont à l'origine de cette difficulté à faire apparaître des effets paysagers. La première qu'on peut invoquer a déjà été signalée dans le cas dijonnais : par rapport à une résolution de 7 mètres, la résolution de 25 mètres dégrade fortement la qualité de description des paysages et en conséquence la qualité des estimations faites sur la base de cette description. Cette raison n'est toutefois pas suffisante, car les estimations faites sur d'autres sites parviennent également à des résultats de meilleure qualité.

Un second facteur qui se rajoute au premier est la taille de l'échantillon. Celui de Brest est, de loin, le plus petit de tous ceux qui ont été utilisés. Or, plus l'échantillon est petit, plus il est difficile de faire ressortir les effets de variables quand ceux-ci sont relativement faibles. Ce second facteur se combine avec le précédent : a priori, plus la qualité de la description est faible, plus il faut un grand échantillon pour aboutir à des résultats.

On peut également s'interroger sur le fait que l'échantillon utilisé comporte essentiellement des maisons. Dans d'autres cas, notamment à Lyon et Besançon, les résultats étaient plutôt meilleurs avec les terrains qu'avec les maisons. Ce qui tient sans doute au fait que les maisons sont des biens beaucoup plus complexes à décrire que les terrains et que les lacunes éventuelles de cette description peuvent interagir avec les variables paysagères.

Enfin, comme évoqué plus haut, on peut s'interroger sur la capacité des variables paysagères disponibles à décrire telles quelles les structures du paysage. Il faudrait sans doute aller au-delà d'une utilisation directe de ces variables en les combinant pour faire ressortir des structures spécifiques ; on peut s'inspirer ici des travaux d'écologie du paysage.