Économie urbaine et espaces verts publics

Emmanuel Flachaire^a, Hubert Jayet^b, Lionel Ragot^{a,b}, et Jean-Philippe Tropéano^a CES, Université Paris 1 b Equippe, Universités de Lille

Janvier 2007^1

¹Nous remercions Ibrahim Ahamada et Marion Lubat pour leurs contributions aux travaux présentés dans le chapitre 3 de ce rapport ainsi qu'Hakim Hammadou pour son aide précieuse dans le traitement de la base de données.

Introduction : rente foncière et biens publics locaux

L'objectif de ce travail est de fournir des estimations de la valorisation des parcs et jardins publics par les usagers, cette valorisation étant mesurée par le montant du consentement à payer. Cette question rentre dans le cadre plus général de l'estimation du consentement à payer un bien public, qui est l'une des questions empiriques fondamentales de l'économie publique. En effet, l'absence de marché pour ces biens ne permet pas d'utiliser l'information fournie par les prix auxquels ils seraient vendus, puisqu'il n'y a pas de transactions directes sur un marché.

Les biens publics locaux présentent certaines spécificités qui permettent d'apporter une réponse à ce problème de la mesure du consentement à payer. Comme le rappellent J. Thisse et S. Scotchmer (1993)¹, la présence d'un bien public dans une ville s'accompagne de deux phénomènes spécifiques dus à la rareté de l'espace. D'une part, le bien public local procure un surplus qui dépend de la localisation des agents. Un agent profitera d'autant plus d'un bien public local qu'il habitera à proximité. La proximité peut dépendre de nombreux éléments comme par exemple l'efficacité des transports ou le coût d'opportunité du temps. D'autre part, la rareté de l'espace contraint nécessairement certains agents à résider à une plus grande distance de ce bien public local que d'autres agents. S'établit ainsi une certaine concurrence pour la terre entre les agents, l'espace disponible à proximité du bien public étant de meilleure qualité que l'espace plus lointain. Cette concurrence fait apparaître des différences de prix du sol selon la distance au bien public. Cette différence est susceptible de reflèter la disponibilité à payer le bien public.

C'est là une des intuitions majeures de l'économie publique locale. La concurrence pour la terre doit permettre au prix du sol de mesurer le consentement à payer les caractéristiques du sol et donc en particulier la qualité du bien public local. Plus précisément, les différences observées dans une ville entre prix du sol de parcelles localisées différemment ne doivent refléter qu'une variation des caractéristiques des localisations considérées et donc notamment la variation de qualité du bien public local. Les méthodes économétriques d'évaluation des biens publics, la plus connue étant la méthode hédonique, sont fondées sur ce principe. Cette introduction se propose donc dans un premier temps d'en présenter les fondements théoriques.

Dans la suite de cette introduction, nous présenterons brièvement le cadre théorique fondamental de formation de la rente foncière dans un espace urbain. Dans un deuxième temps, nous montrerons comment cette rente permet de mesurer le consentement à payer pour les biens publics locaux.

Le modèle urbain de référence

Considérons une ville monocentrique dans laquelle le centre concentre les emplois ou les commerces. Les logements disponibles sont uniformément répartis dans cette ville et sont supposés identiques. Cela permet de nous concentrer sur le seul impact de l'hétérogénéité de l'espace sur la rente foncière. On notera x la distance au centre.

¹Thisse J. et Scotchmer S. (1993), "Les implications de l'espace pour la concurrence", Revue Économique, n°4, Juillet, p653-669.

En plus des emplois ou des commerces situés au centre de la ville, un bien public local est également disponible aux différents points de cette ville. Ce bien public local est en quantité a(x) pour une localisation x. La distribution de ces biens publics locaux est a-priori quelconque. Ainsi une localisation se caractérise par la distance au centre ainsi que par les biens publics locaux disponibles à proximité.

Les préférences des agents sont définies sur les trois biens disponibles dans cette économie. En plus des logements et des biens publics locaux, un bien numéraire est accessible. Nous noterons donc a la quantité de bien public local, s la taille du logement choisi par l'agent et c la quantité de numéraire. Nous supposerons les logements parfaitement divisibles de sorte que s désigne indifféremment la taille du logement ou le nombre d'unités de terre consommées par l'agent. Nous considèrerons que les préférences des agents peuvent être représentées par une fonction d'utilité U(c,s,a).

Un agent est doté d'un revenu nominal R. Le coût de transport pour se rendre au centre supporté par un agent localisé en x dépend de la distance au centre ainsi que du revenu. Nous noterons un tel coût T(x,R). Ce coût croît avec $x:\frac{\partial T}{\partial x}>0$. On peut également supposer que le coût marginal de transport croît avec le revenu de l'agent : $\frac{\partial^2 T}{\partial x \partial R}>0$. En effet le temps de transport a également un coût d'opportunité qui croît avec la productivité de l'agent.

Supposons par ailleurs que cet agent dispose d'une utilité de réservation $\overline{u}(R)$. Cette utilité correspond à l'utilité que pourrait obtenir un agent de revenu R dans une autre ville.

Nous disposons de tous les éléments pour déterminer la fonction d'enchère foncière c'est à dire la fonction qui, en tout point de la ville donne le consentement maximal à payer d'un agent pour s'y localiser.

Formation de la rente foncière et évaluation du consentement à payer un bien public local

Nous noterons r(x, R) l'enchère foncière d'un agent disposant d'un revenu R pour une unité de terre localisée en x. Déterminons le niveau d'une telle enchère.

Supposons que le prix unitaire de la terre soit égal à r. Le programme dual du consommateur permet de déterminer la fonction de dépense de l'agent qui sera notée e(r, u, a). Il s'agit du niveau de dépense minimale permettant à l'agent de disposer d'un niveau d'utilité \overline{u} compte tenu du prix de la terre et du niveau de bien public local a.

On en déduit alors aisément le niveau maximal de rente qu'est prêt à payer un agent localisé en x et disposant d'un revenu R. Ce niveau de rente \overline{r} doit vérifier l'égalité suivante :

$$e(\overline{r}, \overline{u}, a(x)) = R - T(x, R) \tag{1}$$

On obtient alors une fonction implicite : $\overline{r}(x, R, \overline{u})$.

Afin de déterminer le niveau de cette enchère foncière, on peut préciser l'impact de la localisation sur cette fonction. La variation de l'enchère foncière avec la localisation x est donnée par l'expression suivante :

$$\frac{\partial \overline{r}}{\partial x} = -\frac{\frac{\partial T}{\partial x}}{s(\overline{r}, R, a(x))} + \frac{TMS_{c,a}}{s(\overline{r}, R, a(x))}a'(x)$$
(2)

où $s(\overline{r}, R, a(x))$ désigne la demande marshalienne d'unité de terre et $TMS_{c,a}$ désigne le taux marginal de substitution entre bien public local et numéraire.

Cette expression s'interprète aisément. La localisation a deux effets sur l'enchère foncière d'un agent. D'une part une augmentation de x se traduit par un éloignement du centre et donc d'une augmentation du coût de transport. Cette augmentation se traduit par une diminution du consentement à payer : l'augmentation du coût de transport induit une diminution égale du coût des unités de terre consommée. Par ailleurs une modification de la localisation induit une variation du niveau de bien public local. Le consentement à payer une unité de bien public local

en terme de numéraire est donné par définition par le taux marginal de substitution entre bien public local et numéraire. Si le niveau de bien public local diminue avec l'éloignement au centre (a'(x) < 0), une augmentation de x se traduit toujours par une baisse de l'enchère foncière. En revanche si le bien public local augmente avec l'éloignement au centre du fait, par exemple, de la présence d'un parc en périphérie, l'enchère foncière peut localement augmenter avec x.

La fonction $\overline{r}(x,R,\overline{u})$ donne l'enchère foncière d'une catégorie d'agents. On peut aisément imaginer une ville composée d'agents disposant de revenu différents voire même de préférences différentes. Dans ce cas, les fonctions d'enchères foncières diffèrent. Si les agents sont nombreux, la rente foncière d'équilibre, c'est-à-dire le prix de l'unité de terre d'équilibre est donnée par le maximum des enchères foncières : pour tout lieu, le prix d'équilibre correspond à l'enchère foncière la plus élevée en ce lieu. Remarquons à ce stade que c'est ce maximum des enchères foncières qui est observé par l'économètre. Ce dernier n'observe donc pas directement l'enchère foncière de chaque catégorie d'agent.

Nous avons précisé de quelle manière se forme la rente foncière dans une ville. Nous pouvons à présent montrer que le niveau de rente foncière permet de mesurer le consentement à payer un bien public local. En effet, pour une localisation dans la ville donnée (x), une variation du niveau de bien public local affecte le niveau de l'enchère foncière. L'effet d'une variation de a est le suivant:

$$\frac{\partial \overline{r}}{\partial a} = \frac{TMS_{c,a}}{s(\overline{r}, R, a)} \tag{3}$$

soit:

$$s(\overline{r}, R, a) \frac{\partial \overline{r}}{\partial a} = TMS_{c,a} \tag{4}$$

La variation marginale de la capitalisation foncière est égale à la valorisation marginale du bien public.

De la même façon, l'équation 2 peut se réécrire de la façon suivante :

$$\frac{\partial \overline{r}}{\partial x}s(\overline{r}, R, a(x)) = -\frac{\partial T}{\partial x} + TMS_{c,a}a'(x)$$

La méthode des prix hédoniques consiste à partir de cette dernière équation et à estimer la variation de la capitalisation foncière comme une fonction des distances aux différents biens publics locaux. Cela permet alors d'obtenir une estimation de la valorisation des biens publics.

Cette méthode a toutefois un défaut majeur. L'estimation n'est établie qu'à partir du maximum des enchères foncières des différents agents. Ce qui a deux conséquences. La première est que l'estimation du consentement à payer n'est valide que pour des variations marginales et pour le type d'acheteur qui est localisé à cet endroit. La seconde est que l'estimation est contingente à l'équilibre particulier dans lequel se trouve l'aire urbaine. Elle n'est donc correcte que si l'équilibre, et donc les localisations des agents restent inchangés à la suite d'une modification de la distribution du bien public dans la ville. Si au contraire une forte variation de bien public local amène une modification de l'équilibre et donc des choix de localisation, la nouvelle rente foncière correspond à l'enchère foncière d'un nouvel agent. L'estimation du consentement à payer réalisée à localisations inchangées risque d'être biaisée.

D'autres méthodes permettent de remédier à ce problème, en estimant directement les fonction d'enchère foncière. En procédant de cette façon, nous obtenons une estimation des préférences des différents agents. Cela devrait alors permettre une meilleure estimation du consentement à payer les biens publics locaux. C'est cette démarche que nous developpons dans les parties suivantes.

Dans le chapitre qui suit, nous utilisons une spécification particulière de la formation de l'équilibre urbain pour préciser les relations entre enchères foncière, rentes observées et localisation des agents et montrer comment les uns et/ou les autres permettent d'analyser la valorisation des biens publics par les agents. Une approche probabiliste de ce modèle fait la liaison avec les différentes méthodes économétriques qui peuvent être mobilisées pour évaluer le consentement

à payer pour les espaces verts publics. Le chapitre II présente les données disponibles pour cette étude. Dans le chapitre III nous utilisons la méthode des prix hédoniques pour mesurer l'influence des espaces verts sur les prix des logements et nous analysons plus particulièrement les effets de voisinage à l'aide des coordonnées spatiales. Dans le dernier chapitre (IV), après avoir présenté les fondements du modèle économétrique des enchères, nous estimons ce modèle, puis analysons les résultats obtenus en ayant le souci de les comparer à ceux obtenus avec la méthode des prix hédoniques dans le chapitre précédent.

Chapitre 1

Du modèle théorique aux modèles économétriques

1.1 Introduction

Dans ce chapitre, nous allons montrer comment on peut passer d'un modèle théorique de formation d'un équilibre urbain à des procédures économétriques d'estimations des paramètres de cet équilibre, permettant de mesurer les consentements à payer pour disposer de biens publics tels que les espaces verts. Nous allons pour cela largement utiliser une formulation particulière de l'équilibre urbain proposée au départ par Bayer, Mc Millan et Rueben $(2005)^1$. Il s'agit d'un modèle dans lequel les agents choisissent leur localisation en fonction des rentes foncières à payer, celles-ci étant déterminées à l'équilibre par l'égalisation en tout lieu de l'offre et de la demande. Cette dernière est elle-même influencée par les caractéristiques des lieux, déterminées à leur tour par les choix de localisation.

Nous utiliserons ce modèle pour montrer comment l'équilibre peut être analysé en mobilisant deux approches équivalentes : une approche primale où l'équilibre est défini à partir des choix de localisation des agents ; et une approche duale où il est défini à partir des enchères qu'ils formulent en tout lieu. Nous montrerons l'équivalence de ces deux approches dans deux contextes : d'abord un contexte déterministe où l'ensemble des déterminants de l'équilibre est observable ; puis un contexte probabiliste, où une partie des déterminants n'est pas observable, seule leur distribution de probabilité étant connue.

Cette approche probabiliste nous permettra de faire la liaison entre le modèle et les méthodes économétriques qui peuvent être mises en oeuvre et de comparer ces méthodes.

1.2 Le modèle du choix de localisation

Nous partons du modèle proposé par Bayer et alii (2005). Nous nous intéressons à une aire urbaine peuplée par des ménages occupant des logements. Le nombre de ménages occupant l'aire urbaine, K, est exactement égal au nombre de logements disponibles. Chaque ménage est décrit par un vecteur de R caractéristiques observables, $Z^i = \begin{bmatrix} z_1^i, ..., z_R^i \end{bmatrix}'$ pour le ménage i = 1, ..., K.

Les logements sont répartis en quartiers. Il y a L quartiers dans la ville. Chaque logement est décrit par trois types d'attributs :

1. Il y a d'abord un vecteur de N caractéristiques observables propres au logement, $X_h = [x_{h,1},...,x_{h,N}]'$ pour le logement h. Sans perte de généralité, et pour simplifier les notations qui vont suivre, on suppose que la distribution de chaque caractéristique est centrée, sa valeur moyenne dans la ville étant nulle : on n'utilise donc pas la superficie moyenne d'un

¹Bayer P., Mc Millan L. and Rueben K. (2005), "An Equilibrium Model of Sorting in an Urban Housing Market", NBER, Working Paper 10865.

logement, mais l'écart entre cette dernière et la superficie moyenne d'un logement dans la ville.

- 2. Il y a en second lieu un vecteur de caractéristiques sociales du quartier où se trouve le logement, \overline{Z}_h . Ces caractéristiques sont construites à partir des caractéristiques observables des habitants du quartier. Plus précisément, sans perte de généralité, pout tout logement h, on a $\overline{Z}_h = \left[\overline{z}_{h,1},...,\overline{z}_{h,R'}\right]'$ où, pour tout r = 1,...,R' < R, $\overline{z}_{h,r}$ est la moyenne des z_r^i pour les ménages habitant les logements du quartier où se trouve le logement h.
- 3. Le troisième et dernier attribut est la distance entre le lieu de travail du ménage i et le logement h, D_h^i .

Chaque ménage occupe un logement et un seul, avec des préférences représentées par une fonction d'utilité linéaire qui, pour le ménage i, est de la forme :

$$U^{i}(C,h) = \beta_{P}^{i}C + \beta_{X}^{i}X_{h} + \beta_{Z}^{i}\overline{Z}_{h} + \beta_{D}^{i}D_{h}^{i} + \xi_{h} + \varepsilon_{h}^{i}$$

où C est la dépense pour les biens de consommation autres que le logement et, pour j = P, X, Z, D,

$$\beta_j^i = \alpha_{0,j} + \sum_{r=1}^R \alpha_{r,j} z_r^i$$

où les $\alpha_{r,j}$, r=0,...,R, sont des vecteurs de dimension appropriée; et ξ_h et ε_h^i sont des termes aléatoires, indépendants les uns des autres. Cette formulation permet de rendre compte de l'hétérogénéité des logements (conséquence de la présence de caractéristiques inobservables) et des préférences des ménages. Les termes $\alpha_{0,j}$ correspondent à des préférences moyennes. Les $\alpha_{r,j}$, r=1,...,R, sont des termes d'interaction entre les caractéristiques observables du ménage et les attributs du logement. Le terme ξ_h représente la valorisation propre au logement h (due, en particulier, à des caractéristiques inobservables) par l'ensemble des ménages tandis que le terme ε_h^i représente la valorisation spécifique par le ménage i.

Le revenu du ménage i étant égal à Y^i , pour un logement de prix p_h , sa dépense en biens de consommation est $C = Y^{i} - p_h$, ce qui permet de réécrire l'utilité d'occuper le logement h au prix p_h sous la forme

$$V_h^i(p_h) = U^i(Y^i - p_h, h) = \beta_p^i Y^i + \beta_X^i X_h + \beta_Z^i \overline{Z}_h + \beta_D^i D_h^i - \beta_p^i p_h + \xi_h + \varepsilon_h^i$$
$$= W_h^i - \beta_p^i p_h + \varepsilon_h^i$$

avec $W_h^i = \beta_p^i Y^i + \beta_X^i X_h + \beta_Z^i \overline{Z}_h + \beta_D^i D_h^i + \xi_h$. Sachant que le logement qui maximise $U^i(Y^i - p_h, h)$ est également celui qui maximise $V_h^i(p_h)$, on utilisera par la suite cette dernière, qu'on appellera utilité d'occupation du logement h. En inversant $V_h^i(p_h)$, on peut définir la fonction d'enchère du ménage i pour le logement h:

$$p_h^i = P_h^i(V^i) = \frac{W_h^i - V^i + \varepsilon_h^i}{\beta_p^i}$$

Pour un niveau d'utilité d'occupation du logement V^i indépendant de h, l'agent i est prêt à payer $P_h^i(V^i)$ pour les caractéristiques du logement h.

1.3 Localisations d'équilibre et dualité : une approche déterministe

On considère dans cette section un modèle déterministe : les termes ε_h^i et ξ_h sont considérés connus et distincts. Il n'existe donc pas dans l'aire urbaine deux ménages identiques et deux logements identiques.

On examine dans un premier temps les choix de localisation des agents dans une approche primale et duale.

1.3.1 Choix de localisation et équilibre : approche primale

Dans l'approche primale (développée par Bayer et alii (2005)), chaque ménage choisit le logement qui maximise son utilité. En conséquence, le choix de localisation du ménage i est donné par la solution du programme suivant :

$$Max_hV_h^i(p_h)$$

Les solutions de ce programme pour chacun des ménages peuvent être résumées par une fonction H(i,p), où $p=(p_1,...p_K)$ est le vecteur des prix des logements. La fonction H(i,p) associe à tout ménage i le logement $h=H(i,p)=\arg\max_h V_h^i(p_h)$.

L'approche primale conduit à affecter des logements à des agents. Pour qu'il y ait équilibre, il faut qu'aucun logement ne soit affecté à deux ménages à la fois (avec pour corollaire, les ménages et les logements étant en nombre égal, que tout logement est le choix préféré d'un ménage). La condition d'équilibre du marché s'écrit alors $i \neq j \Rightarrow H(i,p) \neq H(j,p)$. On est donc conduit à la définition suivante de l'équilibre :

Definition 1: Le vecteur $p = (p_1, ...p_K)$ est un vecteur de prix d'équilibre si et seulement si $i \neq j \Rightarrow H(i, p) \neq H(j, p)$, où, pour tout i, $H(i, p) = \arg \max_h V_h^i(p_h)$. A l'équilibre, le ménage i occupe le logement h = H(i, p) et atteint le niveau d'utilité $V^i = V_{H(i, p)}^i(p_{H(i, p)})$.

1.3.2 Enchères et équilibre : approche duale

Dans l'approche duale, chaque logement est occupé par le ménage qui est le plus fort enchérisseur, c'est à dire qui a la disposition à payer la plus élevé pour ce logement, et le prix est égal à la disposition à payer. En conséquence, le prix p_h du logement h est la solution du programme suivant :

$$Max_iP_h^i(V^i)$$

Les solutions de ce programme peuvent être représentées par une fonction I(h,V), où $V=(V^1,...,V^K)$ est le vecteur des niveaux d'utilité atteints par chacun des ménages. La fonction I(h,V) associe à tout logement h le ménage i tel que $I(h,V)=\arg\max_i P_h^i(V^i)$.

L'approche duale conduit à affecter des agents à des logements. Pour qu'il y ait équilibre, il faut qu'aucun ménage ne soit le plus fort enchérisseur sur deux logements à la fois (avec pour corollaire, les ménages et les logements étant en nombre égal, le fait que tout ménage est le plus fort enchérisseur sur un logement). La condition d'équilibre du marché s'écrit alors $h \neq k \Rightarrow I(h,V) \neq I(k,V)$. On est donc conduit à la définition suivante :

Definition 2: Le vecteur $V = (V^1, ..., V^K)$ est un vecteur de niveaux d'utilité à l'équilibre si et seulement si $h \neq k \Rightarrow I(h, V) \neq I(k, V)$, où, pour tout h, $I(h, V) = \arg\max_i P_h^i(V^i)$. A l'équilibre, le logement h est occupé par le ménage i = I(h, V) à un prix $p_h = P_h^{I(h, V)}(V^{I(h, V)})$.

1.3.3 L'équivalence entre approches primale et duale

Conformément aux résultats généraux des théorèmes de dualité, les approches primale et duale sont équivalentes au sens où elles définissent les mêmes équilibres. Plus précisément, on a la proposition suivante :

Proposition 3 Soient $p = (p_1, ...p_K)$ un vecteur de prix d'équilibre (approche primale), h = H(i,p) la fonction d'affectation des ménages aux logements et $V = (V^1, ..., V^K)$ le vecteur des niveaux d'utilité atteints par les ménages, où pour tout $i, V^i = V^i_{H(i,p)}(p_{H(i,p)})$. Alors, V est un vecteur de niveaux d'utilité à l'équilibre (approche duale), avec pour fonction d'affectation des ménages aux logements la fonction I(h,V) inverse de H(i,p): si h = H(i,p), alors i = I(h,V). Réciproquement, soient $V = (V^1, ..., V^K)$ un vecteur de niveaux d'utilité à l'équilibre (approche

duale), i = I(h, V) la fonction d'affectation des ménages aux logements et p le vecteur des prix correspondant, où pour tout h, $p_h = P_h^{I(h,V)}(V^{I(h,V)})$. Alors, p est un vecteur de prix d'équilibre (approche primale), avec pour fonction d'affectation des logements aux ménages la fonction H(i,p) inverse de I(h,V)

La démonstration directe de ce résultat est simple et en éclaire bien le mécanisme. Soit p un vecteur de prix d'équilibre. Prenons un ménage i. Il maximise son utilité avec le logement H(i, p), où il atteint le niveau d'utilité

$$V^{i} = V^{i}_{H(i,p)}(p_{H(i,p)}) = W^{i}_{H(i,p)} - \beta^{i}_{p}p_{H(i,p)}$$

et sa disposition à payer pour ce logement est

$$P_{H(i,p)}^{i}(V^{i}) = \frac{W_{H(i,p)}^{i} - V^{i}}{\beta_{p}^{i}} = p_{H(i,p)}$$

Pout tout autre ménage $j \neq i$, la disposition à payer pour ce même logement est

$$P_{H(i,p)}^{j}(V^{j}) = \frac{W_{H(i,p)}^{j} - V^{j}}{\beta_{p}^{j}} = \frac{W_{H(i,p)}^{j} - W_{H(j,p)}^{j}}{\beta_{p}^{j}} + \frac{W_{H(j,p)}^{j} - V^{j}}{\beta_{p}^{j}} = \frac{W_{H(i,p)}^{j} - W_{H(j,p)}^{j}}{\beta_{p}^{j}} + p_{H(i,p)}$$

Mais, le ménage j maximisant son utilité pour le logement H(j, p), on a

$$V^{j} = V^{j}_{H(j,p)}(p_{H(j,p)}) = W^{j}_{H(j,p)} - \beta^{j}_{p} p_{H(j,p)} > V^{j}_{H(i,p)}(p_{H(i,p)}) = W^{j}_{H(i,p)} - \beta^{j}_{p} p_{H(i,p)}$$

et, après un calcul trivial

$$P_{H(i,p)}^{j}(V^{j}) = \frac{W_{H(i,p)}^{j} - W_{H(j,p)}^{j}}{\beta_{p}^{j}} + p_{H(i,p)} < p_{H(i,p)}$$

avec pour conséquence immédiate que le ménage i est le plus fort enchérisseur sur le logement h = H(i, p), d'où i = I(h, V). Les deux fonctions sont bien inverses l'une de l'autre, bijectives, avec pour corollaire que V est un vecteur de niveaux d'utilité à l'équilibre.

1.4 Localisations d'équilibre et équivalence des deux modèles : une approche probabiliste

Les termes aléatoires sont maintenant inconnus. Nous savons seulement que le vecteur à K^2 composantes $\epsilon = \left[\epsilon_h^i\right]_{h=1,\dots,K}^{i=1,\dots,K}$ est le résultat d'un tirage aléatoire dans une distribution de probabilité de cumulative π^2 A tout tirage du vecteur aléatoire ϵ , nous pouvons associer une solution d'équilibre caractérisée par le vecteur de niveaux de prix $p\left(\varepsilon\right)$ et la fonction $H(i,p\left(\varepsilon\right)\mid\varepsilon)$ qui répartit les logements entre les ménages ou, de manière équivalente, par le vecteur de niveaux d'utilité $V\left(\varepsilon\right)$ et la fonction $I(h,V\left(\varepsilon\right)\mid\varepsilon)$ qui répartit les ménages entre les logements.

On modifiera légèrement cette notation en utilisant la matrice

$$\Omega(\epsilon) = \left[\omega_h^i(\epsilon)\right]_{h=1,\dots,I}^{i=1,\dots,I}$$

telle que, pout tout couple (i, h),

$$\omega_{h}^{i}(\epsilon) = 1 \Leftrightarrow h = H(i, p\left(\varepsilon\right) \mid \varepsilon) \Leftrightarrow i = I(h, V\left(\varepsilon\right) \mid \varepsilon)$$

²Nous faisons implicitement l'hypothèse que, pour tout h, $\xi_h = 0$. Pour le modèle théorique, cette hypothèse n'est pas restrictive parce que, dans le terme aléatoire global, $\xi_h + \epsilon_h^i$, le partage entre les deux composantes n'est pas fixé.

$$\omega_h^i(\epsilon) = 0 \Leftrightarrow h \neq H(i, p(\epsilon) \mid \epsilon) \Leftrightarrow i \neq I(h, V(\epsilon) \mid \epsilon)$$

Les relations d'équilibre impliquent que Ω est une matrice de permutation, avec un élément et un seul égal à l'unité dans chaque ligne et dans chaque colonne, les autres étant tous nuls. En conséquence, Ω est bistochastique, la somme des éléments de chaque ligne et la somme des éléments de chaque colonne étant toutes deux égales à l'unité.

Dans un contexte aléatoire où ϵ n'est pas connu, il n'est plus possible de déterminer si le ménage i maximise son utilité en choisissant le logement h. Par contre, on peut calculer la probabilité de cet évènement,

$$\Pi_h^i = \Pr\{h = H(i, p(\varepsilon) \mid \varepsilon)\} = \Pr\{\omega_h^i(\epsilon) = 1\}$$

Sachant que, par définition, $h = H(i, p(\varepsilon) \mid \varepsilon) \Rightarrow \omega_h^i(\epsilon) = 1$ et que $h \neq H(i, p(\varepsilon) \mid \varepsilon) \Rightarrow \omega_h^i(\epsilon) = 0$, on a

$$\Pi_h^i = \Pr\left\{\omega_h^i(\epsilon) = 1\right\} = \int \omega_h^i(\epsilon) d\pi(\epsilon) = E(\omega_h^i)$$

Par construction, sachant comme noté plus haut que $\sum_h \omega_h^i(\epsilon) = 1$, on a

$$\sum_{h} \Pi_{h}^{i} = \int \left(\sum_{h} \omega_{h}^{i}(\epsilon)\right) d\pi(\epsilon) = \int d\pi(\epsilon) = 1$$

ce qui s'interprète comme le fait que, le ménage maximisant son utilité sur un logement et un seul, la somme des probabilités sur l'ensemble des logements est égale à l'unité. Mais, la condition d'équilibre s'écrivant $\sum_i \omega_h^i(\epsilon) = 1$, on a également

$$\sum_{i} \Pi_{h}^{i} = \int \left(\sum_{i} \omega_{h}^{i}(\epsilon)\right) d\pi(\epsilon) = \int d\pi(\epsilon) = 1$$

ce qui, dans le contexte de l'approche primale, signifie que la masse de la demande pour le logement h, mesurée par la somme des probabilités que chaque ménage soit occupant, est égale à l'offre de logement, qui est d'une unité.

De même, si l'on s'intéresse à l'approche duale, s'il n'est plus possible de déterminer si le ménage i est le plus fort enchérisseur pour le logement h, on peut calculer la probabilité de cet évènement,

$$\Pi_{h}^{i} = \Pr\left\{i = I(h, V(\varepsilon) \mid \varepsilon)\right\} = \Pr\left\{\omega_{h}^{i}(\epsilon) = 1\right\} = \int \omega_{h}^{i}(\epsilon) d\pi(\epsilon) = E(\omega_{h}^{i})$$

avec pour corollaire immédiat, comme plus haut, la double égalité

$$\sum_{i} \Pi_h^i = 1 = \sum_{h} \Pi_h^i$$

Dans le contexte de l'approche duale, la première égalité traduit le fait que, sachant qu'il y a toujours un plus fort enchérisseur, pour un logement déterminé la somme sur l'ensemble des ménages des probabilités que chacun d'entre eux soit le plus fort enchérisseur est égale à l'unité. Et la deuxième égalité est la condition d'équilibre, qui stipule que la demande de logement de chaque ménage i, égale à l'unité, est égale à l'offre à laquelle il fait face, mesurée par la somme sur l'ensemble des logements des probabilités qu'il soit le plus fort enchérisseur.

Derrière cette double égalité, valable aussi bien dans un contexte primal que dans un contexte dual, il y a un fait très simple : à l'équilibre, les événements pour lesquels le ménage i maximise son utilité sur le logement h et les événements pour lesquels, sur le logement h, le ménage i est le plus fort enchérisseur, sont les mêmes.

1.5 Du modèle théorique aux approches économétriques

1.5.1 L'analyse économétrique à partir de l'approche primale

Pour comprendre comment on peut déduire du modèle primal un modèle économétrique estimable, partons de la fonction d'utilité :

$$V_h^i(p_h) = \beta_p^i Y^i + \beta_X^i X_h + \beta_Z^i \overline{Z}_h + \beta_D^i D_h^i - \beta_p^i p_h + \xi_h + \varepsilon_h^i$$
$$= W_h^i - \beta_p^i p_h + \varepsilon_h^i$$

avec $W_h^i = \beta_p^i Y^i + \beta_X^i X_h + \beta_Z^i \overline{Z}_h + \beta_D^i D_h^i + \xi_h$ et, dans un premier temps, supposons que les coefficients β_j^i soient les mêmes pour tous les ménages : $\beta_j^i = \alpha_{0j}$. On a alors :

$$V_h^i(p_h) = \alpha_{0p}Y^i + \alpha_{0X}X_h + \alpha_{0Z}\overline{Z}_h + \beta_{0D}D_h^i - \beta_{0p}p_h + \xi_h + \varepsilon_h^i$$

= $\alpha_{0p}Y^i + \beta_{0D}D_h^i + \delta_h + \varepsilon_h^i$

οù

$$\delta_h = \alpha_{0X} X_h + \alpha_{0Z} \overline{Z}_h - \beta_{0p} p_h + \xi_h$$

regroupe les termes qui ne dépendent que du logement h.

Sachant que chaque ménage choisit le logement qui maximise V_h^i , on peut sans perte de généralité faire l'hypothèse que $\alpha_{0p}Y^i=0$, puisque pour un ménage donné ce terme est le même pour tous les logements qu'il compare et donc n'influence pas le choix qu'il fait. On a donc, pour tout ménage h, un modèle de choix qualitatif :

$$H(i) = \arg\max_{h} \alpha_{0X} X_h + \alpha_{0Z} \overline{Z}_h + \beta_{0D} D_h^i - \beta_{0p} p_h + \xi_h + \varepsilon_h^i$$

modèle qui, en faisant des hypothèses sur la distribution des termes aléatoires ξ_h et ε_h^i , est estimable en utilisant les méthodes économétriques usuelles d'estimation des modèles de choix. On peut également procéder en deux temps (ce que fait Bayer), en considérant d'abord δ_h comme un effet fixe, qu'on estime en utilisant le modèle de choix qualitatif, puis en estimant les paramètres du modèle en faisant la régression

$$\delta_h = \alpha_{0X} X_h + \alpha_{0Z} \overline{Z}_h - \beta_{0p} p_h + \xi_h$$

où ξ_h est considéré comme un terme aléatoire.

La prise en compte de l'hétérogénéité des β^i_j , ceux-ci étant maintenant égaux à $\beta^i_j = \alpha_{0,j} + \sum_{r=1}^R \alpha_{r,j} z^i_r$, ne modifie pas fondamentalement la procédure. Elle conduit à réécrire le modèle sous la forme

$$V_h^i(p_h) = \mu_h^i + \delta_h + \varepsilon_h^i$$

οù

$$\mu_h^i = \left(\sum_r \alpha_{rX} z_r^i\right) X_h + \left(\sum_r \alpha_{rZ} z_r^i\right) \overline{Z}_h + \left(\alpha_{0D} + \sum_r \alpha_{rD} z_r^i\right) D_h^i - \left(\sum_r \alpha_{rP} z_r^i\right) p_h$$

La présence du terme μ_h^i , qui est aléatoire, complique un peu la méthode économétrique, mais sans la modifier sur le fond.

Cette méthode a été proposée récemment par Bayer et *alii* (2005) et appliquée à l'agglomération de Los Angeles. Elle pose deux problèmes fondamentaux :

Elle repose sur des hypothèses de mobilité parfaite des ménages qui font problème. L'ensemble des ménages est supposé faire un choix avec un univers de choix qui comprend l'ensemble des logements. Ces hypothèses, qui sont celles du modèle standard d'économie

urbaine, sont peu crédibles. Le modèle serait sans doute adaptable à un contexte plus réaliste, avec à chaque période une fraction seulement des ménages qui sont mobiles et un univers de choix restreint aux seuls logement vacants. Mais il faudrait alors redessiner l'ensemble du modèle et de sa procédure d'estimation.

 Le modèle est extrêment exigeant en données, car il faut décrire l'ensemble des logements et l'ensemble des ménages, avec pour corollaire une grande lourdeur des procédures de calcul. Dans la plupart des cas, les données nécessaires ne sont pas disponibles.

Nous ne chercherons donc pas à emprunter cette voie dans la suite de notre travail. Nous développons dans la suite de cette étude des travaux économétriques fondés sur l'approche duale.

1.5.2 L'analyse économétrique à partir de l'approche duale

L'approche hédonique

L'approche hédonique part de la fonction de prix. Sachant que, à l'équilibre, chaque logement est occupé par le plus fort enchérisseur, la fonction de prix est l'enveloppe supérieure des fonctions d'enchère. On a, pour tout logement h,

$$p_h = \max_i P_h^i(V^i) = P_h^{I(h,V)}$$

avec pour conséquence que, pour tout attribut du logement à valeurs continues, x, son effet marginal sur le prix, appelé prix hédonique, est égal à son effet marginal sur l'enchère et donc à la disposition marginale à payer du ménage pour une variation de cet attribut :

$$\frac{\partial p_h}{\partial x} = \frac{\partial P_h^{I(h,V)}}{\partial x}$$

C'est, comme signalé en introduction, cette propriété qui est utilisée pour calculer la valorisation d'un bien public par les ménages qui en ont l'usage.

La méthode hédonique consiste, dans une première étape, à estimer la fonction de prix reliant le prix du logement à ses caractéristiques observables, qu'il s'agisse de ses caractéristiques internes ou de ses caractéristiques externes. Dans le contexte du modèle de Bayer et alii (2005), la première étape conduit à régresser le prix observé p_h pour chaque logement sur ses caractéristiques observables X_h et sur les caractéristiques sociales du quartier, \overline{Z}_h . Il faut noter que, la fonction de prix étant l'enveloppe supérieure des fonctions d'enchère, elle est intrinsèquement non linéaire. En conséquence, soit le prix, soit les caractéristiques, doivent entrer de manière non linéaire dans le modèle. En pratique, cela se traduit souvent par l'utilisation du logarithme du prix comme variable explicative, cet usage étant habituellement confirmé par les tests faits sur des modèles plus généraux (par exemple la transformation de Box et Cox).

Conformément à la remarque faite plus haut sur l'égalité entre prix hédonique et enchère marginale, les résultats de la première étape sont déjà utiles car permettant de calculer la valorisation marginale des biens publiques disponibles dans l'environnement du logement : le calcul du prix hédonique pour une configuration donnée des attributs permet d'estimer la disposition marginale à payer du ménage qui utilise le logement décrit par cette configuration d'attributs et, en agrégeant sur l'ensemble des ménages, on obtient la rente marginale.

Cette information reste cependant de portée limitée pour les deux raisons signalées en introduction. En premier lieu, même sans changement de la configuration spatiale, l'usage des prix hédonique cesse d'être valide pour des variations non marginales des attributs, car ces derniers induisent des variations non marginales le long de la fonction de prix, qui ne sont plus égales aux variations le long des courbes d'enchère correspondantes. En second lieu, les résultats obtenus sont contingents à la réalisation d'une équilibre spatial particulier, plus précisément aux niveaux d'utilité V^i qui définissent cet équilibre. Ils ne sont plus valides si on change d'équilibre. Les deux problèmes sont liés, comme noté en introduction, car toute variation non marginale des attributs induit un changement d'équilibre

Ces problèmes ont une origine commune : la fonction de prix qui est estimée en première étape n'est pas un élément de base du modèle, mais le résultat endogène de la détermination de son équilibre. Pour disposer d'une information utilisable dans un contexte de variations non marginales, il faut remonter vers les fondamentaux du modèle en estimant les fonctions d'enchères des ménages. C'est l'objet de la deuxième étape de la méthode hédonique. Celle-ci consiste à dériver, pour chaque logement et pour chaque caractéristique de ce dernier, la fonction de prix estimée en première étape pour obtenir une estimation des prix hédoniques et par ce biais des dérivées des fonctions d'enchères. On régresse ensuite ces prix hédoniques sur les attributs et sur les caractéristiques des ménages pour estimer les paramètres des fonctions d'enchères.

On peut facilement illustrer cette méthode avec le modèle de Bayer et alii (2005). La fonction d'utilité étant linéaire, on peut la normaliser en mettant l'utilité marginale du revenu à l'unité, ce qui revient à poser $\beta_p^i = 1$. On a alors

$$p_h^i = P_h^i(V^i) = W_h^i - V^i + \varepsilon_h^i$$

d'où

$$\frac{\partial P_h^i}{\partial X_h} = \frac{\partial W_h^i}{\partial X_h} = \beta_X^i$$

$$\frac{\partial P_h^i}{\partial \overline{Z}_h} = \frac{\partial W_h^i}{\partial \overline{Z}_h} = \beta_Z^i$$

En conséquence, le calcul des prix hédoniques estimés fournit, pour chaque ménage, des estimations de β_X^i et de β_Z^i . Sachant que, pour j=X,Z, on a

$$\beta_j^i = \alpha_{0,j} + \sum_{r=1}^R \alpha_{r,j} z_r^i$$

la régression des prix hédoniques estimés sur les valeurs Z_i du vecteur des caractéristiques des ménages permet d'estimer les paramètres $\alpha_{0,j}$ et $\alpha_{r,j}$.

En pratique, l'usage de la méthode hédonique, et en particulier de la seconde étape, pose de nombreux problèmes. Si la première étape néglige les caractéristiques des ménages occupant les logements, la deuxième en a besoin, et l'information n'est pas toujours disponible de manière satisfaisante. Plus important, les régressions des prix hédoniques estimés sur les caractéristiques des acquéreurs posent des problèmes économétriques importants car, le long de la courbe de prix qui caractérise le marché à l'équilibre, les ménages s'auto-sélectionnent en choisissant le meilleur compromis le long de cette courbe. En conséquence, les caractéristiques observées des ménages sont endogènes.

Les difficultés de la deuxième étape font que les études qui vont au delà de la première étape sont rares. Dans le chapitre III de cette étude, nous ne ferons pas exception, et nous nous contenterons de travailler sur la première étape.

L'approche par le modèle tobit généralisé

Le point de départ de l'approche par le modèle tobit généralisé est le même que celui de l'analyse hédonique. On part du fait que, à l'équilibre, le prix observé est l'enveloppe supérieure des fonctions d'enchère :

$$p_h = \max_i P_h^i(V^i) = P_h^{I(h,V)}$$

Cependant, à la différence de l'approche hédonique, on va chercher à estimer directement les fonctions d'enchère. On part de l'idée que la formule plus haut est celle d'un modèle à variables dépendantes limitées, dont les endogènes latentes sont, pour chaque logement h, les enchères

 $P_h^i(V^i)$. Les endogènes observables sont les caractéristiques de l'acquéreur I(h,V) et le prix payé par ce dernier, égal à son enchère, $p_h = P_h^{I(h,V)}$.

Cependant, dans l'état actuel des techniques économétriques, on ne sait pas utiliser les caractéristiques de l'acquéreur comme endogènes observables dès que ces caractéristiques prennent des valeurs dans un espace continu ou dans un espace discret avec un nombre important de valeurs. On simplifie alors le problème en faisant l'hypothèse que les ménages peuvent être validement décrits en les regoupant en catégories, le nombre de catégories étant limité. Les variables latentes sont alors la catégorie d'acquéreur et le prix.

Avec des ménages caractérisés par la seule catégorie q = 1, ..., Q à laquelle ils appartiennent, et en reprenant la simplification d'une utilité marginale du revenu égale à l'unité, pour tout j = X, Z, D et pour tout ménage i de la catégorie q, on a $\beta_j^i = \beta_j^q$. La fonction d'enchère d'un ménage i dans la catégorie q devient

$$P_h^i(V^i) = (\beta_X^q X_h + \beta_Z^q \overline{Z}_h + \beta_D^q D_h^q - V^i) + (\xi_h + \varepsilon_h^i)$$

ce qui conduit directement à un modèle de la famille tobit généralisée. Les détails techniques de formulation et d'estimation de ce modèle sont fournis au début du chapitre 4, qui le met en oeuvre.

L'avantage du recours à ce modèle est qu'il fournit directement une estimation des fonctions d'enchères, sans avoir besoin de passer par une étape intermédiaire avec l'estimation de la fonction de prix. Ceci tient au fait que la structure du modèle économétrique dérive directement de la structure du modèle économique qui lui sert de fondement. De ce fait, les caractéristiques de l'acquéreur sont traitées dès le départ comme une variable endogène, ce qui permet d'éviter la difficulté qu'on rencontre avec la deuxième étape de la méthode hédonique. Cet avantage a toutefois un prix. D'une part, on ne peut caractériser les acquéreurs que de manière sommaire, en les regroupant en un nombre relativement faible de catégories. D'autre part, dans l'état actuel des techniques économétriques, les hypothèses sur la structure des aléas ne peuvent qu'être simples (aléas indépendants les uns des autres) alors que la méthode hédonique est plus souple dans ce domaine.

Chapitre 2

Les données disponibles : les espaces verts et transactions immobilières de la ville de Brest

2.1 Les espaces verts

Un recensement complet des espaces verts de la Ville de Brest a été mené dans le cadre de cette étude. Ils sont au nombre de 37 dont 3 situés sur des communes limitrophes mais qui ont la particularité d'être à proximité de la ville de Brest et d'être fréquentés par les brestois (cf figure 2.1). Plus précisément, il s'agit du bois de Keroual sur la commune de Guilers, bois qui constitue l'espace vert le plus important avec près de 48 ha, du parc public du vallon de Stangala sur la commune de Guipavas (17 ha) et du petit moulin sur la commune de Bohars. Les grands espaces verts se trouvent naturellement en périphérie de la ville (parc du Larc'Hantel, le bois de Keroual et le parc public du vallon de Stangala).

On peut également remarquer sur la même figure (2.1) que les espaces verts sont relativement bien répartis sur l'ensemble du territoire de la commune de Brest. Cette abence de concentration est un élément indispensable pour la validité des estimations économétriques qui seront menées dans la suite de ce rapport.

L'ensemble de ces jardins, squares, parcs et bois publics fréquentés par les Brestois ont fait l'objet, sur place, d'un inventaire selon 7 thématiques devant définir les principales caractéristiques d'un espace vert :

- 1. Localisation dans la ville
- 2. Horaires d'ouverture
- 3. Environnement : Résidences individuelles ou collectives, commerces, bâtiments ou services publics ...
- 4. Type et qualité de l'aménagement : pelouses, jardins, arbres, infrastructures aquatiques ...
- 5. Equipements: bancs, aires de jeux pour enfants ou adolescents, kiosque, toilettes ...
- 6. Vue sur la mer
- 7. Surface.

L'annexe B présente l'ensemble de ces éléments pour chacun des parcs, ainsi que quelques photographies qui permettent au lecteur d'avoir un aperçu visuel de l'espace vert. Il faut noter que ce recensement effectué en 2005 intégre des espaces verts qui ne seront pas dans la base de données de l'étude économétrique puisqu'ils ont été aménagés à une date qui est postérieure à la constitution de la base de données immobilières. Il s'agit du jardin de l'académie de marine, du jardin des explorateurs, du belvédère du vernis et du parc de l'Éole.

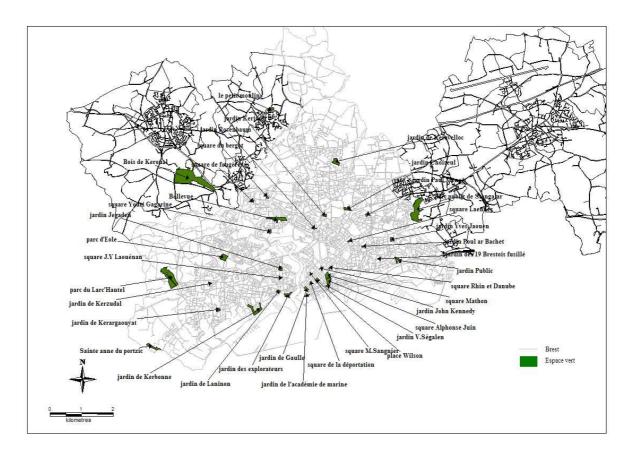


Fig. 2.1 – Localisation des espaces verts

2.2 Les autres données disponibles

En plus des données récoltées sur les espaces verts de la ville de Brest, nous disposons de trois sources de données principales pour notre étude : le fichier des hypothèques qui recense l'ensemble des actes notariés enregistrant les transferts de propriétés foncières qu'il s'agisse d'achats de successions ou de donnations, sur la période allant de 1991 à 1998, les données du recensement de 1990 portant sur les caractéristiques des résidences principales et des populations par îlots, et enfin une série de données relatives aux équipements de la ville de Brest au niveau de l'ilot (équipements scolaires, sportifs, sanitaires, de loisirs).

Un premier travail de modifications du fichier des mutations a été réalisé par Sabine Kazmierczak-Cousin (Kazmierczak-Cousin (1999)¹). Il a consisté à nettoyer la base de données en éliminant un certain nombre d'observations qui posaient un problème pour l'analyse : acquéreurs autres qu'un ménage accédant à la propriété (sociétés commerciales ou sociétés civiles immobilières) , actes rentrant dans le cadre de donnations ou de successions ou encore l'absence de variable essentielle à l'analyse. Nous n'avons pas retenu dans la base de données les transactions pour lesquelles la personne concernée ou les conditions juridiques de la transaction sont incompatibles avec la révélation de la disposition à payer de l'acquéreur. Nous avons utilisé ce fichier modifié et complété par les informations détaillées sur les espaces verts pour réaliser les études économétriques de ce rapport.

Nous mobilisons les données du recensement pour mettre en évidence les principales caractéristiques du parc de logements de la ville de Brest aisni que sa structuration sociale.

¹Kazmierczak-Cousin s. (1999), "L'évaluation des fonctions d'enchères des ménages : les agglomérations lilloise et brestoise", Thèse pour le Doctorat de Sciences Economiques, Université de Lille 1, décembre.

2.2.1 Les empreintes de l'Histoire sur l'urbanisme brestois

Nous utilisons dans cette partie descriptive un découpage de la ville de Brest en 15 quartiers (cf tableau 2.1 et figure 2.2), qui résulte d'une agrégation du découpage en 26 quartiers réalisé par l'ADEUPa (1997)². Cet organisme a partagé la ville en zones homogènes selon trois critères de dominante de peuplement : les catégories professionnelles typées (cadres ou ouvriers), les statuts d'occupation et les périodes de construction.

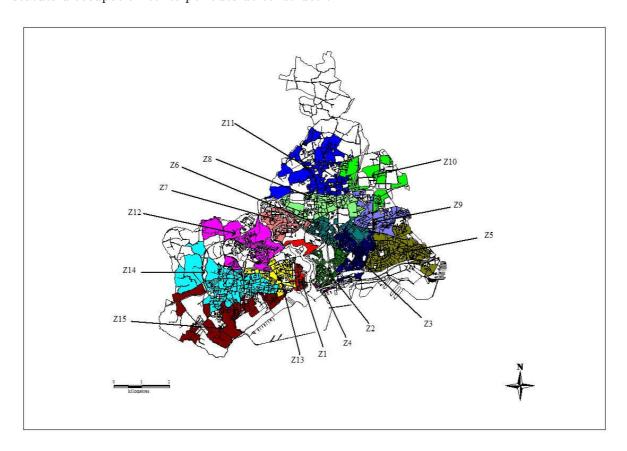


Fig. 2.2 – Découpage intra-urbain de la ville de Brest

Code du quartier	Localisation	Code du quartier	Localisation
Z1	L'Arsenal	Z9	Pen-ar-Creach
Z2	Centre reconstruit	Z10	Pontanezen
Z3	Centre ancien	Z11	Lambezellec
Z4	Le Port	Z12	Cavale Blanche
Z 5	Saint Marc	Z13	Recouvrance
Z6	Kerinou	Z14	Keranroux
Z7	Bellevue	Z15	Saint pierre
Z8	Keredern		

Tab. 2.1 – Localisation des quartiers

La carte de la figure 2.2 a été construite à partir de la base de données sur les transactions immobilières, ce qui explique que certains îlots (ceux qui sont en blanc) ne sont pas intégrés

²ADEUPa (1997), "la spécialisation sociale de l'espace urbain : une réalité nuancée", L'observatoire de l'habitat et de l'immobilier du Pays de Brest, n°27, décembre 1997.

dans le découpage en 15 quartiers. Il s'agit des îlots sur lesquels aucune transaction immobilière n'a été enregistrée durant la période considérée.

Comme de nombreuses autres villes françaises de la façade Manche/Atlantique, la ville de Brest a connu de nombreuses destructions au cours de la seconde guerre mondiale. Les chiffres qui suivent sont suffisants pour donner un aperçu rapide de l'ampleur des dégats : 4800 immeubles détruits, 3700 fortement endommagés sur un total à l'époque de 11700.

La reconstruction de la ville a été opérée sous la maîtrise d'ouvrage de la puissance publique, confrontée à la fois au relogement des personnes ayant perdu leur logement pendant la guerre et à la pression démographque du Baby-Boom. En 1990, près de 60% du stock de logements brestois avait été construit entre 1949 et 1974. Devant l'urgence de cette situation, la faiblesse des crédits et une certaine absence d'imagination la reconstruction s'est limitée au fonctionnalisme et à l'urbanisme sur dalle. On parla à l'époque d'un "style MRU" (Ministère de la Reconstruction et de l'Urbanisme), qui a consisté selon l'expression populaire à reconstruire la ville en béton et la recouvrir de zinc.

Tab. 2.2 – Répartition des logements selon leur date d'achèvement de construction

	avant 1949	entre 1949 et 1974	entre 1974 et 1981	après 1981
l'Arsenal	30%	58%	1%	11%
Centre reconstruit	14%	82%	1%	3%
Centre ancien	50%	43%	2%	5%
le Port	8%	83%	0%	7%
Saint Marc	25%	55%	11%	9%
Kerinou	28%	53%	11%	8%
Bellevue	1%	67%	30%	2%
Keredern	22%	51%	15%	12%
Pen-ar-Creach	4%	77%	14%	5%
Pontanezen	7%	43%	27%	23%
Lambezellec	12%	54%	20%	14%
Cavale Blanche	2%	6%	48%	44%
Recouvrance	16%	76%	6%	2%
Keranoux	19%	60%	14%	7%
Saint Pierre	20%	55%	17%	8%
Brest	21%	60%	12%	7%

Source: Recensement 1990

La ville de Brest a comme particularité d'avoir deux centres juxtaposés : le centre reconstruit et un centre ancien (cf tableau 2.2). Le centre ville reconstruit par J.B. Mathon comprend environ 6000 logements qui s'étendent de part et d'autre de la rue de Siam, dont 82% ont été construits entre 1949 et 1974 et moins de 14% sont antérieurs à la seconde guerre mondiale. Ce centre reconstruit commence à souffrir de l'obsolescence du bâti et du manque d'entretien par les propriétaires. Le centre ancien est composé à plus de 50% de logements construits avant 1949, suivi par le quartier de l'Arsenal (30%). Des quartiers excentrés comme Pontanezen et Cavale Blanche ont vu leur parc immobilier se transformer sensiblement après 1975 (50% des logements ont été construits après 1974 pour le premier et plus de 82% pour le second).

Cette brève description des éléments historiques va s'avérer utile car ils vont expliquer pour une bonne part la structuration du parc de logement brestois ainsi que la structuration sociale de la ville au début des années 90.

TAB. 2.3 – Répartition des ménages selon le statut d'occupation et le type de logement

	Loca	ataires	Propr	riétaires
	Collectif	Individuel	Collectif	Individuel
l'Arsenal	69%	1%	26%	4%
Centre reconstruit	60%	1%	37%	2%
Centre ancien	54%	2%	33%	12%
le Port	82%	0%	18%	0%
Saint Marc	28%	6%	18%	49%
Kerinou	42%	3%	30%	25%
Bellevue	65%	1%	29%	5%
Keredern	30%	6%	16%	49%
Pen-ar-Creach	50%	2%	32%	16%
Pontanezen	8%	7%	10%	75%
Lambezellec	20%	6%	10%	65%
Cavale Blanche	15%	6%	13%	66%
Recouvrance	52%	2%	28%	18%
Keranoux	41%	4%	21%	33%
Saint Pierre	22%	9%	12%	56%
Brest	47%	3%	26%	24%

2.2.2 La structuration de l'habitat brestois

Sur l'ensemble de la commune, près de 75% des logements sont des appartements dont plus de 65% sont en location (cf tableau 2.3). On retrouve pour la Ville de Brest des caractéristiques communes à la plupart des grandes villes : un centre composé essentiellement d'appartements occupés par des locataires et une périphérie caractérisée majoritairement par des propriétaires de maisons. Ainsi, les propriétaires sont plus nombreux en périphérie et occupent très majoritairement des maisons (75% du total à Pontanezen (Z10), 65% à Lambezellec (Z11) ou encore 66% à Cavale Blanche (Z12)), ils sont également relativement nombreux au centre ville mais occupent plutôt des appartements (37% pour le centre reconstruit (Z2) et 33% pour le centre ancien (Z3) contre 26% pour l'ensemble de la ville). Les locataires d'appartements consitutent la part la plus importante au centre et dans les quartiers proches du Port (82%), de Bellevue (65%), Pen-ar-Creach (50%) et Recouvrance (52%).

Comme on peut s'y attendre la part des logements de 3 pièces au plus est plus importante dans les quartiers du centre et proches du centre qui sont composés essentiellement d'appartements loués : environ 65% dans les deux centres, plus de 80% dans le quartier du Port, 72% à l'arsenal et un peu moins de 55% dans le quartier Recouvrance (cf. tableau 2.4). Inversement cette part est beaucoup plus faible dans les quartiers excentrés composés essentiellement de maisons comme Pontanezen ou Cavale Blanche (15% dans ces deux zones). Cette répartition des logements selon leur nombre de pièces est naturellement liée à l'indicateur nombre moyen de personnes par ménages. On observe ainsi un minimum de 1,69 personnes par ménages au Port, quartier composé à plus de 80% de logements de 3 pièces au plus; et un maximum de 3,49 à cavale Blanche composé à 85% de logements de plus de 3 pièces.

Tab. 2.4 – Nombre moyen de personnes par ménages et part des logements de 3 pièces et plus

	Nbre moyen de personnes	Part des logements de		
	par ménages	3 pièces au plus		
l'Arsenal	1,86	72%		
Centre reconstruit	1,92	65%		
Centre ancien	1,82	67%		
le Port	1,69	81%		
Saint Marc	2,44	40%		
Kerinou	2,24	49%		
Bellevue	2,47	48%		
Keredern	2,37	39%		
Pen-ar-Creach	2,43	41%		
Pontanezen	3,08	15%		
Lambezellec	2,80	25%		
Cavale Blanche	3,49	15%		
Recouvrance	2,13	54%		
Keranoux	2,55	39%		
Saint Pierre	2,76	29%		
Brest	2,30	49%		

Si on rentre un peu plus dans le détail, on peut constater que les logements ayant au plus 2 pièces (cf. tableau 2.5) sont relativement peu nombreux sur l'ensemble de la commune de Brest (24%) comparativement à la moyenne des villes de taille comparable, mais aussi et surtout en comparaison de la composition des ménages résidants à Brest, plus de 66% d'entre eux sont composés de mono-ménages ou de couples (cf. tableau 2.6).

Ce décalage actuel entre l'offre et la composition des ménages est particulièrement marqué dans les quartiers du centre et proches : 80% de ménages de 2 personnes au plus pour 38% de logements de 2 pièces au plus dans le centre ancien et respectivement 78% et 30% pour le centre reconstruit. Il s'explique assez simplement par le fait qu'une partie importante des logements a été contruite entre 1949 et 1975, période d'après guerre et du Baby Boom caractérisée plus par un besoin d'espace et de pièces que par la recherche d'un certain niveau de confort (ascenseurs ...). Les constructions de l'époque répondaient aux besoins des ménages de la période qui ne sont plus ceux d'aujourd'hui.

Les familles nombreuses (4 personnes et plus) se retrouvent proportionnellement en nombre important dans les quartiers excentrés que sont Lambezellec et Saint Pierre (plus de 30% des ménages), Pontanezen (près de 40%) et Cavale Blanche avec un maximum de 56%, alors que cette part sur l'ensemble de la commune de Brest est de 21%. Ces zones géographiques sont également et logiquement celles qui ont la part de logements de 6 pièces et plus la plus élevée avec respectivement : 20%, 18%, 18% et 23% contre 8% sur l'ensemble de la commune.

Tab. 2.5 – Répartition des logements selon le nombre de pièces

	1 pièce	2 pièces	3 pièces	4 pièces	5 pièces	6 pièces
						et plus
l'Arsenal	16%	27%	29%	20%	6%	2%
Centre reconstruit	7%	23%	36%	21%	9%	5%
Centre ancien	14%	24%	28%	21%	8%	5%
le Port	12%	24%	45%	16%	2%	0%
Saint Marc	5%	10%	25%	26%	20%	14%
Kerinou	10%	15%	24%	27%	16%	8%
Bellevue	7%	14%	28%	31%	16%	4%
Keredern	10%	12%	17%	26%	23%	12%
Pen-ar-Creach	4%	7%	29%	40%	14%	5%
Pontanezen	1%	5%	9%	30%	37%	18%
Lambezellec	6%	6%	13%	24%	31%	20%
Cavale Blanche	1%	5%	9%	20%	43%	23%
Recouvrance	4%	17%	33%	29%	12%	5%
Keranoux	4%	13%	22%	30%	22%	10%
Saint Pierre	6%	9%	14%	26%	27%	18%
Brest	8%	16%	26%	26%	16%	8%

Tab. 2.6 – Répartition des ménages selon le nombre de personnes les composant

	1	2	3	4	5	6
l'Arsenal	55%	26%	10%	6%	2%	1%
Centre reconstruit	50%	28%	11%	7%	3%	1%
Centre ancien	53%	27%	10%	7%	3%	1%
le Port	55%	28%	12%	4%	1%	0%
Saint Marc	31%	31%	15%	15%	5%	2%
Kerinou	38%	30%	15%	12%	5%	1%
Bellevue	31%	27%	18%	15%	7%	2%
Keredern	33%	31%	16%	13%	6%	1%
Pen-ar-Creach	32%	29%	17%	14%	6%	2%
Pontanezen	17%	23%	19%	24%	13%	4%
Lambezellec	24%	26%	17%	20%	10%	3%
Cavale Blanche	10%	15%	19%	34%	19%	3%
Recouvrance	40%	30%	14%	10%	4%	1%
Keranoux	29%	27%	17%	16%	7%	3%
Saint Pierre	26%	26%	17%	21%	8%	2%
Brest	38%	28%	14%	13%	6%	2%

Source: Recensement 1990

Pour conclure cette section consacrée à la structuration de l'habitat brestois, on peut remarquer (cf. tableau 2.7) que plus de 88% des logements brestois sont utilisés comme résidence principale et que la part destinée aux résidences secondaires est infime (1%); le reste consistant essentiellement en logements vacants (9%). Cette répartition se retrouve sans grande différence sur l'ensemble des quartiers, avec une part légérement plus importante de logements vacants dans les deux quartiers du centre et à l'Arsenal.

Tab. 2.7 – Usage des logements

	Résidences	Logements	Résidences	Logements
	principales	occasionnels	secondaires	vacants
l'Arsenal	76%	6%	1%	17%
Centre reconstruit	84%	4%	2%	11%
Centre ancien	82%	4%	1%	13%
le Port	79%	10%	2%	8%
Saint Marc	92%	1%	1%	6%
Kerinou	87%	3%	1%	8%
Bellevue	94%	2%	1%	4%
Keredern	92%	2%	1%	6%
Pen-ar-Creach	92%	1%	1%	6%
Pontanezen	96%	0%	0%	4%
Lambezellec	95%	1%	0%	4%
Cavale Blanche	95%	0%	1%	4%
Recouvrance	87%	3%	1%	9%
Keranoux	90%	2%	1%	8%
Saint Pierre	89%	2%	1%	8%
Brest	88%	3%	1%	9%

Source: Recensement 1990

Ces caractéristiques du parc de logements de la ville de Brest expliquent en grande partie la structuration sociale qui s'est opérée en son sein.

2.2.3 La structuration sociale de la ville de Brest

Historiquement les ouvriers se sont trouvés en part très importante sur la rive droite de la Penfeld, ce qui s'explique par la présence de l'Arsenal et le développement dans cette zone géographique des secteurs industriels sous le second empire. Aujourd'hui encore ces quartiers voient la part des ouvriers (augmentée des employés) nettement plus importante que sur l'ensemble de la commune avec 40% sur le quartier de l'Arsenal, 38% sur Recouvrance et preque 50% à Bellevue (contre 32% sur l'ensemble de la commune, cf. tableau 2.8). Si l'on se réfère à un indicateur de type nombre de cadres par ouvrier pour rendre compte de la spécialisation sociale, on constate de fortes disparités entre les quartiers. Ce ratio atteint un maximum dans le centre reconstruit (3,02), des valeurs élevées dans les quartiers Centre ancien, Saint Marc, Kerinou, Cavale Blanche et Saint Pierre (compris entre 0,8 et 1,05) et des niveaux particulièrement faibles dans les quartiers Recouvrance, Bellevue, Pen-ar-creach et Kereden (entre 0,22 et 0,13).

Les CSP utilisées sont dans l'ordre : les agriculteurs (agr) ; les artisans, commerçants et chefs d'entreprises (art) ; les cadres, professions intellectuelles supérieures (cadres) ; les professions intermédiares (prof. int) ; les employés (employ) ; les ouvriers (ouv) ; les retraités (retrait) ; les autres sans activité professionnelle (autres) et les élèves ou étudiants de 15 ans ou plus (étud).

Tab. 2.8 – Répartition des personnes de référence des ménages

	agr	art	cadres	prof int	employ	ouv	retrait	autres	étud
l'Arsenal	0%	4%	6%	10%	27%	13%	21%	11%	8%
Centre reconstruit	0%	5%	17%	13%	15%	5%	28%	8%	9%
Centre ancien	0%	4%	9%	13%	15%	11%	28%	10%	10%
le Port	0%	7%	11%	13%	10%	11%	34%	11%	3%
Saint Marc	0%	6%	13%	14%	12%	13%	32%	9%	2%
Kerinou	0%	4%	11%	17%	14%	13%	24%	6%	10%
Bellevue	0%	2%	5%	15%	26%	23%	15%	7%	7%
Keredern	0%	4%	6%	13%	9%	19%	27%	9%	14%
Pen-ar-Creach	0%	2%	5%	13%	18%	24%	25%	10%	3%
Pontanezen	0%	4%	7%	15%	24%	21%	23%	4%	0%
Lambezellec	1%	6%	12%	15%	11%	17%	29%	8%	1%
Cavale Blanche	0%	3%	16%	30%	17%	20%	11%	3%	1%
Recouvrance	0%	2%	5%	11%	20%	18%	31%	11%	2%
Keranoux	0%	4%	7%	15%	16%	19%	27%	10%	2%
Saint Pierre	0%	4%	15%	15%	17%	14%	27%	6%	2%
Brest	0%	4%	9%	14%	17%	15%	26%	9%	6%

2.2.4 Les transactions

Le fichier des mutations immobilières recense principalement deux catégories d'informations qui seront très utiles pour nos travaux économétriques : les caractéristiques des logements mutés et les caractéristiques des acquéreurs.

1. Les caractéristiques des logements

- Le type de logement (logement individuel ou logement en immeuble collectif).
- La taille du logement selon la nomenclature classique (Studio, T1, T1bis, T2 à T9 et plus).
- La surface du jardin par tranches de 100m².
- La localisation du logement dans la ville. Celle-ci est indiquée part le code de l'îlot où est localisé le logement.
- Le logement dispose-t-il d'un garage ou d'un parking?
- Le niveau de confort du logement selon quatre critères (confort total, partiel avec wc, partiel avec bain et logement sans confort).
- Le nombre de niveaux du logement (étages)
- L'état du bien selon trois critères (neuf, occasion ou rénové)
- L'année de la vente.
- le prix TTC en milliers de francs

2. Les caractéristiques des acquéreurs

- La profession de l'acquéreur.
- Son année de naissance.
- Le nombre d'actif dans le ménage acheteur.
- L'état civil de l'acquéreur (célibataire, marié, veuf, divorcé...)

Le fichier nettoyé selon les modalités expliquées précédemment comprend au total 12295 transactions.

Tab. 2.9 – Répartition des mutations

	Nbre	en %	Mutations par	Part de logement
	transactions	du total	ménage résident	de la zone dans
			et par an	le parc en 1990
			(pour 1000)	(en %)
l'Arsenal	548	4%	28	4%
Centre reconstruit	1529	12%	26	12%
Centre ancien	2515	20%	34	17%
le Port	25	0%	22	0%
Saint Marc	966	8%	22	8%
Kerinou	1074	9%	30	8%
Bellevue	787	6%	13	9%
Keredern	580	5%	17	5%
Pen-ar-Creach	1091	9%	20	8%
Pontanezen	192	2%	20	2%
Lambezellec	420	3%	15	4%
Cavale Blanche	390	3%	26	3%
Recouvrance	729	6%	12	8%
Keranoux	1083	9%	21	10%
Saint Pierre	366	3%	26	3%
Brest	12295	100%		100%

Source: Recensement 1990 et fichier des mutations

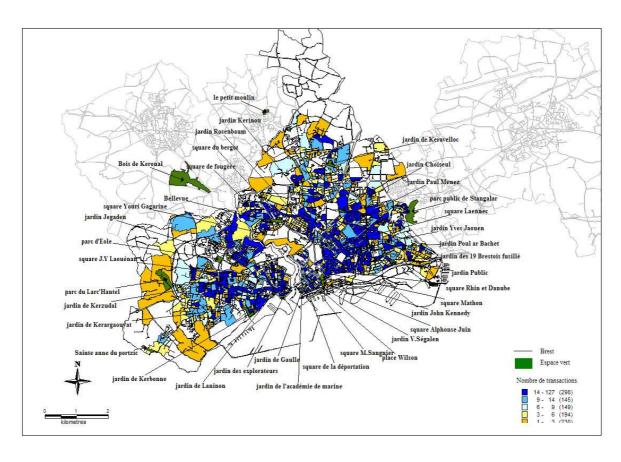


Fig. 2.3 – Nombre de transactions

Le tableau 2.9 est un bon indicateur de la qualité des données immobilières qui seront utilisées par la suite. En effet, on constate, premièrement, que les transactions sont réparties sur l'ensemble des 15 quartiers définis précédemment, avec bien évidemement quelques différences. En effet, les deux quartiers du centre concentrent un peu plus de 30% du total des transactions enregistrées sur la commune entre 1991 et 1998, ce pourcentage se situant entre 3% et 9% pour l'ensemble des autres quartiers, à l'exception du Port (légérement supérieur à 0%). Ces ordres de grandeurs, deuxièmement, reflètent quasiment à l'identique la part de logement des quartiers dans le parc immobilier en 1990. Ainsi, si effectivement un peu moins de 1 transaction sur 3 a été réalisée dans le centre (ancien et reconstruit), c'est tout simplement parce que ce secteur représente 30% du parc de logement de la ville de Brest (en 1990). De même, le parc de logement dans le quartier du Port est quasiment insignifiant en comparaison de l'ensemble du parc de la commune. Cette quasi similitude des pourcentages entre ces deux variables par quartier rend compte également de la vitalité du marché immobilier sur l'ensemble des quartiers brestois. Cette homogénéité géographique dans la dynamique du marché immobilier se retrouve dans l'indicateur mutations par ménage résident et par an (cf. tableau 2.9). Cet indicateur montre finalement que la situation du quartier du Port est très similaire à celles des autres quartiers de Brest. A noter, cependant, une relative atonie du marché immobilier sur les quartiers de Recouvrance et Bellevue (12 mutations pour 1000 ménages résidents et par an pour le premier et 13 pour le second, les deux valeurs les plus faibles de cet indicateur). Cette relative inertie pour ces deux quartiers peut s'expliquer par la part importante de logements HLM dans le parc de logements (respectivement 35% et 39%)

La carte de la figure 2.3 confirme, au niveau plus désagrégé des ilots, cette répartition des transactions immobilières recensées dans la base de données sur l'ensemble du territoire de la commune de Brest. Avec bien évidemment, une concentration dans les îlots qui ont un parc immobilier relativement important, c'est à dire ceux situés dans les centres anciens et reconstruits et dans les quartiers proches. Un peu moins de 300 ilots ont vu un nombre de transactions réalisées sur la période compris entre 14 et 147 (maximum). Le nombre d'îlots où les transactions ont été peu nombreuses sur l'ensemble de la période (entre 1 et 3) est du même ordre de grandeur, avec 230 îlots, qui sont situés généralement en périphérie de la ville.

Les caractéristiques des logements achetés

Sans grande surprise, les caractéristiques des logements mutés sont assez proches de celles de l'ensemble du parc pour un quartier donné (cf. tableau 2.10). On a remarqué précédemment que les quartiers du centre et proches avaient un parc essentiellent constitué d'appartements; les mutations dans ces quartiers portent donc essentiellement sur ce type de logements (89% pour le centre ancien, 98% des ventes pour le centre reconstruit et même 100% pour le quartier du Port, pour ne citer que ceux-là). A l'inverse, les quartiers périphériques, abritant principalement des maisons individuelles, sont les quartiers qui recensent le plus de transactions sur les maisons (60% du total des transactions à Lambezellec, 62% à Pen-ar-Creach et 66% à Pontanezen). Les ventes de maison avec un terrain relativement important sont concentrées dans ces quartiers périphériques.

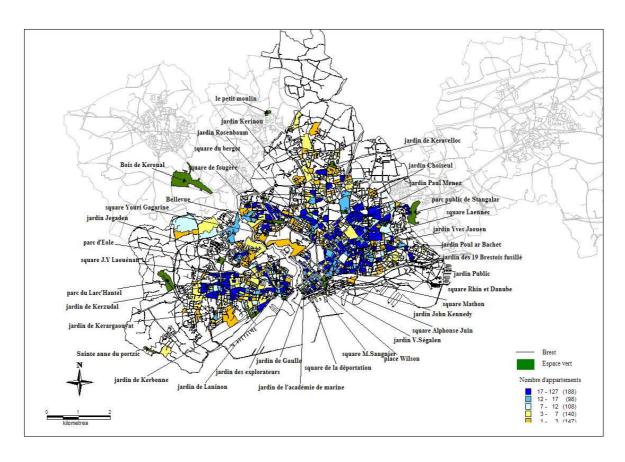
Tab. 2.10 – Répartition des logements mutés selon le type de logement, la surface du jardin

	Appartement	Maison						
	Total	Sans jardin Avec jardin (en m² environ)					Total	
			100	200	300	400	500	
l'Arsenal	95%		4%	1%				5%
Centre reconstruit	98%		2%					2%
Centre ancien	89%	1%	8%	1%	1%		0%	11%
le Port	100%							
Saint Marc	53%	4%	19%	13%	7%	2%	2%	47%
Kerinou	75%	2%	16%	5%	1%	1%		25%
Bellevue	96%	1%	2%				1%	4%
Keredern	57%	4%	20%	13%	3%	2%	1%	43%
Pen-ar-Creach	87%		6%	5%	1%	1%		13%
Pontanezen	38%		22%	28%	12%		1%	62%
Lambezellec	34%	6%	23%	25%	7%	4%	1%	66%
Cavale Blanche	40%	1%	23%	27%	7%	1%	1%	60%
Recouvrance	80%		12%	5%	2%	1%		20%
Keranoux	68%	2%	1'%	11%	3%	1%	1%	32%
Saint Pierre	48%	2%	19%	16%	9%	3%	3%	52%
Ensemble	77%							23%

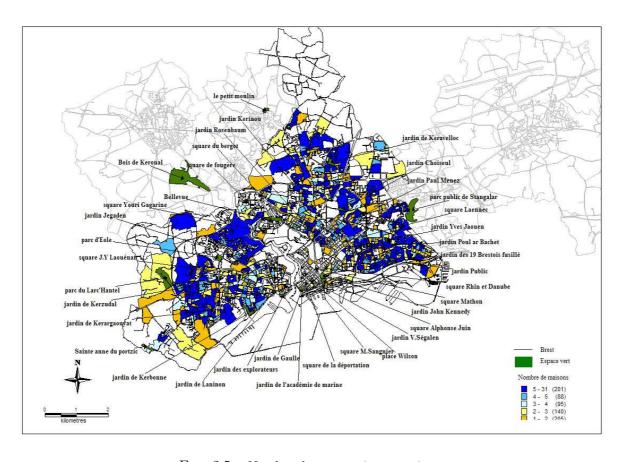
Source: Fichier des mutations

Ces caractéristiques sont représentatives de la moyenne des villes d'envergure comparable à Brest.

On retrouve visuellement ces résultats au niveau plus désagrégé des îlots sur les figures 2.4 et 2.5. Si l'on s'intéresse aux ventes d'appartements (figure 2.4), on s'aperçoit que les îlots où les ventes ont été importantes sont très majoritairement situés à proximité du centre. En ce qui concerne les ventes de maisons (figure 2.5), ces mêmes îlots sont beaucoup plus excentrés. Cependant, on remarquera que des transactions pour ces deux types de logements ont été réalisées dans quasiment chaque îlots donc à proximité de l'ensemble des espaces verts de la ville de Brest.



 $Fig.\ 2.4-Nombre\ de\ transactions\ \text{-}\ appartements$



 $Fig.\ 2.5-Nombre\ de\ transactions\ \text{-}\ maisons$

Cette similitude entre le parc existant et les mutations se retrouve au niveau de la répartition des logements selon le nombre de pièces (cf tableaux 2.11 et 2.5). Les pourcentages entre ces deux tableaux, que ce soit pour la ville de Brest dans son ensemble, ou pour chaque quartier pris isolément, sont quasiment identiques. Sur l'esnemble de la période considérée, il n'y a pas eu de transformation du marché immobilier qui se serait manifestée par une sur-représentation d'un certain type de logement dans les ventes par rapport au stock existant.

Tab. 2.11 – Répartition des logements mutés selon le nombre de pièces

	stud.	T1	T1	T2	Т3	T4	T5	T6	T7	T8	Т9
			bis								
l'Arsenal	8%	13%	5%	26%	27%	16%	4%	0%	0%	0%	0%
Centre reconst.	3%	7%	1%	26%	35%	18%	8%	2%	1%	0%	0%
Centre ancien	5%	13%	2%	22%	28%	19%	7%	3%	1%	0%	0%
le Port	0%	12%	0%	36%	48%	0%	4%	0%	0%	0%	0%
Saint Marc	3%	5%	1%	9%	25%	24%	20%	7%	3%	1%	1%
Kerinou	3%	5%	1%	14%	25%	29%	15%	4%	2%	0%	1%
Bellevue	2%	5%	1%	15%	28%	30%	17%	1%	1%	0%	0%
Keredern	7%	6%	4%	13%	15%	25%	20%	7%	2%	1%	0%
Pen-ar-Creach	0%	3%	0%	5%	27%	49%	12%	2%	1%	0%	0%
Pontanezen	2%	2%	0%	6%	6%	32%	30%	16%	6%	0%	0%
Lambezellec	3%	3%	0%	7%	16%	24%	28%	12%	5%	0%	1%
Cavale Blanche	0%	2%	1%	5%	8%	27%	38%	14%	4%	0%	0%
Recouvrance	2%	5%	1%	16%	29%	28%	11%	6%	2%	1%	0%
Keranoux	2%	6%	1%	12%	22%	30%	19%	5%	1%	1%	1%
Saint Pierre	2%	5%	2%	11%	16%	26%	23%	8%	3%	3%	1%
Ensemble	3%	7%	2%	16%	26%	26%	14%	4%	2%	1%	0%

Source: Fichier des mutations

On doit néanmoins pondéré quel que peu notre propos précédent à la lecture du tableau 2.12. On constate en effet, que plus le quartier est excentré et plus la part de logements neufs dans les ventes est élevée. Elle atteint 32% à Lambezellec, 34% à Pontanezen et pratiquement une vente sur deux à Cavale Blanche (44%). On a vu précédemment qu'il s'agissait également des quartiers pour lesquels les mutations portaient essentiellement sur des maisons avec jardin. Il s'agit d'un élément moteur de la plupart des marchés immobiliers des grandes villes : la construction de maisons neuves avec jardin et disposant d'un garage, en périphérie.

La faiblesse de cette base de données est l'absence d'information concernant le nombre de m^2 des logements mutés. Il n'est ainsi pas possible de définir le prix des transactions au m^2 . Nous avons bien évidemment le prix en fonction du type de logement (studio, T1, T2 ...). Nous pourrons donc, dans les estimations économétriques, contrôler le prix en fonction du type de logement, mais pas en fonction du nombre de m^2 . Nous ne présentons pas en détails les prix moyens des logements mutés, ou le prix moyen des ventes d'appartement ou de maison. Cependant, que ce soit au niveau agrégé ou par type de logement (maison versus appartement), ce prix moyen est généralement d'autant plus élevé que la transaction s'est réalisée dans un îlot relativement excentré par rapport au centre. Ce résultat s'explique assez simplement par le fait (comme nous l'avons montré précédemment) que plus l'îlot était excentré et plus la taille du logement (que ce soit un appartement ou une maison) était importante, donc son prix. Ainsi,

Tab. 2.12 – Proportion de logements neufs et de logements anciens, avec garage et parking

	Logement neuf	Logement ancien	Un garage	Un parking
l'Arsenal	7%	70%	10%	3%
Centre reconstruit	6%	73%	9%	1%
Centre ancien	5%	74%	10%	3%
le Port	0%	72%	11%	6%
Saint Marc	22%	60%	43%	17%
Kerinou	18%	66%	27%	26%
Bellevue	28%	60%	6%	32%
Keredern	28%	57%	37%	17%
Pen-ar-Creach	17%	66%	19%	14%
Pontanezen	34%	51%	59%	16%
Lambezellec	32%	50%	57%	12%
Cavale Blanche	44%	43%	64%	18%
Recouvrance	14%	65%	23%	15%
Keranoux	20%	64%	31%	15%
Saint Pierre	23%	76%	53%	5%

Source: Fichier des mutations

le prix moyen des transactions atteint la valeur de 483.000 francs (TTC) à Pontanezen (le maximum) et 449.000 francs à lambezellec, contre 182.000 francs à l'Arsenal (le minimum) et 226.000 francs dans le quartier du Port.

Les caractéristiques des acquéreurs

Les résultats concernant l'âge moyen et la situation familliale des acquéreurs sont relativement classiques pour une zone urbaine comme Brest : l'acquéreur type est une personne d'environ 40 ans qui vit en couple, mariés ou non (cf. tableau 2.13). Sur l'ensemble de la commune les ménages accédant à la propriété sont des couples à 58% (52% marié et 6% concubin), des célibataires à 28% ou des divorcés ou veufs à 14% (10% divorcé et 4% veuf). On constate également dans ce même tableau des disparités entres les quartiers centraux et du bord de la rade par rapport aux autres quartiers. La part des divorcés et célibataires est plus importante que la moyenne dans les premiers et inversement pour les seconds. On retrouve une caractéristique habituelle qui veut que les couples, souvent avec enfants, achètent les maisons en périphérie, tandis que les personnes seules (divorcés ou veufs) préfèrent acquérir un petit appartement à proximité du centre et de ses activités. A titre d'exemple, la part des acquéreurs mariés représente plus de 65% de l'ensemble des acquéreurs dans le quartier de Pontanezen contre 38% dans la zone du Port, alors que la part des célibataire est respectivement de 15% et 33%.

Si l'on s'intéresse maintenant à la répartition des ménages accédants à la propriété selon le nombre d'actifs, les résultats sont à mettre en parallèle avec ceux obtenus précédemmment. En efet, les quartiers centraux et proches, caractérisés par une part élevée d'acquéreurs célibataires, sont également, et sans surprise, ceux dont la part de ménages accédants à la propriété composés d'un seul actif est la plus élevée. Inversement, les quartiers excentrés, où les acquéreurs sont très majoritairement des couples, sont également marqués par l'importance des ménages bi-actifs. Cette caractéristique des acquéreurs dans les quartiers périphériques n'est pas sans influencer

Tab. 2.13 – Âge moyen et répartition des acquéreurs selon leur situation familiale

	Âge moyen	Situation familiale						
		Marié	Célibataire	Concubin	Divorcé	Veuf		
l'Arsenal	39	47%	35%	3%	11%	3%		
Centre reconstruit	45	56%	25%	3%	9%	6%		
Centre ancien	40	49%	32%	6%	10%	4%		
le Port	42	38%	33%	4%	17%	8%		
Saint Marc	41	52%	25%	8%	10%	5%		
Kerinou	41	52%	28%	7%	10%	3%		
Bellevue	41	53%	28%	3%	10%	5%		
Keredern	41	56%	26%	6%	8%	4%		
Pen-ar-Creach	41	45%	30%	8%	11%	6%		
Pontanezen	38	66%	15%	9%	6%	4%		
Lambezellec	41	63%	18%	7%	7%	5%		
Cavale Blanche	38	64%	16%	10%	8%	2%		
Recouvrance	40	48%	29%	6%	12%	5%		
Keranoux	38	51%	29%	7%	9%	4%		
Saint Pierre	37	63%	20%	8%	7%	2%		
Ensemble	-	52%	28%	6%	10%	4%		

Source: Fichier des mutations

la demande et l'utilisation des équipements et services publics et par là même influencer les enchères foncières de ces ménages.

Enfin le dernier indicateur concernant les caractéristques des acquéreurs, leur répartition selon la catégorie professionelle, montre une certaine homogénéité géographique. Il n'y a pas de grandes disparités entre les quartiers. Sur l'ensemble de la commune 37% des acquéreurs sont des cadres (19% de cadres moyens et 18% de cadres supérieurs), 27% des ouvriers, 11% des militaires, il faut garder à l'esprit que Brest est un grand port militaire, 10% des inactifs, 6% des artisants, 1% des agriculteurs et 1% des étudiants. On peut néanmoins noter deux faits discordants, le relatif attrait de la zone du centre et du Port pour les cadres supérieurs et surtout la forte sur-représentativité des ouvriers dans l'acquisition de logements dans le quartier de Penar-Creach, avec une part de 41% contre 27% sur l'ensemble de la ville. En dehors de ces deux particularités, la première n'étant pas vraiment surprenante, les valeurs dans chaque quartier ne sont pas très éloignées des moyennes communales.

Tab. 2.14 – Répartition des ménages selon la catégorie professionnelle de la personne de référence

	Cad	Cad	Milit	Agr	Ouv	Art	Ret	Inactif	Etud	NP
	Moy	Sup								
l'Arsenal	16%	18%	15%	0%	24%	8%	7%	2%	1%	8%
Centre reconstruit	18%	26%	7%	0%	16%	8%	14%	2%	1%	8%
Centre ancien	20%	20%	8%	1%	25%	8%	8%	2%	1%	7%
le Port	8%	28%	4%	0%	32%	12%	8%	4%	0%	4%
Saint Marc	23%	22%	6%	0%	24%	8%	10%	2%	0%	5%
Kerinou	20%	22%	8%	0%	25%	4%	12%	2%	1%	6%
Bellevue	17%	11%	13%	2%	34%	3%	10%	2%	1%	8%
Keredern	20%	17%	12%	1%	26%	6%	7%	2%	1%	8%
Pen-ar-Creach	18%	7%	9%	1%	41%	4%	11%	2%	0%	7%
Pontanezen	22%	15%	14%	1%	27%	8%	5%	3%	0%	6%
Lambezellec	22%	15%	10%	0%	32%	5%	9%	1%	0%	6%
Cavale Blanche	20%	16%	21%	0%	26%	5%	6%	2%	0%	4%
Recouvrance	17%	13%	15%	0%	32%	5%	11%	3%	0%	4%
Keranoux	20%	13%	18%	0%	27%	6%	9%	2%	1%	5%
Saint Pierre	16%	22%	16%	0%	22%	8%	9%	1%	1%	5%
Ensemble	19%	18%	11%	1%	27%	6%	10%	2%	1%	6%

Source : Fichier des mutations

Chapitre 3

Les résultats économétriques de la méthode des prix hédoniques

3.1 Introduction

Dans ce chapitre, nous présentons les résultats économétriques obtenus à partir de la méthode des prix hédonique. Nous considérons un modèle de régression où la variable dépendante est le prix de vente et les variables explicatives sont les caractéristiques propres et de voisinage du logement, (voir entre autres Gravel et al. 1997, Cavailhès 2005, Géniaux et Napoléone 2005)¹

Dans un premier temps, nous utilisons une approche classique, basée sur un modèle de régression paramétrique avec aléas indépendants. L'analyse empirique se concentre alors sur la sélection de la forme fonctionnelle la plus appropriée. Une forme fonctionnelle générale, proposée par Halvorsen et Pollaskowski (1981)², consiste à estimer un modèle Box-Cox, pour lequel une forme linéaire et semi-log sont des cas particuliers. L'estimation du modèle Box-Cox permet de tester ces deux modèles spécifiques l'un contre l'autre, mais il se peut qu'aucun de ces deux modèle ne soit retenu. Dans ce dernier cas et si on retient un modèle Box-Cox, nous rappelons qu'il n'est pas possible d'évaluer de manière fiable l'influence d'une caractéristique sur le prix des logements. Nous montrons qu'un tel résultat suggère plutôt la présence d'hétéroscédasticité dans le modèle.

Dans un deuxième temps, nous analysons la forme de l'influence des espaces verts sur les prix des logements. Dans l'approche classique, une variable muette a été introduite dans le modèle de régression, indiquant la présence d'un espace vert à moins de 5mn du logement. De nombreux autres choix auraient été possibles (à moins de 10mn, relation linéaire, etc.). Néanmoins, si on se limite au cadre paramétrique, un choix arbitraire est fait par l'économètre. Pour dépasser cette contrainte, nous utilisons une approche non-paramétrique, qui permet de détecter la forme de cette relation sans faire d'hypothèse a priori. À partir d'un modèle partiellement linéaire, les résultats mettent en évidence une relation linéaire décroissante, qui n'est plus significative au delà d'une distance de 200 mètres.

Dans un troisième temps, nous prenons en considération les coordonnées spatiales. Même si des facteurs de voisinage sont pris en compte dans le modèle, la totalité des effets liés à la localisation reste difficile à capturer. L'hypothèse d'aléas indépendants est alors contestable et des méthodes adaptées doivent être utilisées. Nous considérons deux approches : un modèle d'autocorrélation spatiale (Jayet 1993, LeGallo 2002)³ et un modèle semi-paramétrique. Nous

¹Gravel, N., M. Martinez et A. Trannoy (1997) "Une approche hédonique du marché des logements," Études Foncières, 74. Cavailhès, J. (2005), "Le prix des attributs des logements". Économie et Statistique, 381, 91-123. Géniaux, G. et C. Napoléone (2005), "Rente foncière et anticipations dans le périurbain", Économie et Prévision, 168, 77-95.

²Halvorsen, H. et O. Pollaskowski (1981), "Choice of functional form for hedonic price equations", Journal of Urban Economics, 10, 37-49.

³ Jayet, H. (1993), Analyse Spatiale Quantitative: une introduction, Economica. LeGallo, J. (2002) "Économé-

montrons que la non-prise en compte des coordonnées spatiales peut génèrer des biais importants sur les coefficients des variables de voisinage. Ce résultat souligne le manque de fiabilité éventuel des évaluations données par l'approche classique, souvent employée en pratique.

La section 3.2 présente l'approche classique, alors que la section 3.3 s'intéresse à la forme de la relation entre les espaces verts et les prix des logements. Dans la section 3.4, les coordonnées spatiales sont prises en compte dans la modélisation. Une conclusion est donnée, section 3.5.

3.2 Approche classique

Les logements possèdent des attributs propres, tel qu'un garage, dont le prix peut être directement observé sur un marché. Mais le prix d'un logement est également induit par des caractéristiques dites non-marchandes, comme la présence d'un espace vert à proximité, qui ne sont pas échangées sur un marché et pour lesquelles aucun prix n'est observé. La nature même de la méthode hédonique est d'utiliser les variations de prix, pouvant être attribuées aux caractéristiques du bien observé, pour évaluer le consentement à payer associé à ces caractéristiques. Si on suppose que le marché est compétitif, la différence de prix observée entre deux biens avec un caractéristique non-marchande différente, tout en étant identiques en tout autre point, reflétera le consentement à payer de l'écart de cet attribut non-marchande.

Sur la marché, il y a échange entre vendeurs, qui maximisent leur profit, et acheteurs, qui maximisent leur utilité. L'équilibre est atteint lorsque la variation de prix reflète les variations de la qualité du bien, de telle sorte que les vendeurs et les acheteurs ne peuvent faire mieux en faisant une autre transaction. À l'équilibre, la fonction de prix hédonique s'écrit,

$$p = h(X_1, \dots, X_k) \tag{3.1}$$

où p est le prix du logement i et $X_j, j=1,\ldots,k$ un ensemble de caractéristiques de ce bien. Le consentement à payer associé à une variation de la caractéristique j peut être évalué par la fonction

$$WTP_i = h(X_1, \dots, X_i^*, \dots, X_k) - h(X_1, \dots, X_i, \dots, X_k)$$
 (3.2)

où X^* est la nouvelle valeur de la caractéristique j. Il est clair qu'un tel calcul recquiert seulement l'estimation de la fonction de prix hédonique.

Dans la pratique, seul un certain nombre de caractéristiques d'un logement sont observées. En général, on constate que plusieurs logements, qui ont des caractéristiques identiques, peuvent avoir des prix différents. Cela souligne le fait que la relation entre les caractéristiques observées et le prix d'un logement n'est pas stricte : à caractéristiques données ne correspond pas un seul et unique prix. Un tel constat provient souvent du fait que des variables - non-prise en compte ou qui ne peuvent pas être observées - peuvent également affecter le prix d'un logement. Une modélisation possible consiste à raisonner en terme de relation entre les caractéristiques observées et le prix moyen d'un logement. L'écart entre le prix d'un logement spécifique et le prix moyen des logements qui ont les même caractéristiques observées est définit comme suit :

$$\varepsilon_i = p_i - E(p|X_1, \dots, X_k) \tag{3.3}$$

La définition d'hypothèses particulières sur le terme stochastique ε_i et sur la forme fonctionnelle de $E(p|X_1,\ldots,X_k)$ permettent de spécifier cette relation sous la forme d'un modèle de régression. L'estimation de ce modèle fournit alors une valeur estimée du prix moyen d'un logement à caractéristiques données E(p|.), sur la base de données observées. Le consentement à payer pour une variation de la caractéristique j de la valeur X_j vers la valeur X_j^* est alors obtenu avec la relation :

$$WTP_j = E(p|X_1, \dots, X_j^*, \dots, X_k) - E(p|X_1, \dots, X_j, \dots, X_k)$$
 (3.4)

Le travail empirique préalable consiste à sélectionner le bon modèle de régression, et à retenir dans un premier temps une forme fonctionnelle appropriée.

trie spatiale : principes et méthodes", Économie et Prévision, 162, 151-172.

3.2.1 Modèle linéaire vs. semi-log

Une manière simple de spécifier une fonction de prix hédonique est d'utiliser une forme linéaire de l'espérance conditionnelle $E(p|X_1,\ldots,X_k)$. À partir de l'équation (3.3), on peut alors écrire le modèle de régression :

$$p = \beta_0 + X_1 \beta_1 + \dots + X_k \beta_k + \varepsilon \tag{3.5}$$

Sous les hypothèses classiques d'un modèle de régression linéaire, ce modèle peut-être estimé par Moindres Carrés Ordinaires (MCO). Il permet d'estimer le prix moyen d'un logement pour des caractéristiques données :

$$E(p|X_1,...,X_k) = \beta_0 + X_1\beta_1 + \dots + X_k\beta_k.$$
(3.6)

À partir de l'équation (3.4), on peut calculer le consentement à payer associé à une variation de la caractéristique j de la valeur X_j vers la valeur X_j^* :

$$WTP_j = (X_j^* - X_j)\beta_j \tag{3.7}$$

Cela correspond au montant qu'un individu est prêt à payer pour voir la valeur X_j de la caractéristique j passer à X_j^* .

Une autre approche consiste à considérer un modèle semi-log, où la variable dépendante est la transformation logarithmique du prix :

$$\log p = \beta_0 + X_1 \beta_1 + \dots + X_k \beta_k + \varepsilon \tag{3.8}$$

L'estimation d'un tel modèle permet d'estimer la valeur esperée du log du prix d'un logement, pour des caractéristiques données :

$$E(\log p | X_1, \dots, X_k) = \beta_0 + X_1 \beta_1 + \dots + X_k \beta_k.$$
(3.9)

Le prix moyen d'un logement à caractéristiques données - E(p|.) - peut être déduit de ce modèle. Soit $X = \{X_1, \ldots, X_k\}$, on a :

$$E(p|X) = E(e^{\log p}|X) = E(e^{X\beta + \varepsilon}|X) = E(e^{X\beta}e^{\varepsilon}|X) = e^{X\beta}$$
(3.10)

sous l'hypothèse $E(e^{\varepsilon})=1$. On peut également utiliser les propriétés du modèle semi-log pour déduire un consentement à payer. Dans le modèle semi-log, pour de faibles variations de p et X_j , la valeur du coefficient $\hat{\beta}_j$ mesure la variation relative du prix (en %), consécutive à un changement d'une unité de la caractéristique X_j . De ce fait, on a :

$$WTP_j = (X_j^* - X_j)\beta_j \tag{3.11}$$

qui mesure la variation relative du prix d'un logement qu'un individu est prêt à payer, pour voir la valeur X_j de la caractéristique j passer à X_j^* . Il s'agit maintenant d'un consentement à payer relatif, c'est-à-dire en %, plutot qu'absolu comme cela était le cas dans le modèle linéaire.

3.2.2 Estimation

Les données disponibles portent sur les prix des transactions de vente de biens immobiliers dans la ville de Brest, en milliers de francs, ainsi que les caractéristiques propres et extérieures aux différents biens. La taille du logement est spécifié par son type : STUDIO, T1, T1BIS, T2, T3, T4, T5, T6, T7, T8, T9⁴. L'introduction de m catégories distinctes dans le modèle avec des variables muettes, égales à 0 ou 1, nécessite l'ajout de m-1 variables dans le modèle. L'une

 $^{^4}$ Les logements dont le type n'est pas précisé sont supprimés du fichier de données initial.

d'entre elle n'est pas utilisée pour éviter un problème de colinéarité parfaite avec la constante et sert de catégorie de référence. Nous choisissons de prendre pour catégorie de référence le logement de type studio et n'introduisons donc pas la variable STUDIO dans le modèle. Les transactions disponibles ont eu lieu sur 9 années distinctes, entre 1990 et 1998. Pour tenir compte de l'évolution des prix du marché immobilier dans le temps, on introduit 8 variables muettes dans le modèle, caractérisant l'année de la transaction : 1991, 1992, 1993, 1994, 1995, 1996, 1997 et 1998. L'années 1990 est utilisée comme catégorie de référence et n'est pas introduite dans le modèle. D'autres caractéristiques du logement sont disponibles : si c'est une maison (MAISON) et si un parking est disponible (PARKING). Pour les caractéristiques environnantes, la présence dans le même ilot que le logement d'un musée, d'une gare, d'un hypermarché, d'un poste de police, ou d'une caserne de pompiers est spécifié par les variables muettes MUSEE, GARE, HYPER, POLICE, POMPIERS. Les coordonnées spatiales de chacun des ilots sont disponibles, aussi la distance euclidienne d'un logement à l'espace vert le plus proche peut être calculée⁵. Ce qui permet de définir la variable PROXVERT qui est égale à 1 si un espace vert se situe à moins de 5 mn du logement (pour 4 km/h cela correspond à une distance de moins de 333,333 mètres) et à 0 sinon.

Le tableau 3.1 présente les résultats d'une estimation par MCO d'une equation de prix hédonique pour un modèle linéaire et semi-log. Dans le modèle linéaire, le coefficient du terme constant correspond au prix moyen d'un appartement de type STUDIO en 1990 - les deux catégories de référence - sans parking, situé dans un ilot où il n'y a pas de musée, de gare, d'hypermarché, de poste de police, de caserne de pompiers et qui ne soit pas à moins de 5mn d'un espace vert. Le prix moyen d'un tel studio est évalué à 27.920 francs. Les coefficients des variables muettes caractérisant un autre type de logement sont des coefficients différentiels de la valeur du terme constant : ils informent de combien la valeur du type de logement diffère de celle d'un studio. Par exemple, la valeur 74.36 du terme T2 indique que le prix moyen d'un T2 est supérieur de 74.360 francs au prix moyen d'un STUDIO qui aurait les mêmes caractéristiques. Les coefficients associés aux années indiquent l'évolution des prix, qui est fortement croissante au fil du temps. Par exemple, le prix moyen d'un studio avec les caractéristiques décrites ci-dessus est supérieur de 14.130 francs en 1991 comparé à un même logement en 1990, de 38.110 francs en 1992, etc. On remarque ainsi qu'un tel studio coûte en moyenne 27.920 francs en 1990 contre 144.720 francs en 1998. On peut également évaluer l'effet lié à la présence d'un espace vert à proximité du logement avec le coefficient de PROXVERT : la présence d'un espace vert à moins de 5mn du logement conduit à une augmentation de prix de l'ordre de 19.680 francs.

Dans le modèle semi-log, le coefficient du terme constant correspond à la valeur moyenne de log(prix) d'un appartement de type STUDIO en 1990 - les catégories de référence - sans parking, situé dans un ilot où il n'y a pas de musée, de gare, d'hypermarché, de poste de police, de caserne de pompiers et qui ne soit pas à moins de 5mn d'un espace vert. La valeur moyenne du prix d'un studio de ce type est égal à $\exp(4.461) = 86.57$ milliers de francs. Si on raisonne en terme de variations relatives : la valeur du prix moyen d'un T2 est 45.9% supérieure à la valeur du prix moyen d'un STUDIO, toute autre chose étant égale par ailleurs. On constate que la présence d'un espace vert à moins de 5mn du logement conduit à une augmentation du prix moyen d'un logement de l'ordre de 4.9%. Si on reprend comme base de référence la valeur de 27.920 francs, cela correspond alors à une augmentation de 1.368 francs, plutôt que 19.680 francs obtenu avec le modèle linéaire.

Les conclusions obtenues avec l'estimation du modèle linéaire et du modèle semi-log peuvent être très différentes. Le modèle linéaire suggère un effet lié à une caractéristique en terme de variation absolue, alors que le modèle semi-log raisonne en terme de variation relative. Ainsi, le modèle linéaire estime une augmentation d'un même montant lié à la présence d'un espace

⁵Trois espaces vert sont supprimés du fichier de données car ils n'existaient pas en 1998, à l'époque où les transactions immobilières ont eu lieu. Il s'agit du jardin de l'académie de marine, du jardin des explorateurs et du parc d'Eole.

Tab. 3.1 – Modèle hédonique des prix des logements de la ville de Brest

Variables	Modèle L	₋inéaire			Modèle	Semi-log				
	estim.	s. e.	P-value		estim.	s. e.	P-value			
Caractéristiques propres au logement										
Intercept	27.92	(9.61)	0.00367	***	4.461	(0.024)	< 2e-16	***		
T1	18.23	(8.87)	0.03980		0.105	(0.022)	< 2e-06	***		
T1BIS	42.99	(12.79)	0.00078	***	0.266	(0.032)	< 2e-16	***		
T2	74.36	(8.06)	< 2e-16	***	0.459	(0.020)	< 2e-16	***		
Т3	146.61	(7.80)	< 2e-16	***	0.768	(0.019)	< 2e-16	***		
T4	207.50	(7.85)	< 2e-16	***	0.958	(0.019)	< 2e-16	***		
T5	311.77	(8.45)	< 2e-16	***	1.190	(0.021)	< 2e-16	***		
T6	412.26	(10.19)	< 2e-16	***	1.334	(0.025)	< 2e-16	***		
T7	520.93	(13.26)	< 2e-16	***	1.477	(0.033)	< 2e-16	***		
Т8	611.10	(20.03)	< 2e-16	***	1.507	(0.050)	< 2e-16	***		
Т9	623.58	(23.06)	< 2e-16	***	1.511	(0.058)	< 2e-16	***		
MAISON	115.55	(3.93)	< 2e-16	***	0.275	(0.009)	< 2e-16	***		
PARKING	65.15	(3.07)	< 2e-16	***	0.208	(0.007)	< 2e-16	***		
Année de la tra	nsaction									
1991	14.13	(7.29)	0.05266	***	0.066	(0.018)	0.00033	***		
1992	38.11	(7.64)	< 2e-07	***	0.100	(0.019)	< 2e-07	***		
1993	54.63	(7.75)	< 2e-12	***	0.179	(0.019)	< 2e-16	***		
1994	78.87	(7.54)	< 2e-16	***	0.252	(0.019)	< 2e-16	***		
1995	87.57	(7.53)	< 2e-16	***	0.288	(0.019)	< 2e-16	***		
1996	102.77	(7.22)	< 2e-16	***	0.346	(0.018)	< 2e-16	***		
1997	102.75	(7.01)	< 2e-16	***	0.330	(0.017)	< 2e-16	***		
1998	116.81	(7.04)	< 2e-16	***	0.364	(0.017)	< 2e-16	***		
Caractéristiques extérieures au logement										
MUSEE	-38.72	(26.61)	0.14574		-0.189	(0.067)	0.00497	**		
GARE	-160.39	(32.89)	< 2e-06	***	-0.534	(0.083)	< 2e-10	***		
HYPER	-39.84	(20.90)	0.05665		-0.069	(0.052)	0.18833			
POLICE	-34.91	(12.44)	0.00504	**	-0.055	(0.031)	0.07706			
POSTE	1.90	(9.91)	0.84754		0.009	(0.025)	0.71020			
POMPIERS	-5.73	(38.29)	0.88094		-0.002	(0.096)	0.98178			
PROXVERT	19.68	(2.75)	< 2e-13	***	0.049	(0.006)	< 2e-12	***		
R^2	0.5735	. ,			0.6415	. ,				
Cimpificationitá	- (-)									

Significativité: 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

vert à proximité d'un studio ou d'un T9 (19.680 francs), alors que le modèle semi-log suggère une augmentation d'un certain pourcentage de la valeur du bien (4.9%). Le modèle semi-log pourrait paraître plus adéquat au cadre de notre étude, mais il serait opportun de pouvoir tester statistiquement un modèle contre un autre, de manière à ne pas sélectionner un modèle de façon arbitraire. Les deux modèles n'ayant pas la même variable dépendante, ils ne sont pas emboités et ne peuvent pas être testé avec les tests classiques. Il faut alors faire appel à un modèle plus général, pour lequel les deux modèles sont des cas particuliers distincts. Cela est possible avec le modèle Box-Cox.

3.2.3 Modèle Box-Cox

Le modèle Box-Cox permet de spécifier une forme fonctionnelle plus flexible, pour laquelle les modèles linéaire et semi-log sont des cas particulier. Sa formulation est la suivante :

$$g(p) = \beta_0 + X_1 \beta_1 + \dots + X_k \beta_k + \varepsilon \quad \text{où} \quad g(p) = \begin{cases} (p^{\lambda} - 1)/\lambda & \text{pour } \lambda \neq 0 \\ \log p & \text{pour } \lambda = 0 \end{cases}$$
(3.12)

Il est clair que le modèle linéaire correspond au cas où $\lambda = 1$ et le modèle semi-log correspond au cas où $\lambda = 0$. L'estimation d'un tel modèle n'est pas simple, soit le logiciel utilisé possède une

routine pour estimer directement l'ensemble des paramètres, dont λ , soit le paramètre λ retenu est celui qui maximise la vraisemblance estimé parmi une grille de valeurs. L'estimation du modèle Box-Cox permet d'estimer la valeur esperée de g(p), pour des caractéristiques données :

$$E[q(p)|X_1,...,X_k] = \beta_0 + X_1\beta_1 + \dots + X_k\beta_k.$$
(3.13)

Par contre, il n'est pas possible de déduire la valeur esperée du prix du logement à caractéristiques données. Pourtant, un tel calcul est souvent effectué dans les applications empiriques en utilisant la formulation suivante :

$$E[p|X_1, \dots, X_k] = g^{-1}(\beta_0 + X_1\beta_1 + \dots + X_k\beta_k)$$
(3.14)

Contrairement à ce qui est souvent dit, une telle estimation ne correspond pas à celle du prix moyen d'un logement à caractéristiques données. En effet, à partir du moment où la fonction g(.) est une transformation non-linéaire du prix, on a E[g(p)]. $\neq g(E[p].])$, qui peut se réecrire :

$$E[p|X_1, \dots, X_k] = g^{-1}(E[g(p)|X_1, \dots, X_k]) + \text{biais}$$
 (3.15)

Le principal inconvénient est que ce biais est en général inconnu, il ne s'atténue pas lorsque la taille de l'échantillon augmente. Un autre inconvénient majeur est que, contrairement au modèle semi-log pour lequel il est possible d'utiliser les propriétés du modèle pour déduire un consentement à payer relatif, cela n'est pas possible pour le modèle Box-Cox. En effet, les valeurs des coefficients s'expriment sur des variations de g(p) qui ne sont ni des variations absolues ni des variations relatives.

Finalement, la flexibilité du modèle Box-Cox - qui s'accompagne souvent de meilleures propriétés statistiques - fait face à un problème de biais lorsque l'intérêt de l'étude porte sur l'évaluation du prix moyen d'un logement à caractéristiques données ou au consentement à payer associé à une variation d'une caractéristique. Ce biais étant inconnu, il est difficile d'exploiter les résultats de l'estimation du modèle Box-Cox.

Une particularité du modèle Box-Cox est que le paramètre de transformation, λ , joue deux rôles distincts : il affecte la forme fonctionnelle du modèle mais également les propriétés du terme d'erreur. Par exemple, un modèle linéaire hétéroscédastique conduirait souvent à une estimation de λ inférieure à 1, afin de diminuer le montant de l'hétéroscédasticité (Davisdson et MacKinnon 1993, section 14.7)⁶. On serait ainsi amené à conclure incorrectement que la forme linéaire n'est pas appropriée. Notons que le problème de l'hétéroscédasticité est fréquent dans les données individuelles. Il y a de fortes chances qu'il soit présent dans le cadre de données individuelles sur les prix des logements.

Les développements précédents nous conduisent à adopter la méthodologie suivante dans le cadre de notre étude sur le prix des logements :

- 1. L'estimation d'un modèle Box-Cox permet de tester un modèle linéaire $(\lambda = 1)$ et un modèle semi-log $(\lambda = 0)$, qui sont des cas particulier. Dans le cas où une des deux hypothèses ne peut être rejetée, cela permet de sélectionner l'un des deux modèles.
- 2. Une estimation de λ significativement différente de 0 et 1 peut être due à la présence d'hétéroscédasticité dans le modèle. On sélectionne le modèle linéaire si λ est plus proche de 1 que de 0 et le modèle semi-log sinon et on traite le problème de l'hétéroscédasticité pour le modèle sélectionné.

Les résultats de l'estimation du modèle Box-Cox, basée sur une grille de valeurs, sont présentés dans la figure 3.1. La valeur de la log-vraisemblance est tracée en fonction de λ . La valeur de λ qui maximise la log-vraisemblance est très proche de 0. Si on tiend compte de l'intervalle de confiance à 95%, la valeur 0 en abscisse n'est pas inclue dans l'intervalle, ce qui signifie que le paramètre λ est significativement différent de 0. On sélectionne donc le modèle semi-log et on teste la présence éventuelle d'hétéroscédasticité.

⁶Davidson, R. et J. MacKinnon (1993), Estimation and Inference in Econometrics, Oxford University Press

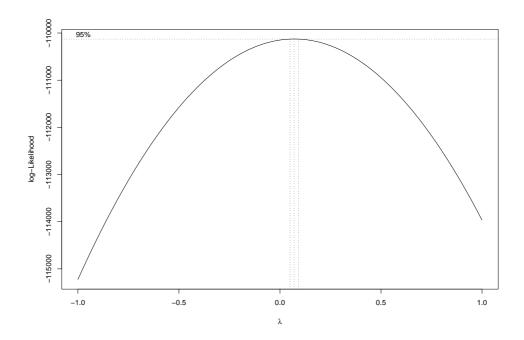


Fig. 3.1 – Estimation du modèle BoxCox

Pour tester la présence d'hétéroscédasticité, nous utilisons la statistique de test de Breusch et Pagan, qui teste la non-constance de la variance en prenant pour variable explicative les valeurs prédites du modèle. À partir du modèle semi-log, la valeur obtenue est égale à BP=57, avec une P-value inférieure à 0.0001. Ce résultat conduit à rejetter l'hypothèse nulle, c'est-à-dire la constance de la variance.

L'analyse précédente nous a permis de sélectionner le modèle semi-log et à conclure à la présence d'hétéroscédasticité dans le modèle.

3.3 Influence des espaces vert sur les prix des logements

Jusqu'à présent, l'influence des espaces verts sur le prix des logements a été mesuré à l'aide de la variable PROXVERT, qui indique si un espace vert est présent à moins de 5mn du logement. Les coordonnées spatiales des ilots sont disponibles et permettent de construire une telle variable : on calcule la distance euclidienne à l'espace vert le plus proche et on fixe la variable PROXVERT égale à 1 si cette distance est inférieure à 333,333 mètres (correspondant à 5mn à raison de 4km/h) et égale à 0 sinon. Il est clair qu'une part d'arbitraire est présente dans la détermination de cette variable et d'autres choix auraient été possibles. Par exemple, on aurait pu considérer une proximité plus forte ou plus faible ou une autre relation de la distance à un espace vert. Toutefois, des choix doivent être fait dans le cadre de l'économétrie paramétrique, pour pouvoir estimer le modèle. C'est l'approche la plus souvent employée.

3.3.1 Modèle non-paramétrique

Un cadre d'étude moins restrictif, l'économétrie non-paramétrique, permet de faire abstraction de certains choix arbitraires. Cette approche peut-être particulièrement utile lorsqu'il est difficile de justifier un choix de modélisation, comme celui de l'influence des espaces verts sur les prix. Par exemple, pourquoi la zone d'influence des espaces verts sur les prix est-elle fixée arbitrairement à moins de 333 mètre (5mn)? Les résultats seraient-ils sensiblement différents pour tout autre choix, 100m ou 500m? Et s'ils le sont, quel modèle retenir? Une manière de répondre à ces questions est d'utiliser l'approche non-paramétrique.

Plutôt que d'utiliser la variable PROXVERT, on propose d'utiliser directement la distance euclidienne à l'espace vert le plus proche DISTVERT dans le modèle de régression, sous forme non-paramétrique, c'est-à-dire que la relation qui lie les deux variables est quelconque. Dans la fonction de prix hédoniques, les régresseurs sont des variables muettes. Le modèle de régression peut s'écrire sous la forme d'un modèle partiellement linéaire :

$$\log p = X\beta + s(\text{DISTVERT}) + \varepsilon \tag{3.16}$$

où la matrice X contient l'ensemble des régresseurs considérés au paravent dans les modèles linéaire et semi-log, hormis la variable PROXVERT. La fonction s(.) est inconnue, elle est estimée. Notons que les régresseurs dans la matrice X sont des variables muettes - égales à 0 ou 1 - pour lesquelles une modélisation sous forme non-paramétrique additive n'aurait pas de sens.

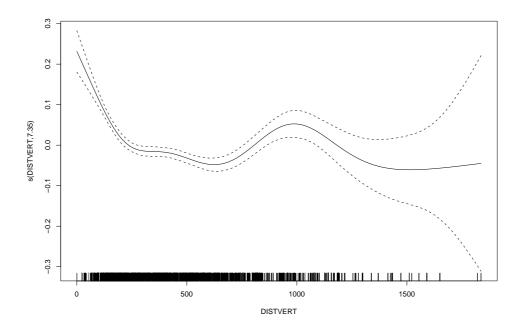


Fig. 3.2 – Relation entre le prix d'un logement et sa distance à un espace vert

La figure 3.2 représente l'estimation de la fonction s(.) à partir d'une estimation localement linéaire du modèle de régression non-paramétrique présenté ci-dessus (voir les manuels de Pagan et Ullah 1999 et Yatchew 2003)⁷. Ce graphique met en évidence la relation entre le prix des logements et la distance à l'espace vert le plus proche. La trait plein correspond à l'estimation de la fonction (en ordonnée) à distance donnée (en abscisse), alors que les traits en pointillés correspondent à l'intervalle de confiance à 95%. Il est clair que la proximité immédiate d'un espace vert a un effet fortement positif. Lorsqu'on s'éloigne du parc, l'effet chute très vite de façon linéaire jusqu'à ce qu'il devienne nul à une distance approximative de 200 mètres. Au-delà, la relation n'est pas significativement différente de zéro, malgré un effet positif (petite bosse) autour de 1.000 mètres. Nous pourrions en rester là et étudier les résultats de l'estimation des autres coefficients du modèle. Nous préférons exploiter ces résultats pour proposer une nouvelle modèlisation paramétrique du modèle semi-log initial.

3.3.2 Modèle fragmenté

L'effet des espaces verts sur les prix des logements suggéré par l'analyse non-paramétrique - relation linéaire décroissante jusqu'à une distance d'environ 200 mètres et effet nul ensuite -

⁷Pagan, A et A. Ullah (1999), Nonparametric Econometrics. Cambridge University Press. Yatchew, A. (2003), Semiparametric Regression for the Applied Econometrician. Cambridge University Press.

peut être modélisé de manière paramétrique au moyen d'une relation linéaire fragmentée (voir Gujarati 2004, section 9.8)⁸ Cette modélisation consiste à introduire une variable muette dans le modèle initial :

$$\log p = X\beta + \gamma_1 \text{DISTVERT} + \gamma_2 (\text{DISTVERT} - \text{DISTVERT}^*) M + \varepsilon$$
 (3.17)

où DISTVERT* est le seuil, appelé aussi noeud, égal à 200 dans notre cas. La variable M est une variable muette égale à 1 si la distance est supérieure au seuil et à 0 sinon :

$$M = \begin{cases} 1 & \text{si DISTVERT} > \text{DISTVERT}^* \\ 0 & \text{sinon} \end{cases}$$
 (3.18)

On voit immédiatement que si la distance du logement à l'espace vert le plus proche est inférieure ou égale au seuil, DISTVERT \leq DISTVERT*, le modèle devient :

$$\log p = X\beta + \gamma_1 \text{DISTVERT} + \varepsilon \tag{3.19}$$

Le paramètre γ_1 mesure la variation relative du prix d'un logement (en %), tout autre chose étant égale par ailleurs, pour un éloignement à l'espace vert le plus proche de 1 mètre par rapport à sa position initiale. Si la distance du logement à l'espace vert le plus proche est supérieure au seuil, DISTVERT > DISTVERT*, le modèle devient :

$$\log p = X\beta + \gamma_2 \text{DISTVERT}^* + (\gamma_1 + \gamma_2) \text{DISTVERT} + \varepsilon$$
(3.20)

Le paramètre $\gamma_1 + \gamma_2$ mesure la variation relative du prix d'un logement (en %), tout autre chose étant égale par ailleurs, pour un éloignement à l'espace vert le plus proche de 1 mètre par rapport à sa position initiale. Il est clair que pour les deux cas de figures - la distance est supérieure ou inférieure au seuil DISTVERT* - correspond deux coefficients différents associés à la variable DISTVERT : l'effet de cette variable sur le prix des logements est différent selon le cas de figure où l'on se trouve.

Pour refléter l'analyse de l'influence sur les prix des logements de la distance à un espace vert, suggéré par l'analyse non-paramétrique (figure 3.2), les résultats de l'estimation de ce modèle fragmenté devrait être comme suit :

- Si la distance est inférieure à 200 mètres, la relation est linéaire décroissante : $\gamma_1 < 0$
- Si la distance est supérieure à 200 mètres, l'influence est inexistante : $\gamma_1 + \gamma_2 = 0$.

Le tableau 3.2 présente les résultats de l'estimation du modèle non-paramétrique et du modèle semi-log fragmenté estimé par MCO. Les résultats sont cohérents avec les prévisions : le paramètre $\hat{\gamma}_1 = -0.0013$ est significativement négatif. Cela signifie que plus on s'éloigne du parc, plus le prix diminue, si le logement se situe à moins de 200 mètre du parc. La différence de prix moyen entre un logement à proximité immédiate d'un espace vert et un autre situé à 200 mètres ou plus de celui-ci, tout autre chose étant égale par ailleurs, est de l'ordre de 26% (200*0.0013=0.26). La différence de prix moyen entre un logement à proximité immédiate d'un espace vert et un autre situé 100 mètres plus loin, tout autre chose étant égale par ailleurs, est de l'ordre de 13% (100*0.0013=0.13). On constate par ailleurs que l'hypothèse $\gamma_1 + \gamma_2 = 0$ n'est pas rejetée. Cela signifie que les espaces verts n'ont pas d'influence sur les prix des logements qui sont éloignés de plus de 200 mètres. La dernière colonne rapporte les écart-types robustes à l'hétéroscédasticité de White (hccme) pour l'estimation du modèle fragmenté. On constate des différences mineures, mais la significativité des coefficients et les conclusions restent inchangées⁹.

Dans cette analyse, l'analyse non-paramétrique suggère qu'au delà de 200 mètres, les espaces verts n'ont plus d'influence sur les prix des logements. La figure 3.2 le montre clairement, mais suggère aussi un effet positif lorsque la distance est d'environ 1000 mètres. Il paraît difficile de

⁸Gujarati, D.N. (2004), Économétrie, DeBoeck

⁹Notons qu'en présence d'hétéroscédasticité, les estimateurs MCO des paramètres sont sans biais et convergents.

justifier un tel effet. On peut alors se demander si l'estimation ne capture pas d'autres effets, et pas seulement celui qui est propre aux espaces verts. Si c'est le cas, nous avons peut-être surestimé ou sous-estimé l'influence des espaces verts sur les prix des logements. C'est certainement possible si le modèle est mal spécifié ou si des variables ont été omises. Nous explorons maintenant ce problème en considérant les effets de voisinage à l'aide des coordonnées spatiales.

Tab. 3.2 – Modèle semi-log non-paramétrique et paramétrique fragmenté

Variables	Modèle S	Semi-log N	on-Paramé	trique	Modèle S				
	estim.	s. e.	P-value		estim.	s. e.	P-value		$_{ m hccme}$
Caractéristiques	propres at	ı logement			•				
Intercept	4.4874	(0.024)	< 2e-16	***	4.7537	(0.032)	< 2e-16	***	(0.036)
T1	0.1056	(0.022)	< 2e-06	***	0.1033	(0.022)	< 2e-06	***	(0.022)
T1BIS	0.2706	(0.032)	< 2e-16	***	0.2678	(0.032)	< 2e-16	***	(0.032)
T2	0.4519	(0.020)	< 2e-16	***	0.4483	(0.020)	< 2e-16	***	(0.020)
Т3	0.7595	(0.019)	< 2e-16	***	0.7568	(0.019)	< 2e-16	***	(0.019)
T4	0.9503	(0.019)	< 2e-16	***	0.9469	(0.019)	< 2e-16	***	(0.019)
T5	1.1789	(0.021)	< 2e-16	***	1.1783	(0.021)	< 2e-16	***	(0.021)
Т6	1.3254	(0.025)	< 2e-16	***	1.3240	(0.025)	< 2e-16	***	(0.025)
T7	1.4667	(0.033)	< 2e-16	***	1.4677	(0.033)	< 2e-16	***	(0.034)
Т8	1.5048	(0.050)	< 2e-16	***	1.5003	(0.050)	< 2e-16	***	(0.075)
Т9	1.5122	(0.058)	< 2e-16	***	1.5145	(0.058)	< 2e-16	***	(0.085)
MAISON	0.2771	(0.010)	< 2e-16	***	0.2793	(0.010)	< 2e-16	***	(0.010)
PARKING	0.2090	(0.007)	< 2e-16	***	0.2095	(0.007)	< 2e-16	***	(0.007)
Année de la trai	nsaction				•				
1991	0.066	(0.018)	0.00027	***	0.0645	(0.018)	0.00043	***	(0.020)
1992	0.101	(0.019)	< 2e-07	***	0.1005	(0.019)	< 2e-07	***	(0.021)
1993	0.182	(0.019)	< 2e-12	***	0.1808	(0.019)	< 2e-16	***	(0.020)
1994	0.253	(0.018)	< 2e-16	***	0.2518	(0.018)	< 2e-16	***	(0.020)
1995	0.291	(0.018)	< 2e-16	***	0.2898	(0.018)	< 2e-16	***	(0.020)
1996	0.345	(0.018)	< 2e-16	***	0.3451	(0.018)	< 2e-16	***	(0.019)
1997	0.330	(0.017)	< 2e-16	***	0.3290	(0.017)	< 2e-16	***	(0.019)
1998	0.366	(0.017)	< 2e-16	***	0.3647	(0.017)	< 2e-16	***	(0.019)
Caractéristiques	extérieure	s au logem	nent						
MUSEE	-0.1931	(0.067)	0.00401	**	-0.1921	(0.0669)	0.00414	**	(0.066)
GARE	-0.5450	(0.082)	< 2e-10	***	-0.5275	(0.0828)	< 2e-10	***	(0.129)
HYPER	-0.0810	(0.052)	0.12404		-0.0871	(0.0524)	0.09653		(0.033)
POLICE	-0.0173	(0.031)	0.58175		-0.0120	(0.0312)	0.70029		(0.019)
POSTE	0.0193	(0.024)	0.43805		0.0246	(0.0248)	0.32164		(0.024)
POMPIERS	0.0055	(0.096)	0.95428		-0.0077	(0.0964)	0.93567		(0.101)
DISTVERT		•			-0.0013	(0.0001)	< 2e-16	***	(0.0001)
(DIS-DIS*)M					0.0013	(0.0001)	< 2e-16	***	(0.0001)
R^2	0.6460				0.6447				,

Significativité: 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

3.4 Effets de voisinage

Le prix d'un logement n'est pas seulement le fruit d'une combinaison d'attributs qui lui sont propres. Les logements ont une localisation répartie dans l'espace particulière et l'influence du voisinage peut avoir une place importante dans la détermination des prix. Une manière de capturer ce type d'effet consiste à introduire des régresseurs dans le modèle. On utilise par exemple des mesures d'accessibilité au centre ville ou de transports (distances ou proximité au centre ville, à l'autoroute, au métro etc) et des mesures de la qualité du voisinage (taux d'échec scolaire, de chômeurs, proximité à un espace vert, présence d'une gare etc.). Néanmoins, même si de telles variables sont prise en compte dans le modèle, il est difficile de capturer complètement l'effet de la localisation géographique sur les prix. D'autant que certains quartiers peuvent être

plus prisés que d'autres, pour des raisons diverses et difficiles à mesurer.

L'effet de la localisation sur les prix ne pouvant pas être complètement pris en compte par l'ajout de régresseurs dans le modèle, un effet résiduel devrait alors persister dans le terme d'erreur du modèle, se traduisant par une dépendance ou autocorrélation spatiale. L'hypothèse d'indépendance du terme d'erreur n'est alors plus vérifiée et la méthode d'estimation par les Moindres Carrés n'est pas appropriée. Deux approches économétrique distinctes peuvent être utilisées pour tester ce problème et le prendre en compte : l'autocorrélation spatiale et la régression semi-paramétrique.

3.4.1 L'autocorrélation spatiale

Afin de prendre en compte la dépendance spatiale, il est nécessaire de définir une structure spatiale, qui quantifie la façon dont une observation en un lieu précis dépend des autres observations. C'est le rôle de la matrice de poids W, qui spécifie les positions relatives des observations les unes par rapport aux autres. Cette matrice est exogène, elle est définie a priori par le modélisateur. Les éléments diagonaux w_{ii} sont égaux à 0 tandis que les éléments non-diagonaux w_{ij} indiquent comment l'unité i est spatialement connectée à l'unité j. Ces éléments sont non-négatifs et finis. La matrice de poids est standardisée de telle manière que la somme des éléments d'une même ligne soit égale à 1. Divers types de structure spatiale peuvent être utilisés (méthodes des contiguités, voisins les plus proches et fonction de distance finie). Le choix revient au modélisateur. Comme il est rare qu'un type s'impose a priori comme le meilleur, il faut souvent tester plusieurs choix avant d'en sélectionner un. Pour une discussion détaillée de l'autocorrélation spatiale, voir Jayet (1993) et LeGallo $(2002)^{10}$

Le test de détection de l'autocorrélation spatiale le plus utilisé est le test I de Moran. Par rapport à l'autocorrélation du terme d'erreur dans les données chronologiques, qui porte sur l'espace temporel à une dimension, l'autocorrélation spatiale porte sur l'espace géographique à deux dimensions. Aussi, la logique du test I de Moran correspond à une extension du test de corrélation temporelle classique dans les résidus au cas de deux dimensions. Il s'écrit comme suit :

$$I = \frac{\hat{\varepsilon}^{\top} W \hat{\varepsilon}}{\hat{\varepsilon}^{\top} \hat{\varepsilon}} \sim N(0, 1)$$
(3.21)

où $\hat{\varepsilon}$ est le vecteur des résidus du modèle initial estimé par MCO. Il est clair que ce test dépend du choix de la matrice W, dont on sait qu'il est très sensible.

Pour incorporer des effets spaciaux dans un modèle de régression, deux modèles de référence peuvent être employés : les modèles spatiaux SEM ($spatial\ error\ model$) et LAG ($spatial\ lag\ model$) :

 LE MODÈLE SEM suppose que le terme d'erreur est spatialement dépendant. L'autocorrélation spatiale est alors modélisée avec un terme d'erreur qui suit un processus autorégréssif :

$$\log p = X'\beta + u \qquad u = (Wu)\lambda + \varepsilon \tag{3.22}$$

où ε est un bruit blanc et X' est une matrice qui contient l'ensemble des régresseurs du modèle semi-log fragmenté, c'est-à-dire les caractéristiques X ainsi que les régresseurs DISTVERT et (DISTVERT – DISTVERT*)M. La détection d'une autocorrélation spatiale du terme d'erreur indique souvent un problème de spécification du modèle, telle que l'omission de variables explicatives. L'effet spatial, qui n'est pas complètement capturé par les régresseurs se répercute alors dans le terme d'erreur. Un tel modèle est davantage approprié quand il n'y a pas d'élément théorique ou d'apparente interaction spatiale et que le modélisateur s'intéresse plus à corriger le biais potentiel sur l'estimation des paramètres en l'absence de la prise en compte de l'effet spatial.

¹⁰ Jayet, H. (1993), Analyse Spatiale Quantitative : une Introduction, Economica. LeGallo, J. (2002) "Économétrie spatiale : principes et méthodes", Économie et Prévision, 162, 151-172.

– LE MODÈLE LAG suppose implicitement que la moyenne pondérée des prix des logements voisins affecte le prix d'un logement. Cela traduit le fait que les logements à prix élevés se concentre à certains endroits de la ville et ceux à prix plus bas à d'autres endroits. L'autocorrélation spatiale est alors modélisée en introduisant les prix des logements voisins dans les régresseurs, comme suit :

$$\log p = X'\beta + (W\log p)\rho + \varepsilon \tag{3.23}$$

où ρ est la paramètre spatial autorégressif, qui indique l'ampleur de l'intéraction existante entre les observations de $\log p$ et ε est un bruit blanc. Dans le modèle (3.23), l'observation $\log p_i$ est en partie expliquée par les valeurs prises par $\log p$ dans les régions voisines : $[W \log p]_i = \sum_{j \neq i} w_{ij} \log p_i$. La matrice W étant standardisée, cette valeur s'interprète comme la moyenne des valeurs de $\log p$ sur les observations voisines à i.

Le choix de l'utilisation d'un modèle plutôt qu'un autre se fait à l'aide de tests de spécification. Dans un premier temps, on utiliser des statistiques de tests LM standards :

- LMerr permet de tester l'hypothèse nulle $H_0: \lambda = 0$ à partir du modèle (3.22).
- LMlag permet de tester l'hypothèse nulle $H_0: \rho = 0$ à partir du modèle (3.23),

Dans le cas où les deux tests conduisent au rejet de l'hypothèse nulle, cela conduit à suspecter un problème d'autocorrélation spatiale, mais cela ne permet pas de sélectionner l'un des deux modèles, LAG ou SEM. On est alors amené, dans un deuxième temps, à tester la présence d'autocorrélation spatiale d'une certaine forme, robuste à la présence d'une autre forme :

- RLMerr permet de tester l'hypothèse nulle $H_0: \lambda = 0$ pour un modèle avec un retard de la variable endogène éventuellement omis.
- RLMlag permet de tester l'hypothèse nulle $H_0: \rho = 0$ pour un modèle avec un terme d'erreur éventuellement spatialement dépendant.

Le rejet de l'hypothèse nulle par l'un des deux tests permet de sélectionner un modèle.

Avec nos données, nous choisissons de définir la structure spatiale sur la base de la méthode des voisins les plus proches, qui identifie les logements situés dans un ilôt à moins de d mètres de l'ilôt du logement de référence. Pour sélectionner d, nous employons une méthode similaire à celle utilisée par Baumont $(2004)^{11}$. Nous calculons la statistique I de Moran pour $d=100,200\ldots,1000$ et retenons la valeur de d qui maximise la statistique. Ce critère nous conduit à sélectionner la valeur d=200, c'est-à-dire qu'un logement est corrélé spatialement avec les logements qui l'entourent, dans un périmètre de 200 mètres. Les résultats du test I de Moran à partir du modèle semi-log fragmenté sont présentés dans le tableau ci-dessous :

I de Moran	Espérance	Variance	P-value
0.1475812	-0.000216511	4.4211e-06	< 2.2e-16

L'hypothèse nulle d'absence d'autocorrélation spatiale est rejetée sans ambiguité. Il apparaît donc que le modèle considéré jusqu'à présent est spatialement corrélé. Il faut maintenant estimer le modèle en tenant compte de ce problème.

Afin de pouvoir éventuellement choisir entre un modèle SEM et LAG, nous calculons les statistiques de tests LM, dont les valeurs sont présentées dans le tableau suivant :

	LMerr	LMlag	RLMerr	RLMlag
statistique	5066.82	17.42	5050.12	0.72
P-value	< 2.2e-16	< 2.9 e-05	< 2.2e-16	0.3961
significativité	***	***	***	

Sur la base des tests LMerr et LMlag, l'absence d'autocorrélation spatiale est clairement rejetée, mais il n'est pas possible de sélectionner un modèle plutôt qu'un autre. L'emploi des tests

¹¹Baumont, C. (2004), "Spatial effects in housing price models: do housing prices capitalize urban development policies in the agglomeration of Dijon", document de travail LEG-Dijon 2004-04.

robustes RLMerr et RLMlag permet d'en dire plus. La statistique de test RLMerr conduit à rejetter l'hypothèse nulle : en présence ou non de retard de la variable endogène, la présence d'autocorrélation spatiale dans le terme d'erreur est significative. D'un autre côté, la statistique RLMlag conduit à ne pas rejetter l'hypothèse nulle : en présence ou non d'un terme d'erreur spatiallement dépendant, la présence d'un retard de la variable endogène n'est pas significative.

L'estimation du modèle SEM avec la fonction errorsarlm du logiciel R ne fonctionne pas si on utilise la totalité de l'échantillon initial (n=12286). Un problème de mémoire nous contraint d'estimer le modèle sur la base d'un sous échantillon pris au hasard de 7000 observations. Par ailleurs, la procédure ne peut pas traiter le problème des variables omises. Cela nous conduit à enlever du modèle les caractéristiques extérieures au logement, sauf la distance à l'espace vert le plus proche.

Tab. 3.3 – Modèle spatial et semi-paramétrique

Variables	Modèle	Spatial SEI	M (n=7000)	Modèle Se	emi-Paraméti	rique (n=12	2286)
	estim.	s. e.	P-value	-	estim.	s. e.	P-value	-
Caractéristiques	propres a	u logement			•			
Intercept	4.5004	(0.047)	< 2e-16	***	4.5752	(0.031)	<2e-16	***
T1	0.1070	(0.025)	< 3e-05	***	0.0872	(0.020)	< 3e-05	***
T1BIS	0.3167	(0.038)	< 5e-16	***	0.2702	(0.030)	<2e-16	***
Т2	0.4184	(0.023)	< 2e-16	***	0.4146	(0.019)	< 2e-16	***
Т3	0.7244	(0.022)	< 2e-16	***	0.7426	(0.018)	< 2e-16	***
T4	0.9285	(0.023)	< 2e-16	***	0.9664	(0.018)	< 2e-16	***
Т5	1.1451	(0.025)	< 2e-16	***	1.1672	(0.020)	< 2e-16	***
Т6	1.2841	(0.030)	< 2e-16	***	1.3050	(0.024)	< 2e-16	***
T7	1.4794	(0.039)	< 2e-16	***	1.4579	(0.031)	< 2e-16	***
Т8	1.3741	(0.065)	< 2e-16	***	1.4793	(0.047)	< 2e-16	***
Т9	1.5106	(0.068)	< 2e-16	***	1.5102	(0.054)	< 2e-16	***
MAISON	0.2756	(0.012)	< 2e-16	***	0.2661	(0.009)	< 2e-16	***
PARKING	0.2271	(0.009)	< 2e-16	***	0.2286	(0.007)	< 2e-16	***
Année de la tra	nsaction					, ,		
1991	0.055	(0.022)	0.01267	**	0.0541	(0.017)	0.00164	***
1992	0.068	(0.023)	0.00318	***	0.0988	(0.018)	< 4e-08	***
1993	0.155	(0.023)	< 3e-11	***	0.1777	(0.018)	< 2e-16	***
1994	0.239	(0.022)	< 2e-16	***	0.2542	(0.017)	< 2e-16	***
1995	0.284	(0.022)	< 2e-16	***	0.2927	(0.017)	< 2e-16	***
1996	0.316	(0.022)	< 2e-16	***	0.3523	(0.017)	< 2e-16	***
1997	0.318	(0.021)	< 2e-16	***	0.3307	(0.016)	< 2e-16	***
1998	0.360	(0.021)	< 2e-16	***	0.3683	(0.016)	< 2e-16	***
Caractéristiques	extérieure	es au logen	nent					
MUSEE					-0.1583	(0.063)	0.01321	*
GARE					-0.7872	(0.078)	< 2e-01	***
HYPER					-0.0521	(0.052)	0.32198	
POLICE					0.0495	(0.032)	0.12272	
POSTE					0.0866	(0.023)	0.00029	***
POMPIERS					-0.0871	(0.091)	0.34303	
DISTVERT	-3.0e-6	(1.9e-4)	0.9872		-0.00027	(0.00011)	0.02070	*
(DIS-DIS*)M	3.8e-5	(2.0e-4)	0.8492		0.00014	(0.00012)	0.25472	
λ	0.6274	*	< 2e-16	***		· · · · · · · · · · · · · · · · · · ·		
$s(c_1,c_2)$							< 2e-16	***
R^2					0.691			

Significativité : 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

Les résultats de l'estimation du modèle SEM sont présentés dans le tableau 3.3. Les coefficients associés aux caractéristiques propres au logement ont des valeurs proches de celles obtenues avec l'estimation MCO du modèle fragmenté (tableau 3.2). Par contre, les coefficients qui évaluent l'influence des espaces verts sur les prix des logements ne sont pas significatifs (DISTVERT

et NOEUD), contrairement aux résultats obtenus sans prendre en compte la dépendance spatiale (tableau 3.2). À partir du moment où on suspectait des variables de localisation omises dans le modèle fragmenté, un tel résultat n'est pas surprenant. En effet, l'omission de certaines variables dans le modèle a notamment pour conséquences de :

- générer un biais sur les coefficients des variables corrélées avec les variables omises,
- ne pas générer de biais pour les variables indépendantes avec les variables omises.

Il est clair que les caractéristiques propres aux logements n'ont aucun lien avec les coordonnées géographiques, contrairement aux variables de distance ou de localisation. On en déduit que le coefficient de la variable DISTVERT obtenu à partir du modèle semi-log fragmenté estimé par MCO est surement biaisé : il capture des effets de localisation ou de voisinage autres que ceux de l'influence des espaces verts sur les prix des logements. Ce résultat suggère qu'il faut prendre beaucoup de précautions avec les résultats de l'estimation d'un modèle simple de prix hédonique. Dans notre cas, l'effet des espaces verts sur les prix des logements a été largement surestimé dans le modèle initial.

Si on veut aller plus loin dans l'interprétation des résultats, il faut rester prudent quand à l'utilisation des valeurs estimées des coefficients. En effet, les résultats de l'estimation reposent sur un choix particulier de la matrice de poids W. Comment se comportent les résultats pour d'autres valeurs de d et pour des spécifications différentes de la matrice W? La réponse à cette question n'est pas simple et pourrait être envisagée en partie en refaisant l'analyse pour de nombreux choix différents de W. Néanmoins, il resterait en suspens la question de savoir quel est le meilleur choix de W. Ce que l'on peut retenir de l'analyse qui précède, c'est qu'elle met clairement en évidence la présence d'une dépendance spatiale, qui peut avoir des conséquences importantes sur les conclusions tirées. Les limites des méthodes économétriques d'autocorrélation spatiale nous conduisent à envisager une autre approche, utilisant les régressions semi-paramétriques.

3.4.2 Régression semi-paramétrique

L'hypothèse de base est que la localisation géographique - mesurée par les deux coordonnées c_1 et c_2 - peut avoir une influence sur les prix des logements. La question qui se pose est alors de savoir comment prendre en compte un tel effet dans le modèle de régression. Introduire simplement ces deux coordonnées comme régresseurs dans le modèle semi-log fragmenté est une solution, mais qui conduit à définir implicitement une relation linéaire et additive entre les coordonnées géographiques et la variable dépendante. Cette hypothèse est très forte et il paraît beaucoup plus réaliste que l'influence de la localisation sur les prix est fortement non-linéaire. Une manière de relâcher cette hypothèse consiste à considérer le modèle de régression suivant :

$$\log p = X'\beta + s(c_1, c_2) + \varepsilon \tag{3.24}$$

où la fonction s(.) est inconnue et X' est une matrice qui contient l'ensemble des régresseurs du modèle semi-log fragmenté, c'est-à-dire les caractéristiques X ainsi que les régresseurs DISTVERT et (DISTVERT – DISTVERT*)M. Les coordonnées géorgraphiques apparaissent dans le modèle en tant que régresseurs et leur influence sur la variable dépendante est exprimée par la fonction inconnue s(.). Ce modèle est semi-paramétrique, c'est un modèle de régression partiellement linéaire. Le grand nombre de données dont on dispose nous permet d'envisager l'estimation de ce modèle et de la fonction s(.), dont la formulation non-paramétrique est à deux dimensions.

Les résultats de l'estimation du modèle semi-paramétrique précédent sont présentés dans le tableau 3.3. Les coefficients associés aux caractéristiques propres au logement ont des valeurs proches de celles obtenues à partir du modèle spatial SEM et à partir de l'estimation MCO du modèle semi-log fragmenté (tableau 3.2). Le coefficient qui évalue l'influence des espaces verts sur les prix des logements - DISTVERT - est quand à lui significatif à un niveau de 5% (P-value=0.02070). La relation fragmentée, spécifiant une influence des espaces verts sur les prix

des logements situés à moins de 200 mètres, ne semble plus aussi évidente que lors de l'estimation du modèle initial (section 3.3.2). En effet, même si le coefficient de la variable DISTVERT est négatif et significatif, celui de la variable NOEUD n'est pas significatif. Cela suggère que la relation fragmentée avec un seuil à 200 mètres n'est peut-être pas la plus appropriée dès que l'on prend en compte les coordonnées géographiques.

Nous reprenons l'analyse semi-paramétrique utilisée dans la section 3.3.1 pour étudier la forme de la relation de la distance à l'espace vert le plus proche sur les prix des logements. On considère le modèle de régression semi-paramétrique :

$$\log p = X\beta + s_1(\text{DISTVERT}) + s_2(c_1, c_2) + \varepsilon \tag{3.25}$$

La figure 3.3 représente l'estimation de la fonction $s_1(.)$ à partir de l'estimation de ce modèle. Ce graphique met en évidence la relation entre le prix des logements et la distance à l'espace vert le plus proche. La trait plein correspond à l'estimation de la fonction (en ordonnée) à distance donnée (en abscisse), alors que les traits en pointillés correspondent à l'intervalle de confiance à 95%. Compte tenu de l'intervalle de confiance, une bonne approximation du trait plein peut être obtenue par une droite, ce qui suggère d'introduire uniquement la variable DISTVERT dans le modèle de régression. Même si l'analyse de ce graphique suggère dans un premier temps une relation linéaire, une relation fragmentée au seuil de 500 mètre pourrait ne pas être rejetée. En effet, une droite peut être traçée horizontalement au delà du seuil de 500 mètres, sans qu'elle sorte de l'intervalle de confiance. La comparaison des figures 3.3 et 3.2 met en lumière que la prise en compte des coordonnées géographiques change sensiblement la nature de la relation entre les espaces verts et les prix des logements.

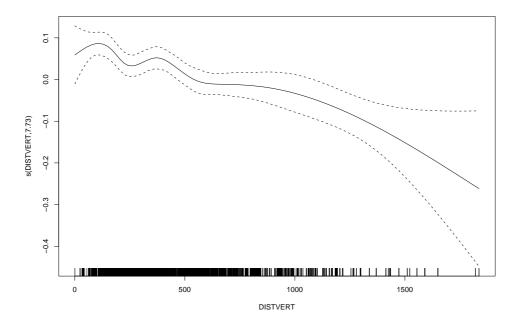


Fig. 3.3 – Relation entre le prix d'un logement et sa distance à un espace vert

Dans la suite, on considère deux modèles :

- SP1: correspond au modèle (3.24), sans la variable (DISTVERT-DISTVERT*)M,
- SP2: correspond au modèle (3.24), pour lequel DISTVERT*=500.

Les résultats de l'estimation de ces deux modèles semi-paramétriques sont présentés dans le tableau 3.4. On constate que pour les deux modélisations retenues, les résultats sont identiques. Le modèle SP1 est un cas particulier du modèle SP2, pour lequel le coefficient de la variable (DIS-DIS*)M est nul. Cette dernière hypothèse n'est pas rejetée à partir du modèle SP2 (P-

value=0.983), ce qui conduit à sélectionner le modèle SP1 avec une relation linéaire entre DIST-VERT et log p. Le coefficient de la variable DISTVERT est significatif : un éloignement de 1 mètre de l'espace vert le plus proche conduit à une baisse du prix d'un logement de l'ordre de 0.014%, tout autre chose étant égale par ailleurs. En d'autres termes, un éloignement de 100 mètres conduit à une baisse de l'ordre de 1.4%. Cette valeur est nettement plus faible que celle obtenue dans le modèle linéaire fragmenté, de l'ordre de 13%. Il est clair que la prise en compte de la dépendance spatiale fournit une évaluation de l'influence des espaces verts sur le prix des logements très différente de celle obtenue à partir du modèle simple.

Tab. 3.4 – Modèles semi-paramétriques

Variables	Modèle Se	mi-Paramé	trique SP1		Modèle Se	emi-Paramé	étrique SP2	
	coef.	s. e.	P-value		coef.	s. e.	P-value	
Caractéristiques	propres au	logement						
Intercept	0.4552	(0.023)	< 2e-16	***	4.5520	(0.024)	< 2e-16	***
T1	0.0873	(0.020)	< 3e-05	***	0.0873	(0.020)	< 3e-05	***
T1BIS	0.2700	(0.030)	< 2e-16	***	0.2700	(0.030)	< 2e-16	***
T2	0.4153	(0.019)	< 2e-16	***	0.4153	(0.019)	< 2e-16	***
Т3	0.7433	(0.018)	< 2e-16	***	0.7434	(0.018)	< 2e-16	***
T4	0.9673	(0.018)	< 2e-16	***	0.9673	(0.018)	< 2e-16	***
T5	1.1680	(0.020)	< 2e-16	***	1.1680	(0.020)	< 2e-16	***
T6	1.306-	(0.024)	< 2e-16	***	1.3060	(0.024)	< 2e-16	***
T7	1.4590	(0.031)	< 2e-16	***	1.4590	(0.031)	< 2e-16	***
T8	1.4800	(0.047)	< 2e-16	***	1.4800	(0.047)	< 2e-16	***
T9	1.5100	(0.054)	< 2e-16	***	1.5100	(0.054)	< 2e-16	***
MAISON	0.2661	(0.009)	< 2e-16	***	0.2660	(0.009)	< 2e-16	***
PARKING	0.2287	(0.007)	< 2e-16	***	0.2287	(0.007)	< 2e-16	***
Année de la trai	nsaction							
1991	0.0543	(0.017)	0.00160	**	0.05429	(0.017)	0.00161	***
1992	0.0988	(0.018)	< 4e-08	***	0.09883	(0.018)	< 4e-08	***
1993	0.1770	(0.018)	< 2e-16	***	0.17750	(0.018)	< 2e-16	***
1994	0.2543	(0.017)	< 2e-16	***	0.25430	(0.017)	< 2e-16	***
1995	0.2927	(0.017)	< 2e-16	***	0.29270	(0.017)	< 2e-16	***
1996	0.3525	(0.017)	< 2e-16	***	0.35250	(0.017)	< 2e-16	***
1997	0.3309	(0.016)	< 2e-16	***	0.33090	(0.016)	< 2e-16	***
1998	0.3684	(0.016)	< 2e-16	***	0.36830	(0.016)	< 2e-16	***
Caractéristiques	extérieures	au logeme	nt		•			
MUSEE	-0.1603	(0.063)	0.0121	*	-0.1600	(0.063)	0.0123	*
GARE	-0.7900	(0.078)	< 2e-16	***	-0.7900	(0.078)	< 2e-16	***
HYPER	-0.0543	(0.052)	0.3009		-0.0544	(0.052)	0.3019	
POLICE	0.0488	(0.032)	0.1284		0.0488	(0.032)	0.1292	
POSTE	0.0865	(0.023)	0.0003	***	0.0866	(0.024)	0.0003	***
POMPIERS	-0.0885	(0.091)	0.3349		-0.0882	(0.091)	0.3366	
DISTVERT	-0.00014	(1.8e-5)	< 9e-15	***	-0.00014	(2.9e-5)	< 1e-08	***
(DIS-DIS*)M		•			1.11e-6	(5.2e-5)	0.9830	
$s(c_1, c_2)$			< 2e-16	***			< 2e-16	***
R^2	0.691				0.691			
Significativité :	0 (***) 0 00	11 (**) 0 0	1 (*) 0 0 5 (1016	, 1			

Significativité: 0 '*** 0.001 '** 0.01 '* 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

Les résultats de l'estimation des modèles semi-paramétriques fournissent également une estimation de la fonction s(.), permettant d'évaluer l'impact de la localisation géographique sur les prix des logements. La figure 3.4 présente l'estimation de cette fonction à partir du modèle SP1, dans un représentation à trois dimensions (c_1 =XCENTRE, c_2 =YCENTRE, log_p =linear predictor). On constate une très forte non-linéarité de la fonction s(.). Deux pics sont situés aux alentours de XCENTRE égal à 9300 et 9500 avec un creux entre les deux, puis une élevation vers les extremités. Cette forte non-linéarité reflète les caractéristiques géographiques de la ville de Brest. Le creux correspond aux rives du Penfeld, qui traverse une partie la ville. Le pic les

plus élevé ($c_1 = 9500$) correspond au quartier du centre ville (autour de l'hôtel de la mairie). Le pic un peu moins elevé se situe de l'autre côté du Penfeld¹².

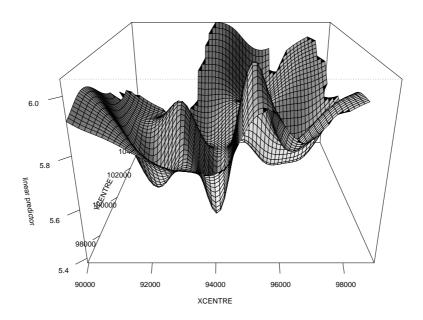


Fig. 3.4 – Représentation de la fonction s(.) en 3D

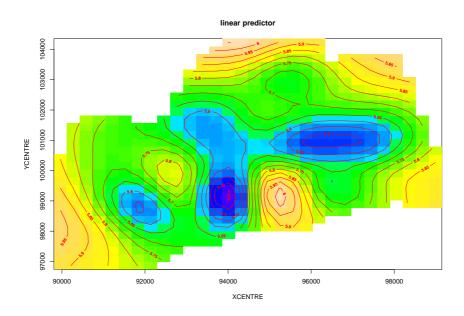


Fig. 3.5 – Représentation de la fonction s(.) en 2D

La figure 3.5 représente le même graphique en deux dimensions (contour plot), il s'agit d'une vue du dessus avec des lignes de niveaux, à la manière d'une carte topographique. Les zones où $\widehat{\log}p$ est le plus élevé apparaissent en clair (jaune) et les zones où sa valeur est la plus faible apparaissent en foncé (bleu). On retrouve les mêmes constatations qu'avec le graphique précédent : deux zones chères sont localisées de part et d'autre du Penfeld et les prix des logements sont également plus elevés lorsqu'on s'éloigne du centre de la ville.

¹²Nous renvoyons le lecteur à la figure 2.2 du chapitre 2 pour visualiser ces différentes zones et quartiers sur le plan de la ville de Brest

3.5 Conclusion

Dans ce chapitre, nous utilisons la méthode des prix hédoniques pour étudier l'influence des espaces verts sur les prix des logements dans la ville de Brest.

Une première analyse nous conduit à considérer un modèle dont la variable dépendante est la transformation logarithmique du prix (modèle semi-log). Une estimation non-paramétrique de la relation entre la distance à l'espace vert le plus proche et le prix d'un logement conduit à définir une relation linéaire dans une proximité de 200 mètres et inexistante au-delà (modèle fragmenté). L'estimation du modèle de régression indique qu'un éloignement de 100 mètres à l'espace vert le plus proche génère une baisse du prix de l'ordre de 13%.

Une deuxième analyse nous conduit à prendre en compte la dépendance spatiale des prix des logements. Pour cela, nous utilisons les coordonnées géographiques et des méthodes économétriques appropriées : d'autocorrélation spatiale et semi-paramétrique. Les résultats obtenus sont significativement différents des résultats précédents. Non seulement, l'analyse non-paramétrique de la relation entre la distance à l'espace vert le plus proche et le prix d'un logement conduit à définir une relation différente (linéaire plutôt que fragmenté). Mais surtout, l'estimation du modèle tempère l'influence des espaces verts sur les prix des logements : elle indique qu'un éloignement de 100 mètres à l'espace vert le plus proche génère une baisse du prix de l'ordre de 1.4%.

Finalement, les résultats de ce chapitre mettent en évidence le rôle des coordonnées géographiques dans l'analyse hédonique des prix de l'immobilier. La non-prise en compte de la dépendance spatiale dans les modèles économétriques génère des biais importants dans les résultats d'estimation, notamment sur les coefficients des variables de distance ou de localisation. Ces coefficients capturent alors des effets de distance ou de localisation différents de ceux qu'ils sont censés mesurer. Dans notre cas, le modèle hédonique simple fournit une sur-évaluation de l'influence des espaces verts sur les prix des logement, qui est près de dix fois supérieure à celle obtenue en tenant compte de la dépendance spatiale.

Chapitre 4

Les résultats économétriques de la méthode des enchères

4.1 Introduction

Nous allons présenter dans ce chapitre les résultats de l'estimation économétrique des fonctions d'enchères pour une dizaine de catégories d'acquéreurs. Le modèle théorique sur lequel sont fondés ces estimations dérive directement de la théorie économique urbaine présentée au premier chapitre. On caractérise le fonctionnement des marchés fonciers et immobiliers par la concurrence pour l'occupation des sols et des logement entre acquéreurs dont la capacité ou la volonté à acquérir un logement déterminé diffère. Cette concurrence conduit à l'acquisition de chaque bien par l'agent ayant, à l'équilibre, la disposition à payer la plus forte pour ce bien.

Sachant que l'on observe le type d'acquéreur et le prix qu'il a payé, cette formulation théorique conduit à un modèle économétrique de la famille tobit généralisée : la probabilité d'observer une transaction avec un acquéreur de type donné à un prix donné est la probabilité que la disposition à payer d'un acquéreur de ce type soit égale au prix observé et que les dispositions à payer des candidats à l'acquisition d'un autre type soient inférieures au prix observé.

L'avantage de ce type de modèles par rapport à la méthode hédonique standard est de plusieurs ordres. En premier lieu, le lien entre le modèle théorique et le modèle économétrique est direct. En second lieu, les informations fournies par les estimations portent directement sur les fonctions d'enchères (les dispositions à payer) et non sur la fonction de prix. En conséquence, l'évaluation de la valeur des attributs n'est pas restreinte à l'analyse de variations marginales, comme c'est le cas avec le modèle hédonique. Enfin, l'estimation économétrique fournit directement des résutats par catégorie d'agent, ce qui permet d'analyser la variété des comportements des acquéreurs sans avoir à passer par l'estimation en deux étapes du modèle hédonique qui, en général, s'avère délicate.

La contrepartie de ces avantages est une moins grande souplesse du modèle économétrique. Ce dernier repose nécessairement sur des formulations paramétriques. Et, surtout, il est plus difficile de traiter dans ce cadre des problèmes économétriques comme les corrélations entre termes aléatoires, notamment celles qui sont influencées par la proximité spatiale.

Dans la section suivante de ce chapitre, nous présentons brièvement les fondements du modèle économétrique et sa méthode d'estimation. Dans la troisième section, nous analysons les résultats d'estimation et nous les comparons à ceux qui sont obtenus avec la méthode hédonique. La dernière section conclut.

4.2 Le modèle économétrique et son estimation

4.2.1 Le modèle économétrique

On considère k catégories d'agents. Chaque catégorie d'agent est caractérisée par ses préférences, représentées par une fonction d'utilité et par ses ressources. En utilisant les méthodes standards de l'analyse duale (voir Chapitre 1), pour un niveau d'utilité à l'équilibre donné (et donc sur un marché immobilier unifié), on déduit la disposition à payer de l'agent pour un bien immobilier n caractérisé par un vecteur d'attributs (internes et externes, c'est à dire décrivant à la fois la structure du bien lui-même et le quartier dans lequel il se trouve). En utilisant un modèle simlaire à celui de Bayer et alii (2005), on utilise la spécification paramétrique log-linéaire suivante :

$$\ln E_n^i = x_n' b_i + \sigma_i \epsilon_n^i$$

où E_n^i est la disposition à payer d'un acheteur de type $i=1,\ldots,I$ pour le logement $n=1,\ldots,N$, x_n est le vecteur colonnes décrivant les attributs observables du logement n,b_i est le vecteur des paramètres déterminant l'effet de chacun de ces attributs sur la disposition à payer du ménage i,σ_i est un paramètre d'échelle déterminant l'écart-type de la composante aléatoire du modèle, les ϵ_n^i étant des termes aléatoires indépendemment et identiquement distribués, dont la loi de probabilité commune a une cumulative $F(\epsilon)$ et une densité $f(\epsilon)$.

L'économètre n'observe pas les dispositions à payer. Les E_n^i sont donc les variables endogènes latentes d'un modèle économétrique dont les observables sont, pour chaque transaction n, le prix p_n auquel cette transaction a été faite et le type de l'acquéreur, ι_n . Ce dernier étant le plus fort enchérisseur, on a

$$\iota_n = \arg \max_i E_n^i$$

$$\ln p_n = \max_i E_n^i = E_n^{\iota_n}$$

d'où

$$p_{n} = x'_{n}b_{\iota_{n}} + \sigma_{\iota_{n}}\epsilon_{n}^{\iota_{n}}$$
$$p_{n} > x'_{n}b_{i} + \sigma_{i}\epsilon_{n}^{i}, \forall i \neq \iota_{n}$$

soit

$$\epsilon_{n}^{\iota_{n}} = \frac{p_{n} - x'_{n}b_{\iota_{n}}}{\sigma_{\iota_{n}}}$$

$$\epsilon_{n}^{i} < \frac{p_{n} - x'_{n}b_{i}}{\sigma_{i}}, \ \forall i \neq \iota_{n}$$

La log-vraisemblance en dérive immédiatement :

$$L = \sum_{n=1}^{N} \sum_{i=1}^{I} u_{\iota_n}(i) f\left(\frac{p_n - x_n' b_i}{\sigma_i}\right) + (1 - u_{\iota_n}(i)) F\left(\frac{p_n - x_n' b_i}{\sigma_i}\right)$$

où $u_{\iota_n}(i)$ est égal à l'unité quand $i=\iota_n$, à zéro sinon. On notera que cette log-vraisemblance s'écrit également sous la forme $L=\sum_{n=1}^N L_i$, avec

$$L_{i} = \sum_{n=1}^{N} u_{\iota_{n}}(i) f\left(\frac{p_{n} - x_{n}'b_{i}}{\sigma_{i}}\right) + \left(1 - u_{\iota_{n}}(i)\right) F\left(\frac{p_{n} - x_{n}'b_{i}}{\sigma_{i}}\right)$$

Les paramètres b_i et σ_i apparaissent dans L_i seulement, ce qui permet de maximiser séparément chacune des vraisemblances partielles L_i .

C'est cette méthode d'estimation qui a été utilisée dans la suite de ce chapitre, avec des programmes Matlab écrits spécifiquement pour ce type de modèles. Pour la mettre en oeuvre concrètement, il faut spécifier la distribution de probabilité du terme aléatoire, c'est à dire la cumulative $F\left(\epsilon\right)$ et/ou la densité $f\left(\epsilon\right)$. Deux choix sont pertinents :

- La loi normale centrée réduite, de densité $(2\pi)^{-1/2} \exp(-\epsilon^2/2)$. C'est le choix standard dans le cadre de la modélisation tobit.
- La loi de Gumbel de type III, de cumulative $\exp(-\exp(-\epsilon))$. Ce choix a deux avantages. D'une part, il rapproche le modèle tobit du modèle logit, souvent utilisé dans l'analyse des choix de localisation. D'autre part, il permet d'interpréter l'enchère de la catégorie i comme l'enchère maximale des agents de la catégorie i.

Il ne faut pas s'attendre à des différences importantes de résultats entre les deux distributions de probabilité. Ces dernières ont en effet des formes similaires, la principale différence portant sur les queues de distribution. Et, dans un contexte assez proche (celui des modèles probit et tobit), l'expérience montre que les estimations sont comparables.

Dans la suite de cette contribution, nous présenterons des résultats avec les deux distributions. L'intérêt est de fournir une indication, certes informelle, sur la robustesse des résultats obtenus.

4.3 Les résultats d'estimation

4.3.1 La définition des types d'acquéreurs

La mise en oeuvre de la procédure d'estimation suppose la définition préalable de types d'acquéreurs. Les informations disponibles dans nos données sur les caractéristiques de ces derniers portent sur la catégorie socio-professionnelle, l'âge et le statut marital. Ces informations doivent être utilisées de manière à définir des types d'acquéreurs qui soient aussi homogènes que possibles du point de vue des facteurs déterminant leur diposition à payer, à savoir leurs préférences et leurs ressources.

Ceci nous a conduit à faire une classification en dix groupes, combinant la catégorie socio-professionnelle et l'âge. Nous avons choisi d'ignorer le statut marital, habituellement peu discriminant. La catégorie socio-professionnelle est une proxy (très imparfaite) du niveau de ressources. Elle structure également pour une part les préférences. L'âge est corrélé à la fois aux préférences et aux ressources. Il est corrélé aux préférences dans la mesure où la structure du ménage varie fortement avec l'âge. Un acquéreur de 30 à 40 ans a de fortes chances de correspondre à une famille avec enfants, dont le besoin en logement est plus important que celui d'un acquéreur jeune, plutôt célibataire. Il est également corrélé aux ressources, un acquéreur plus âgé ayant eu plus de temps pour acquérir le capital qu'il devra mobiliser pour financer son acquisition.

Nous avons donc distingué trois grandes catégories socio-professionnelles : les employés et ouvriers, les cadres moyens (y compris les militaires, fortement représentés à Brest, cf. Chapitre II), et les cadres supérieurs. S'ajoutent à ces trois grands types une catégorie résiduelle, appelée 'divers', qui pour l'essentiel comprend les retraités. Si cela avait été possible, il aurait été préférable d'éclater la catégorie des retraités en réintégrant chaque type dans la catégorie socio-professionnelle à laquelle il appartenait quand il était actif. Mais cette information n'est pas disponbible. Pour chacune des trois premières catégories sociales, nous avons distingués trois tranches d'âge, correspondant respectivement aux acquéreurs jeunes, d'âge moyen et plus âgés. Les seuils définissant les tranches d'âge varient d'une catégorie socio-professionnelle à l'autre, afin de ne pas trop déséquilibrer les effectifs entre types d'agents. Cette nécessité de faire varier les tranches d'âge entre catégories socio-professionnelles est elle-même le reflet de différences dans les cycles de vie entre ces catégories. Les catégories supérieures acquièrent leur logement plus tardivement, sans doute parce que leur entrée dans la vie active et les autres événements de leur cycle de vie sont également plus tardifs.

Au final, nous distinguons les dix types de ménages suivants :

Catégorie socio professionnelle	Tranche d'âge
Ouvriers et employés	30 ans et moins
	31 à 39 ans
	40 ans et plus
Cadres moyens et militaires	30 ans et moins
	31 à 37 ans
	38 ans et plus
Cadres supérieurs	32 ans et moins
	$33 \ \text{à} \ 45 \ \text{ans}$
	46 ans et plus
Autres	

4.3.2 Les résultats avec la variable de proximité des espaces verts

Les estimations que nous avons faites sont aussi proches que possible des estimations présentées au chapitre précédent dans le cadre de la méthode hédonique classique. Nous avons repris les mêmes variables explicatives, qu'il s'agisse des caractéristiques propres au logement, de l'année de la transaction, ou des caractéristiques extérieures au logement. Comme dans le chapitre précédent, nous avons utilisé deux types de variables pour décrire la position du logement ayant fait l'objet d'une transaction par rapport aux expaces verts. On trouvera dans cette section les résultats avec la variable muette PROXVERT, égale à l'unité si un espace vert se situe à moins de cinq minutes du logement. La section suivante présente les résultats avec les variables DISTVERT, qui mesure la distance à l'espace vert le plus proche, et (DISTVERT–200)M, qui permet de neutraliser l'effet de la distance au delà de 200 mètres.

L'intérêt de ce chapitre étant de comparer les deux types d'estimations sur la question qui nous intéresse, l'attractivité des espaces verts, nous centrerons notre discussion sur les estimations des effets des variables de proximité ou de distance aux espaces verts, présentés dans les tableaux qui suivent. Le lecteur interessé trouvera dans l'annexe A les résultats complets d'estimation. Dans le tableau 4.1 sont synthétisés les effets estimés de la variable PROXVERT avec quatre modèles différents. Le premier est le modèle de base avec l'ensemble des variables utilisées dans le chapitre précédent (voir tableau 3.1) et des termes aléatoires sur les fonctions d'enchères suivant une loi normale (Modèle I). Le deuxième modèle ne diffère du précédent que par la spécification des termes aléatoires, qui suivent maintenant une loi de Gumbel de type III (Modèle II). Comme indiqué dans la section précédente, la comparaison entre ces deux spécifications du terme aléatoire fournit une indication sur la robustesse des résultats.

Le troisième modèle reprend la spécification de base avec aléas normaux en y ajoutant des variables indicatrices pour dix quartiers (Modèle III). Le quatrième modèle reprend la spécification de base avec des aléas suivant une loi de Gumbel de type III en y ajoutant, comme dans le cas précédent, des variables indicatrices de quartier (modèle IV). En ajoutant des variables indicatrices de quartier, on essaye de pallier indirectement aux problèmes posés par l'autocorrélation spatiale. Rappelons que, dans le chapitre précédent (section 3.4.1), on avait détecté une forte autocorrélation spatiale des résidus, qui avait conduit à estimer un modèle avec autocorrélation spatiale, puis un modèle semi-paramétrique avec une fonction s(.) permettant d'évaluer l'impact de la localisation géographique sur le prix des logements.

Ces modèles, estimables dans le cas linéaire standard comme c'est le cas du modèle hédonique du chapitre 3, ne le sont plus pour un modèle à variables dépendantes limitées comme celui qui est utilisé dans ce chapitre. Introduire l'aucorrélation spatiale dans les modèles à variables dépendantes limités n'est pas possible dans l'état actuel des techniques d'estimation, car cela conduit à calculer une log-vraisemblance contenant des lois multidimensionnelles d'ordre très

élevé, pour lesquelles même les méthodes par simulation n'ont pas de bonnes performances. Quant à l'introduction de termes non paramétriques, elle n'est pas envisageable.

Utiliser une estimation avec des variables indicatrices pour un ensemble de quartier est la manière la plus satisfaisante de se rapprocher des résultats de l'estimation avec autocorrélation spatiale. En effet, l'autocorrélation spatiale est le plus souvent la conséquence de l'existence de variables manquantes, elles-mêmes autocorrélées spatialement. Et c'est effectivement ce à quoi on peut s'attendre dans le contexte qui est le notre, où l'information qui nous manque porte essentiellement sur les caractéristiques externes du logement, caractéristiques qui ne changent guère pour des transactions proches les unes des autres. On peut alors s'attendre à ce que l'introduction des variables indicatrices de quartier réduise fortement, voire fasse disparaitre, les problèmes d'autocorrélation spatiale. Et c'est ce que la pratique confirme en général. Les résultats sont alors comparables à ceux obtenus sans variables indicatrices mais avec correction de l'autocorrélation spatiale.

Avant d'examiner les résultats, rappelons que l'estimation du modèle de base avec formulation semi-logarithmique par la méthode hédonique conduisait à un effet très significatif de la proximité aux espaces verts, celle-ci faisant augmenter les prix de 4,9% (tableau 3.1). Les résultats du modèle tobit généralisé (tableau 4.1) se situent dans les mêmes ordres de grandeur tout en faisant apparaître une très forte hétérogénéité entre catégories d'acheteurs.

Tab. 4.1 – Effets estimés de la proximité aux espaces verts

	Ouvr	iers et emp	oloyés	Cadres	moyens et	$_{ m militaires}$	Cao	dres supéri	eurs	Autres		
Age	<= 30	31 à 40	>=40	<= 30	31 à 37	>= 38	<= 32	33 à 45	>=46			
		Modèle	I : sans v	ariables ir	ndicatrices	de quartier	· (loi norn	nale)				
Coef	0,001	-0,016	0,019	-0,050	0,019	0,050	0,054	0,110	0,085	0,072		
Ecart-type	0,021	0,022	0,023	0,020	0,026	0,022	0,045	0,028	0,036	0,014		
P-value	0,97	$0,\!46$	$0,\!40$	0,01	$0,\!46$	0,03	$0,\!23$	0,00	0,02	0,00		
	Modèle II : sans variables indicatrices de quartier (loi de Gumbel)											
Coef	0,012	0,002	0,040	-0,044	0,034	0,061	0,068	0,124	0,082	0,072		
Ecart-type	0,026	0,028	0,027	0,024	0,031	0,026	0,050	0,032	0,038	0,016		
P-value	0,63	0,93	$0,\!14$	0,07	0,28	0,02	$0,\!17$	0,00	0,03	0,00		
		Modèle I	II : avec v	variables i	indicatrices	de quartie	er (loi nor	male)				
Coef	0,024	0,004	0,018	-0,043	0,019	0,052	0,008	0,072	0,041	0,047		
Ecart-type	0,021	0,022	0,023	0,021	0,026	0,023	0,046	0,029	0,036	0,015		
P-value	0,27	0,86	$0,\!45$	0,04	$0,\!45$	0,02	0,86	0,01	$0,\!25$	0,00		
		Modèle IV	: avec va	riables in	dicatrices of	le quartier	(loi de G	umbel)				
Coef	0,040	0,031	0,047	-0,031	0,042	0,071	0,031	0,087	0,064	0,070		
Ecart-type	0,026	0,028	0,027	0,024	0,031	0,026	0,051	0,033	0,038	0,016		
P-value	0.12	0.27	0.08	0.20	0.18	0.01	0.54	0.01	0.09	0.00		

Les résultats des deux estimations, avec des aléas suivant une loi normale ou avec des aléas suivant une loi de Gumbel de type III, sont cohérents. Dans les deux cas, l'effets estimé n'est pas significativement différent de zéro au seuil de 10% pour cinq catégories d'acheteurs, les trois catégories d'âge des ouvriers et employés, les cadres moyens et militaires d'âge moyen (31 à 37 ans), les jeunes cadres supérieurs (32 ans ou moins). On voit donc que ce sont plutôt les catégories sociales moins aisées et les plus jeunes qui valorisent le moins les espaces verts, sans qu'il s'agisse d'une règle absolue.

Dans les deux estimations, l'effet estimé pour les jeunes cadres moyens et militaires (30 ans ou moins) est négatif, avec une valeur d'environ -0.05. Cet effet est très significatif (au seuil de 1%) dans l'estimation avec des aléas normaux; il l'est nettement moins (le seuil est maintenant de 7%) dans l'estimation avec des aléas suivant une loi de Gumbel. Ce signe négatif est sans doute la conséquence de l'existence de variables omises. Pour les quatre catégories d'acheteurs restantes, l'effet estimé est très significativement positif. La proximité d'un espace vert ferait

augmenter la disposition à payer des acheteurs d'un pourcentage allant d'environ 5% pour les cadres moyens et militaires d'eau moins 38 ans à environ 12% pour les cadres supérieurs ayant entre 33 et 45 ans; pour deux autres catégories, l'effet prend une valeur intermédiaire, environ 7 à 8%: les cadres supérieurs d'au moins 46 ans et les autres acheteurs, c'est à dire pour une large part les retraités.

L'introduction de variables indicatrices de quartier modifie sensiblement les estimateurs, sans pour autant que les résultats soient qualitativement changés. En règle générale, les effets estimés sont plus faibles qu'en l'absence de variables indicatrices et les différences sont plus importantes entre l'estimation avec des aléas suivant une loi normale et l'estimation avec des aléas suivant une loi de Gumbel.

On retrouve, pour l'estimation sous l'hypothèse de normalité, des effets non significatifs pour les cinq catégories d'acheteurs que sont les trois tranches d'âges des employés et ouvriers, les militaires de 31 à 37 ans et les cadres supérieurs de 32 ans ou moins. On retrouve également un effet significativement négatif pour les cadres moyens et miltaires de 30 ans au plus. Dans l'estimation sous l'hypothèse d'une loi de Gumbel, deux changements apparaissent. D'une part, si l'effet estimé pour les cadres moyens et miltaires de 30 ans au plus reste négatif, il n'est plus significatif. D'autre part, l'effet estimé pour les ouvriers ou employés d'au moins 40 ans devient faiblement significatif, avec une probabilité de la zone critique égale à 8%.

Si l'on se tourne vers les quatre catégories pour lesquelles, en l'absence de variables indicatrices, l'effet estimé de la proximité aux espaces verts était significativement positif, on constate que, dans les estimations sous l'hypothèse de normalité, il cesse d'être significatif pour l'une d'entre elles, les cadres supérieurs d'au moins 46 ans; dans les estimations sous l'hypothèse d'une loi de Gumbel, il reste faiblement significatif (le seuil est de 9%). Pour les trois autres, l'introduction des variables indicatrices ne modifie guère les effets estimés pour les cadres moyens et militaires d'au moins 38 ans, que ce soit avec des aléas normaux ou de type Gumbel; dans les deux cas, elle fait sensiblement baisser les effets estimés pour les deux autres catégories, les cadres supérieurs de 33 à 45 ans et les autres acquéreurs.

En conclusion, si les estimations des fonctions d'enchères par le modèle tobit généralisé ne contredisent pas les estimations des fonctions de prix par la méthode hédonique, elles font ressortir l'existence d'une forte hétérogénéité entre catégories d'acquéreurs, la disposition à payer pour la proximité à un espace vert n'étant pas significativement positive pour les classes sociales les moins aisées et plutôt faible pour les plus jeunes. Les différences entre catégories sont cependant plus faibles quand l'introduction dans le modèle de variables indicatrices de quartier permet, d'une manière certes sommaire, de tenir compte des caractéristiques externes inobservables. Cette différence entre estimations avec et sans indicatrices de quartier est a priori la conséquence du fait que les espaces verts sont plus nombreux dans les quartiers ayant, par ailleurs, des caractéristiques inobservables les valorisant. Dans la mesure où nous n'avons pas pu faire figurer l'environnement social du logement dans nos variables explicatives, ceci n'est pas surprenant.

4.3.3 Les résultats avec la variable de distance aux espaces verts

Nous allons maintenant analyser les résultats d'estimations obtenus en utilisant la distance aux espaces verts au lieu de la seule indicatrice de proximité aux espaces verts. Nous reprenons la spécification du modèle fragmenté du chapitre 3 avec la variable DISTVERT, qui est la distance à l'espace vert le plus proche, et la variable (DISTVERT–200)M, qui est nulle en deça de 200 mètres et égale à la distance diminuée de 200 mètres au delà. Cette spécification permet de rendre compte d'une rupture aux alentours de 200 mètres, l'éloignement de l'espace vert le plus proche faisant baisser les prix en deçà de 200 mètres, sans avoir d'effet au delà.

Rappelons brièvement les résultats du chapitre 3. L'estimation du modèle de base conduisait à une baisse des prix de 0.13% par mètre en deçà de 200 mètres, et à un effet nul au delà (tableau 3.2). Les tests du multiplicateur de Lagrange sur l'interaction spatiale concluaient

cependant à une très forte autocorrélation spatiale entre termes d'erreur. L'estimation d'un modèle avec autocorrélation spatiale conduit à des effets estimés non significativement différents de zéro (tableau 3.3); on n'aurait donc pas d'impact de la distance à l'espace vert le plus proche sur les prix des logements. Cependant, quand on essaye de prendre en compte l'existence de caractéristiques locales inobservables avec une régression semi-paramétrique, on retrouve un effet significatif de la distance à l'espace vert le plus proche, un éloignement d'un mètre faisant baisser les prix de 0,014% (tableau 3.4). Cet effet, beaucoup plus faible que celui estimé avec le modèle de base, est cependant très significativement différent de zéro.

Tab. 4.2 – Effets estimés de la distance aux espaces verts

	Ouvr	riers et emp	oloyés		moyens et	militaires	Cac	lres supéri	eurs	Autres
Age	<= 30	31 à 40	>=40	<= 30	31 à 37	>= 38	<= 32	33 à 45	>=46	•
		Modèle V	: sans va	riables inc	licatrices d	e quartier	(loi norma	ale)		
DISTVERT										
Coef	-0,96	-0,79	-0,61	-0,39	-1,75	-1,72	-0,73	-1,52	-1,36	-1,67
Ecart-type	$0,\!35$	$0,\!37$	0,40	$0,\!36$	$0,\!43$	$0,\!37$	0,79	0,48	0,60	$0,\!24$
P-value	0,01	0,03	0,13	$0,\!28$	0,00	0,00	$0,\!35$	0,00	0,02	0,00
$(DIS-DIS^*)M$										
Coef	1,07	0,87	0,66	0,60	1,89	1,78	0,77	1,33	1,24	1,61
Ecart-type	0,37	0,39	$0,\!42$	$0,\!38$	$0,\!45$	0,39	0,83	0,51	0,64	$0,\!25$
P-value	0,00	0,03	0,12	0,11	0,00	0,00	$0,\!35$	0,01	0,05	0,00
	N	Iodèle VI :	sans vari	ables indi	catrices de	quartier (loi de Gui	mbel)		
DISTVERT										
Coef	-1,47	-1,28	-0,83	-0,32	-2,07	-1,72	-0,49	-1,37	-0,89	-1,34
Ecart-type	0,40	$0,\!45$	$0,\!46$	$0,\!44$	$0,\!49$	$0,\!42$	0,88	$0,\!54$	0,64	$0,\!25$
P-value	0,00	0,00	0,07	$0,\!46$	0,00	0,00	0,58	0,01	$0,\!17$	0,00
$(DIS-DIS^*)M$										
Coef	1,63	1,42	0,88	$0,\!58$	$2,\!26$	1,81	$0,\!56$	1,18	0,76	1,28
Ecart-type	0,43	$0,\!47$	0,49	$0,\!46$	$0,\!52$	$0,\!44$	0,93	$0,\!57$	0,68	$0,\!27$
P-value	0,00	0,00	0,07	0,21	0,00	0,00	0,55	0,04	$0,\!27$	0,00
		Modèle VI	[: avec va	ariables in	dicatrices	de quartier	(loi norm	nale)		
DISTVERT										
Coef	-1,10	-0,87	-0,46	-0,14	-1,25	-1,42	0,06	-1,01	-0,36	-1,18
Ecart-type	0,36	0,37	0,40	$0,\!36$	$0,\!43$	$0,\!37$	0,81	0,49	0,60	$0,\!24$
P-value	0,00	0,02	$0,\!25$	0,70	0,00	0,00	0,94	0,04	$0,\!55$	0,00
$(DIS-DIS^*)M$										
Coef	1,15	0,89	0,48	$0,\!29$	1,30	1,43	0,02	$0,\!86$	$0,\!28$	1,13
Ecart-type	0,38	$0,\!39$	$0,\!42$	$0,\!38$	$0,\!46$	$0,\!39$	0,85	0,51	0,64	$0,\!26$
P-value	0,00	0,02	$0,\!25$	0,44	0,00	0,00	0,98	0,09	0,66	0,00
	M	odèle VIII	: avec var	riables inc	licatrices d	e quartier	(loi de Gu	ımbel)		
DISTVERT										
Coef	-1,52	-1,21	-0,81	-0,21	-1,62	-1,43	0,09	-1,11	-0,18	-1,12
Ecart-type	0,40	$0,\!45$	$0,\!46$	$0,\!43$	$0,\!49$	$0,\!41$	0,91	$0,\!54$	0,65	$0,\!25$
P-value	0,00	0,01	0,08	0,63	0,00	0,00	0,92	0,04	0,78	0,00
$(DIS-DIS^*)M$										
Coef	1,58	1,24	0,80	$0,\!38$	1,69	1,44	0,00	0,97	0,05	1,05
Ecart-type	0,42	0,47	0,48	$0,\!45$	$0,\!52$	$0,\!44$	0,95	$0,\!57$	0,68	$0,\!27$
P-value	0,00	0,01	0,10	$0,\!39$	0,00	0,00	1,00	0,09	0,95	0,00

On trouvera dasn le tableau 4.2 les résultats d'estimations du modèle tobit généralisé. Comme dans la section précédente, nous avons fait quatre estimations, sans et avec variables indicatrices de quartier, avec des aléas suivant une loi normale ou une loi de Gumbel de type III. Les distances utilisées ici sont en kilomètres, alors que dans le chapitre 3 l'unité de distance était le mètre¹.

¹La raison principale de ce changement d'unité tient au processus d'estimation. Le maintien du mètre comme unité de distance conduit à une matrice de variables explicatives dont les colonnes ont des ordres de grandeur très différents les uns des autres, ce qui pose des problèmes numériques aux algorithmes manipulant cette matrice.

Pour comparer nos résultats avec ceux du chapitre précédent, il faut donc diviser les coefficients du tableau 4.2 par 1000.

De l'examen des résultats du modèle sans variables indicatrices de quartier avec des aléas normaux, il ressort que l'effet estimé de la distance sur les dispositions à payer est significatif pour la plupart des catégories d'acheteurs; seuls font execption les cadres moyens et militaires de 30 ans ou moins, les cadres supérieurs de 32 ans ou moins et, dans une moindre mesure, les ouvriers et employés de 40 ans ou plus. Pour tous les types d'acquéreurs, les coefficients estimés des deux variables sont proches en valeur absolue et de signe opposée. En conséquence, comme pour les effets sur les prix obtenus par la méthode hédonique, on constate que l'éloignement à l'espace vert le plus proche n'influence pas la disposition à payer au delà de 200 mètres.

En deçà de 200 mètres, on obtient des effets estimés sur les dispositions à payer qui ont, en règle générale, un ordre de grandeur similaire à celui des effets sur les prix obtenus avec la méthode hédonique : aux alentours de 0,1% par mètre contre 0,13% pour le modèle hédonique. On retrouve des différences importantes entre catégories d'acheteurs, moindres cependant qu'avec la variable de proximité. Un éloignement supplémentaire d'un mètre ferait baisser la disposition à payer d'environ 0,17% pour les cadres moyens et militaires de 31 à 37 ans et de 38 ans et plus et pour la catégorie des autres acquéreurs; la baisse ne serait que de 0,15% pour les cadres supérieurs de 33 à 45 ans, de 0,13% pour les cadres supérieurs de moins de 46 ans, de 0,1% pour les ouvriers et employés de 30 ans ou moins et de 0,08% pour les employés et ouvriers de 31 à 40 ans. On constate donc une différence forte entre les ouvriers et employés et les deux autres catégories sociales et un clivage entre les plus jeunes et les deux tranches d'âge plus élevées.

L'estimation avec des aléas suivant une loi de Gumbel de type III ne conduit pas à des résultats qualitativement très différents. Comme avec des aléas normaux, les effets estimés ne sont pas significatifs pour les cadres moyens et militaires de 30 ans ou moins et pour les cadres supérieurs de 32 ans ou moins; ils sont un peu plus significatifs pour les employés et ouvriers d'au moins 40 ans (au seuil de 7% contre un seuil de 12% avec des aléas normaux) et ils ne le sont pas pour les cadres supérieurs d'au moins 46 ans alors qu'ils l'étaient avec des aléas normaux. On retrouve globalement une disparition de l'effet de la distance au delà de 200 mètres. Enfin, en deçà de 200 mètres, on retrouve des effets dont l'ordre de grandeur est autour de 0,1 à 0,2% par mètre, un peu plus marqués qu'avec des aléas normaux pour les ouvriers et employés quelque soit l'âge et pour les cadres moyens de 31 à 37 ans, un peu moins marqués pour les cadres supérieurs de 33 à 45 ans et les acquéreurs de la catégorie "autres". De ce fait, la différenciation entre les employés et ouvriers et les autres catégories tend à s'effacer.

L'introduction de variables indicatrices de quartier, qui ont un effet très significatif, ne modifie pas qualitativement les résultats obtenus pour les variables de distance. Comme en l'absence de variables indicatrices, les effets estimés ne sont pas significativement différents de zéro pour les cadres moyens et militaires de 30 ans et moins et pour les cadres supérieurs de 32 ans au plus, que les aléas soient normaux ou distribués suivant une loi de Gumbel. Les effets estimés pour les employés et ouvriers de 40 ans et plus, qui étaient faiblement significatifs en l'absence de variables indicatrices, sont plutôt non significativement différents de zéro quand on les introduit. Enfin, pour les cadres supérieurs de 46 ans et plus, alors qu'en l'absence de variables indicatrices les résultats divergaient (un effet significatif avec des aléas normaux, un effet non significatif avec des aléas suivant une loi de Gumbel), avec des variables indicatrices les effets estimés ne sont pas significativement différents de zéro dans les deux cas.

On retrouve là encore des coefficients qui, pour tous les types d'acquéreurs sont à peu de chose près égaux en valeur absolue et de signe opposé, avec la conclusion que l'effet de la distance disparait au delà de 200 mètres. Pour les distances inférieures à 200 mètres, on retrouve des coefficients ayant le même ordre de grandeur que précédemment, autour de 0,1%. Cependant, les différences entre types d'acheteurs sont moins nettes que précédemment et il n'y a pas de hiérarchie très visible. Comme en l'absence de variables indicatrices, on trouve des effets importants pour les cadres moyens de 31 à 37 ans et de 38 ans et plus (un éloignement d'un mètre

faisant baisser la disposition à payer d'environ 0,15%), pour les deux spécifications des aléas. On retrouve des effets assez marqués mais un peu moins importants pour les cadres supérieurs de 33 à 45 ans et pour la catégorie des autres acquéreurs (aux alentours de 0,11%). A l'opposé, les effets estimés pour les ouvriers de 30 ans ou moins et de 31 à 40 ans sont plus marqués qu'en l'absence de variables indicatrices.

4.4 Conclusion

En conclusion, la comparaison des estimations avec les variables de distance et des estimations avec la variable de proximité conduit à plusieurs observations. En premier lieu, les deux estimations divergent quelque peu sur les catégories d'acheteurs qui se seraient pas sensibles à la proximité à un espace vert. Pour les estimations avec la variable de proximité, il s'agit des employés et des ouvriers (quel que soit leur âge), des jeunes cadres moyens et militaires (30 ans au plus) et des jeunes cadres supérieurs (32 ans ou moins). Pour les estimations avec les variables de distance, les effets sont significatifs et même relativement importants pour les ouvriers et employés de 30 ans ou moins et de 31 à 40 ans. Ils restent non significatifs pour les ouvriers et employés de 40 ans et plus, les jeunes cadres moyens et les jeunes cadres supérieurs. Ils deviennent non significatifs pour les cadres supérieurs de 46 ans et plus.

En second lieu, quand ils sont significatifs, les effets estimés avec la variable de distance et avec la variable de proximité ont des ordres de grandeur très proches. Rappelons que, dans le modèle de base, pour les types d'acheteurs pour lesquels la proximité a un effet significatif, celle-ci ferait augmenter les prix de 5 à 12% suivant les catégories d'acheteurs. Pour comparer avec ce qui se passe quand on utilise la variable de distance, on peut calculer l'effet moyen de cette variable sur l'intervalle de 0 à 333 mètres qui définit la proximité. Or, quand on utilise la variable de distance, un éloignement d'un mètre entre 0 et 200 mètres, quand il a un effet significatif, fait baisser le prix de 0,08 à 0,1%, d'où un effet moyen sur l'intervalle de 0 à 333 mètres allant de 5 à 12%. On retrouve la même fourchette.

En troisième lieu, la hiérarchie entre types d'acquéreurs est moins nette dans les estimations avec les variables de distance que dans les estimations avec la variable de proximité. Avec cette dernière, on avait une opposition claire entre les employés et les ouvriers d'une part, les cadres (moyens ou supérieurs) d'autre part; les premiers n'apparaissant pas sensibles à la distance aux espaces verts alors que les seconds l'étaient. Cette opposition disparait quand on utilise les variables de distance, les effets estimés étant très significatifs pour les ouvriers et employés de 30 ans ou moins et de 31 à 40 ans.

En quatrième et dernier lieu, si l'effet estimé de la proximité diminue sensiblement quand on introduit des variables indicatrices de quartier, ce n'est pas le cas des variables de distance. Les baisses, quand il y en a, sont plus faibles et on observe au contraire des augmentations, notamment chez les employés et les ouvriers.

Annexes A : Résultats complets d'estimation par la méthode des enchères

Nous présentons dans cette annexe les coefficients estimés, les résultats généraux et les test de Wald pour chacun des 8 modèles :

- Modèle I : avec variable de proximité des espaces verts, sans indicatrices de quartier et aléas normaux;
- Modèle II : avec variable de proximité des espaces verts, sans indicatrices de quartier et aléas Gumbel;
- Modèle III : avec variable de proximité des espaces verts, avec indicatrices de quartier et aléas normaux;
- Modèle IV : avec variable de proximité des espaces verts, avec indicatrices de quartier et aléas Gumbel;
- Modèle V : avec variable de distance aux espaces verts, sans indicatrices de quartier et aléas normaux;
- Modèle VI : avec variable de distance aux espaces verts, sans indicatrices de quartier et aléas Gumbel;
- Modèle VII : avec variable de distance aux espaces verts, avec indicatrices de quartier et aléas normaux;
- Modèle VIII : avec variable de distance aux espaces verts, avec indicatrices de quartier et aléas Gumbel ;

Les résultats avec la variable de proximité des espaces verts et sans indicatrices de quartier (Modèles I et II)

Tab. 4.3 – Modèle I : coefficients estimés

	Ouvr	iers et emp	oloyés	Cadres	moyens et	militaires	Cac	dres supéri	eurs	Autres
Age	<= 30	31 à 40	>=40	<= 30	31 à 37	>= 38	<= 32	33 à 45	>=46	
constante	3,317	3,210	3,378	3,294	3,389	3,521	2,363	3,291	2,893	4,052
taille										
T1	0,044	0,160	0,092	0,211	-0,082	0,110	0,039	0,001	0,130	0,133
T1BIS	0,316	$0,\!280$	$0,\!185$	0,406	0,223	$0,\!281$	-0,062	0,305	0,543	0,141
T2	0,614	0,583	0,385	0,750	0,289	$0,\!423$	0,612	$0,\!350$	0,377	0,423
Т3	0,989	0,968	0,729	1,122	0,669	0,728	0,978	0,559	0,553	0,724
T4	1,189	1,245	0,895	1,329	0,958	0,919	1,230	0,780	0,696	0,908
T5	1,323	1,479	1,039	1,484	1,233	1,278	1,546	1,205	1,170	1,151
T6	1,340	1,538	1,126	1,499	1,376	1,390	1,805	1,625	1,445	1,163
T7	1,023	1,487	1,282	1,704	1,549	1,461	1,992	1,844	1,576	1,343
T8	0,763	1,237	0,969	-8,046	1,173	1,462	2,241	1,833	1,803	1,347
Т9	1,315	0,925	0,798	1,196	1,510	1,581	1,761	1,927	1,612	1,136
maison	0,288	0,511	0,460	0,231	0,553	$0,\!376$	0,264	$0,\!574$	0,210	$0,\!275$
parking	0,201	0,213	0,315	0,233	0,270	0,169	0,217	0,113	0,204	0,209
année										
91	$0,\!276$	$0,\!280$	0,321	-0,169	-0,144	0,078	-0,198	-0,175	0,022	0,018
92	0,337	0,248	$0,\!295$	-0,146	-0,184	0,014	0,039	0,183	$0,\!320$	0,031
93	0,242	$0,\!290$	0,289	0,293	0,243	$0,\!221$	0,168	$0,\!136$	$0,\!420$	0,084
94	0,289	0,319	0,342	0,334	0,329	$0,\!277$	$0,\!471$	$0,\!360$	$0,\!510$	$0,\!124$
95	$0,\!351$	$0,\!326$	0,343	0,367	0,392	$0,\!252$	$0,\!370$	0,371	$0,\!521$	$0,\!257$
96	0,394	$0,\!450$	$0,\!504$	$0,\!459$	0,363	0,312	$0,\!489$	$0,\!367$	$0,\!563$	0,293
97	0,405	0,404	0,449	0,499	0,330	$0,\!305$	$0,\!453$	0,300	$0,\!551$	0,282
98	0,446	$0,\!420$	$0,\!487$	$0,\!521$	$0,\!386$	$0,\!396$	$0,\!459$	$0,\!278$	0,615	0,331
musee	-0,254	-0,373	-0,320	-0,359	-7,877	-0,060	-4,765	-0,184	0,162	-0,067
gare	-0,637	-0,662	-7,704	-0,355	-0,681	-0,080	-5,369	-8,078	-0,819	-0,462
hyper	-0,112	0,082	$0,\!170$	-0,068	-0,414	-0,062	-4,794	-0,254	-0,675	0,002
police	0,049	-0,053	0,070	-0,025	-0,037	-0,013	-0,047	-0,030	0,048	-0,077
poste	-0,024	-0,027	-0,049	0,015	-0,130	0,072	-0,028	0,065	0,118	0,021
pompiers	-7,971	-7,952	0,048	$0,\!168$	0,294	$0,\!134$	-3,854	0,074	-7,960	-0,088
proxvert	0,001	-0,016	0,019	-0,050	0,019	0,050	0,054	0,110	0,085	0,072

Tab. 4.4 – Modèle I : résultats généraux et test de Wald

	Ouvr	iers et em	ployés	Cadres moyens, militaires			Cac	lres supéri	eurs	Autres
Age	<= 30	31 à 40	>=40	<= 30	31 à 37	>= 38	<= 32	33 à 45	>=46	
Nombre d'observations	1032	1074	1022	1313	932	1287	406	1033	676	3024
Log-vraisemblance	-2524	-2740	-2768	-3211	-2715	-3464	-1640	-3113	-2372	-5399
Ratio de vraisemblance	28318	31520	28194	38328	28191	37455	11606	32057	18630	89377
P-value	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
			Sta	tistique d	e Wald					
constante	1564,2	1284,3	1676,5	1555,8	1589,0	2081,6	181,6	1215,1	534,9	6813,6
taille	1104,1	1200,5	700,5	1274,0	891,5	989,5	363,0	833,5	366,5	1936,2
maison	87,4	$336,\!8$	201,6	57,9	263,8	142,0	16,7	215,4	14,3	163,6
parking	38,0	37,0	84,7	58,3	45,1	21,6	9,5	5,1	13,6	88,5
année	85,4	88,9	98,8	518,7	243,0	137,4	96,9	141,8	113,3	323,8
musee	1,5	1,9	1,7	2,8	0,0	0,1	0,0	0,4	0,4	0,3
gare	4,9	4,5	0,0	1,7	3,6	0,2	0,0	0,0	3,3	8,1
hyper	0,4	0,3	1,3	0,2	1,8	0,1	0,0	0,8	2,7	0,0
police	0,3	0,2	0,5	0,1	0,1	0,0	0,1	0,1	0,1	1,4
poste	0,1	0,1	0,3	0,0	1,5	0,9	0,0	0,4	1,0	0,2
pompiers	0,0	0,0	0,0	0,4	1,4	0,2	0,0	0,0	0,0	0,1
proxvert	0,0	0,5	0,7	6,1	0,5	4,9	1,4	14,9	5,7	24,9
			Probabil	ité de la z	zone critiqu	1e				
constante	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
taille	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
maison	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
parking	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,02	0,00	0,00
année	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
musee	0,22	$0,\!17$	0,19	0,09	1,00	0,76	1,00	$0,\!54$	$0,\!54$	0,59
gare	0,03	0,03	1,00	0,19	0,06	0,68	1,00	1,00	0,07	0,00
hyper	0,51	$0,\!59$	$0,\!26$	0,64	0,18	0,71	1,00	$0,\!36$	0,10	0,98
police	0,57	0,62	0,48	0,79	0,76	0,90	0,81	0,81	0,74	0,23
poste	0,76	0,76	$0,\!58$	0,84	$0,\!23$	$0,\!35$	0,87	$0,\!51$	0,31	0,68
pompiers	1,00	1,00	0,88	$0,\!52$	$0,\!23$	0,63	0,99	0,82	1,00	0,72
proxvert	0,97	0,46	0,40	0,01	0,46	0,03	0,23	0,00	0,02	0,00

Tab. 4.5 – Modèle II : coefficients estimés

	Ouvr	iers et emp	oloyés	Cadres	moyens et	militaires	Cad	res supérie	eurs	Autres
Age	<= 30	31 à 40	>=40	<= 30	31 à 37	>= 38	<= 32	33 à 45	>=46	
constante	3,024	2,816	3,169	3,002	3,205	3,326	2,398	3,180	2,919	3,890
taille										
T1	0,039	0,194	0,081	0,224	-0,133	0,096	-0,056	-0,069	0,117	0,136
T1BIS	0,289	0,282	0,204	0,431	0,289	0,318	-0,192	0,283	0,532	0,111
T2	0,637	0,621	0,367	0,806	0,207	$0,\!437$	0,542	0,307	0,362	$0,\!389$
Т3	1,046	1,033	0,705	1,185	$0,\!570$	0,704	0,906	$0,\!465$	0,501	0,681
T4	1,278	1,364	0,882	1,425	0,929	0,914	1,173	0,688	0,638	0,856
T5	1,345	1,561	0,955	1,547	1,216	1,281	1,503	$1,\!135$	1,096	1,085
Т6	1,343	1,600	1,053	1,618	1,407	1,443	1,813	$1,\!576$	1,412	1,106
T7	0,918	1,531	1,255	1,706	1,463	1,474	1,869	1,725	1,538	1,242
Т8	0,704	1,049	0,593	-2,945	1,153	1,271	2,044	1,631	1,675	1,099
Т9	1,306	0,891	0,631	1,220	$1,\!356$	1,537	1,812	1,661	1,460	0,956
maison	0,223	$0,\!493$	$0,\!425$	$0,\!151$	0,547	0,321	0,239	$0,\!565$	$0,\!187$	0,221
parking	$0,\!255$	$0,\!254$	0,392	$0,\!320$	0,333	$0,\!221$	$0,\!284$	0,132	0,297	$0,\!298$
année										
91	0,297	0,313	0,362	-0,264	-0,208	0,028	-0,186	-0,283	-0,005	-0,016
92	$0,\!356$	0,307	0,348	-0,242	-0,263	-0,008	0,094	$0,\!182$	0,342	-0,016
93	$0,\!250$	$0,\!357$	0,346	0,288	0,249	$0,\!230$	0,242	$0,\!146$	$0,\!448$	0,042
94	$0,\!295$	0,339	$0,\!353$	0,334	$0,\!316$	$0,\!291$	$0,\!558$	$0,\!365$	0,519	0,093
95	0,393	$0,\!421$	$0,\!376$	$0,\!416$	0,494	$0,\!281$	$0,\!483$	$0,\!466$	0,555	$0,\!250$
96	0,440	$0,\!576$	$0,\!579$	$0,\!522$	$0,\!432$	$0,\!358$	0,623	$0,\!432$	$0,\!584$	$0,\!297$
97	0,433	$0,\!484$	0,493	$0,\!524$	0,383	0,331	$0,\!575$	0,377	0,575	$0,\!276$
98	$0,\!460$	$0,\!486$	$0,\!542$	$0,\!562$	$0,\!437$	$0,\!453$	$0,\!552$	0,342	0,638	0,319
musee	-0,235	-0,442	-0,252	-0,393	-3,629	-0,062	-9,759	-0,124	0,373	-0,082
gare	-0,635	-0,620	-3,759	-0,597	-0,652	-0,169	-10,401	-5,236	-0,915	-0,333
hyper	-0,087	$0,\!205$	0,281	-0,053	-0,581	-0,030	-9,501	-0,281	-0,690	0,021
police	0,102	-0,077	$0,\!124$	0,024	-0,010	0,042	-0,004	0,077	$0,\!102$	-0,008
poste	-0,071	-0,065	-0,110	-0,011	-0,170	0,084	-0,104	0,044	0,093	0,033
pompiers	-3,241	-4,091	-0,097	0,215	0,397	$0,\!285$	-9,612	0,067	-3,206	-0,080
proxvert	0,012	0,002	0,040	-0,044	0,034	0,061	0,068	0,124	0,082	0,072

Tab. 4.6 – Modèle II : résultats généraux et test de Wald

	Ouvr	iers et emp	oloyés	Cadres	moyens, m	ilitaires	Cac	dres supéri	eurs	Autres
Age	<= 30	31 à 40	>=40	<= 30	31 à 37	>= 38	<= 32	33 à 45	>=46	
Nombre	1032	1074	1022	1313	932	1287	406	1033	676	3024
Llmax	-2744,6	-2976,4	-2938,1	-3439,6	-2870,3	-3663,2	-1682,7	-3236,7	-2425,7	-5774,7
LR	5971,2	6363,0	5573,5	8081,2	5211,7	7398,2	1504,1	5784,5	2923,3	22172,4
Proba	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
				Statis	tique de V	Vald				
constante	704,2	462,6	995,8	718,5	998,4	1372,4	135,9	931,9	446,9	6005,8
taille	716,0	763,9	489,3	898,6	671,0	750,7	291,3	680,7	309,7	1433,1
maison	32,9	197,3	121,7	15,3	182,4	73,7	11,0	164,3	9,3	75,8
parking	38,1	30,6	97,5	81,2	46,6	25,8	13,5	4,7	26,9	144,4
année	62,4	85,7	83,1	423,8	234,3	155,1	96,0	170,2	101,8	317,2
musee	0,7	1,1	0,7	1,8	0,0	0,1	0,0	0,1	3,6	0,4
gare	2,6	2,1	0,0	2,1	2,1	0,8	0,0	0,0	3,6	4,7
hyper	0,2	1,1	2,7	0,1	1,5	0,0	0,0	0,6	2,0	0,0
police	0,9	0,3	1,1	0,1	0,0	0,1	0,0	0,3	0,4	0,0
poste	0,5	0,3	1,0	0,0	1,6	0,9	0,3	0,2	0,6	0,4
pompiers	0,0	0,0	0,1	0,5	3,1	1,2	0,0	0,0	0,0	0,1
proxvert	0,2	0,0	2,2	3,3	1,2	5,5	1,9	15,0	4,7	20,2
			I	Probabilité	de la zone	e critique				
constante	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
taille	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
maison	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
parking	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,03	0,00	0,00
année	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
musee	0,40	0,30	0,39	0,18	0,84	0,78	1,00	0,72	0,06	$0,\!55$
gare	0,11	$0,\!15$	0,83	$0,\!15$	$0,\!15$	$0,\!37$	1,00	0,84	0,06	0,03
hyper	0,70	0,28	0,10	0,75	0,21	0,87	1,00	0,44	0,16	0,86
police	0,34	0,61	0,29	0,82	0,95	0,72	0,99	0,58	0,50	0,91
poste	0,49	$0,\!57$	0,31	0,90	0,21	0,33	0,60	0,69	0,43	0,53
pompiers	0,90	0,92	0,82	$0,\!47$	0,08	$0,\!27$	1,00	0,85	0,85	0,79
proxvert	0,63	0,93	0,14	0,07	0,28	0,02	$0,\!17$	0,00	0,03	0,00

Les résultats avec la variable de proximité des espaces verts et indicatrices de quartier (Modèles III et IV)

Tab. 4.7 – Modèle III : coefficients estimés

	Ouvr	iers et emp	oloyés	Cadres	moyens et 1	nilitaires	Cac	dres supéri	eurs	Autres
Age	<= 30	31 à 40	>=40	<= 30	31 à 37	>= 38	<= 32	33 à 45	>=46	
constante	3,192	3,105	3,449	3,275	3,435	3,580	2,632	3,540	3,301	4,247
taille										
T1	0,038	$0,\!159$	0,094	0,208	-0,073	0,103	0,027	-0,009	0,122	0,132
T1BIS	0,318	0,280	0,190	0,393	0,214	0,271	-0,098	0,280	0,527	0,134
T2	0,617	0,585	0,379	0,754	0,297	0,409	0,582	0,314	0,318	0,396
T3	0,983	0,969	0,722	1,123	0,670	0,723	0,967	0,545	0,522	0,710
T4	1,172	1,239	0,888	1,331	0,970	0,923	1,251	0,802	0,717	0,909
T5	1,293	1,457	1,023	1,466	1,219	1,271	1,559	1,233	1,179	1,147
T6	1,323	1,522	1,115	1,486	1,362	1,381	1,817	1,633	1,423	1,160
T7	1,004	1,478	1,270	1,690	1,551	1,456	2,009	1,862	1,569	1,333
T8	0,771	1,245	0,954	-7,464	1,158	1,471	2,213	1,797	1,788	1,340
T9	1,326	0,951	0,813	1,223	1,533	1,598	1,757	1,924	1,592	1,143
maison	0,255	0,488	0,470	0,205	0,552	0,381	0,321	0,631	0,293	0,304
parking	0,170	0,191	0,315	0,223	0,277	0,188	0,302	0,202	0,306	0,251
année										
91	0,282	0,282	0,315	-0,165	-0,157	0,065	-0,229	-0,203	-0,033	0,001
92	0,338	0,246	0,292	-0,141	-0.195	0,013	0,035	0,161	0,263	0,015
93	0,241	0,288	0,284	0,291	0,229	0,219	0,172	0,129	0,389	0,082
94	0,291	0,319	0,336	0,337	0,314	$0,\!267$	$0,\!456$	0,334	0,462	0,113
95	0,357	0,325	0,336	0,368	0,372	0,246	$0,\!358$	0,343	0,474	$0,\!250$
96	0,392	$0,\!447$	0,502	$0,\!459$	0,348	0,306	$0,\!482$	0,353	$0,\!514$	0,290
97	0,408	$0,\!407$	0,444	0,498	0,316	0,300	0,432	0,271	0,502	0,273
98	0,451	$0,\!425$	0,484	0,522	0,367	0,386	0,436	0,244	$0,\!554$	0,316
musee	-0,120	-0,257	-0,373	-0,326	-2,295	-0,090	-5,088	-0.371	-0,122	-0,226
gare	-0,638	-0,648	-7,500	-0,289	-0,590	-0,039	-5,876	-7,505	-0,697	-0,411
hyper	-0,087	0,084	0,117	-0,026	-0.352	-0,061	-5,063	-0,248	-0,709	-0,037
police	0,014	-0,079	0,044	0,015	0,048	0,025	$0,\!127$	0,097	0,198	-0,024
poste	-0,039	-0,028	-0,021	0,030	-0,100	0,096	-0,003	0,099	0,201	0,061
pompiers	-7,526	-7,655	0,104	0,001	0,244	-0,043	-5,481	-0,008	-2,520	-0,164
quartier										
1	0,164	0,138	-0,026	-0,015	-0,108	-0,077	-0,423	-0,334	-0,429	-0,207
2	0,118	0,089	-0,081	-0,040	-0,111	-0,084	-0,269	-0,243	-0,374	-0,198
3	0,120	0,102	-0,098	0,075	0,049	-0,025	-0,113	-0,133	-0,301	-0,208
4	0,224	$0,\!137$	-0,129	0,188	0,092	-0,099	-0,342	-0,390	-0,528	-0,212
5	0,234	0,223	0,062	0,132	0,129	-0,001	-0,347	-0,524	-0,503	-0,250
8	0,436	$0,\!356$	-0,123	0,293	0,019	0,216	-0,368	-0,309	-0,231	-0,058
9	0,137	0,240	0,106	0,169	$0,\!226$	0,263	0,061	0,093	0,269	0,173
11	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
proxvert	0,024	0,004	0,018	-0,043	0,019	0,052	0,008	0,072	0,041	0,047

Tab. 4.8 – Modèle III : résultats généraux et tests de Wald

	Ouvr	iers et emp	ployés	Cadres moyens, militaires		Cac	lres supéri	eurs	Autres	
Age	<= 30	31 à 40	>=40	<= 30	31 à 37	>= 38	<= 32	33 à 45	>=46	
Nombre d'observations	1032	1074	1022	1313	932	1287	406	1033	676	3024
Log-vraisemblance	-2506	-2723	-2755	-3176	-2682	-3434	-1621	-3071	-2311	-5300
Ratio de vraisemblance	28354	31552	28220	38398	28257	37515	11644	32141	18752	89577
P-value	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
			Sta	tistique d	e Wald					
constante	1202,2	973,2	1436,3	1328,3	1278,2	1774,1	198,4	1142,9	633,8	6302,9
taille	1046,8	1156,2	677,3	1262,9	880,6	1007,0	383,5	882,6	404,2	2021,8
maison	65,6	296,8	203,4	44,6	256,1	143,8	24,3	251,1	28,3	199,5
parking	26,1	29,3	82,4	52,8	46,1	26,2	17,8	15,8	30,6	126,5
année	87,3	91,9	100,2	528,2	243,3	139,8	98,3	141,8	115,7	343,5
musee	0,3	0,9	2,3	2,3	0,0	0,2	0,0	1,6	0,2	3,4
gare	5,0	4,4	0,0	1,2	2,8	0,0	0,0	0,0	2,6	6,7
hyper	0,3	0,3	0,6	0,0	1,4	0,1	0,0	0,8	3,2	0,1
police	0,0	0,5	0,2	0,0	0,1	0,1	0,4	0,5	1,8	0,1
poste	0,2	0,1	0,1	0,2	0,9	1,6	0,0	1,0	3,3	1,5
pompiers	0,0	0,0	0,1	0,0	1,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,5
quartier	37,5	33,9	26,5	72,7	67,6	64,2	38,8	83,1	132,5	210,5
proxvert	1,2	0,0	0,6	4,2	0,6	5,2	0,0	6,2	1,3	10,6
					one critiqu					
constante	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
taille	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
maison	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
parking	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
année	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
musee	$0,\!56$	$0,\!34$	0,13	0,13	0,89	0,64	1,00	0,21	0,64	0,07
gare	0,03	0,04	1,00	$0,\!28$	0,09	$0,\!84$	1,00	1,00	0,11	0,01
hyper	0,61	$0,\!58$	$0,\!44$	$0,\!86$	$0,\!25$	0,71	1,00	0,36	0,07	0,72
police	0,87	$0,\!47$	0,66	0,87	0,70	0,80	$0,\!55$	$0,\!47$	0,18	0,71
poste	0,63	0,74	0,81	0,69	$0,\!35$	0,21	0,99	$0,\!32$	0,07	$0,\!22$
pompiers	1,00	1,00	0,74	1,00	0,32	0,88	1,00	0,98	$0,\!86$	0,49
quartier	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
proxvert	0,27	0,86	0,45	0,04	$0,\!45$	0,02	0,86	0,01	$0,\!25$	0,00

Tab. 4.9 – Modèle IV : coefficients estimés

	Ouvr	iers et emp	oloyés	Cadres	moyens et	militaires	Cac	lres supéri	eurs	Autres
Age	<= 30	31 à 40	>=40	<= 30	31 à 37	>= 38	<= 32	33 à 45	>= 46	
constante	2,800	2,633	3,178	2,938	3,181	3,339	2,575	3,365	3,193	3,994
taille										
T1	0,036	0,184	0,089	0,199	-0,145	0,101	-0,063	-0,070	0,135	$0,\!156$
T1BIS	0,301	0,293	0,214	0,411	0,270	0,321	-0,222	0,259	0,521	0,127
T2	0,645	0,620	0,369	0,788	0,205	0,433	0,518	0,283	0,338	0,388
T3	1,041	1,022	0,700	1,162	0,564	0,703	0,903	0,462	0,503	0,687
T4	1,260	1,342	0,877	1,401	0,926	0,919	1,209	0,718	0,680	0,870
T5	1,313	1,521	0,929	1,503	1,188	1,266	1,537	1,171	1,122	1,092
T6	1,317	1,567	1,034	1,574	1,377	1,428	1,820	1,592	1,429	1,118
T7	0,894	1,490	1,264	1,585	1,374	1,462	1,925	1,791	1,573	1,251
Т8	0,700	1,037	0,542	-2,390	1,152	1,279	2,022	1,645	1,662	1,102
Т9	1,336	0,917	0,661	1,199	1,314	1,545	1,749	1,618	1,461	0,985
maison	$0,\!186$	$0,\!457$	0,427	0,117	0,530	0,313	0,287	0,615	0,239	0,235
parking	0,209	0,215	0,374	0,287	0,319	0,226	0,363	0,216	$0,\!386$	0,322
année										
91	0,309	0,312	$0,\!359$	-0,250	-0,184	0,019	-0,197	-0,295	-0,063	-0,034
92	0,350	0,294	$0,\!350$	-0,264	-0,271	-0,014	0,093	0,183	0,293	-0,024
93	0,249	0,347	0,341	0,289	0,257	0,226	0,246	0,150	0,415	0,040
94	0,312	0,346	$0,\!356$	0,341	0,323	0,284	$0,\!541$	0,357	0,461	0,081
95	0,407	$0,\!416$	0,371	0,418	0,491	$0,\!268$	0,462	0,449	0,495	0,236
96	0,441	$0,\!561$	$0,\!579$	$0,\!522$	0,433	0,345	0,615	$0,\!432$	$0,\!547$	$0,\!295$
97	0,447	$0,\!484$	$0,\!495$	$0,\!520$	0,383	0,322	$0,\!549$	$0,\!361$	$0,\!521$	$0,\!265$
98	$0,\!477$	$0,\!489$	0,544	$0,\!565$	$0,\!437$	$0,\!441$	$0,\!528$	0,324	$0,\!571$	0,302
musee	-0,005	-0,221	-0,252	-0,288	-4,659	-0,045	-6,572	-0,286	0,177	-0,175
gare	-0,641	-0,616	-4,222	-0,527	-0,526	-0,150	-6,499	-4,721	-0,844	-0,302
hyper	-0,063	$0,\!241$	0,232	0,011	-0,484	0,002	-6,151	-0,268	-0,715	-0,016
police	0,078	-0,082	0,091	0,059	0,078	0,079	0,174	$0,\!174$	0,162	-0,008
poste	-0,084	-0,073	-0,079	-0,011	-0,134	0,099	-0,090	0,068	$0,\!155$	0,068
pompiers	-3,115	-3,316	-0,039	0,074	0,303	0,103	-6,164	0,015	-3,062	-0,142
quartier										
1	0,277	0,233	0,041	0,073	-0,043	-0,031	-0,375	-0,306	-0,315	-0,118
2	0,217	0,198	-0,015	0,024	-0,060	-0,029	-0,205	-0,186	-0,282	-0,133
3	0,220	0,201	-0,052	0,148	0,134	0,004	-0,032	-0,118	-0,237	-0,151
4	0,283	0,248	-0,103	0,306	0,218	-0,034	-0,343	-0,449	-0,430	-0,146
5	0,432	$0,\!422$	0,211	0,281	0,312	0,149	-0,271	-0,498	-0,411	-0,117
8	0,656	0,603	-0,052	0,466	0,183	0,413	-0,268	-0,286	-0,058	$0,\!105$
9	0,218	0,342	0,188	0,259	0,335	0,376	$0,\!156$	0,132	0,422	0,288
11	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
proxvert	0,040	0,031	0,047	-0,031	0,042	0,071	0,031	0,087	0,064	0,070

 $\ensuremath{\mathsf{TAB}}.$ 4.10 – Modèle IV : résultats généraux et tests de Wald

	Ouvr	iers et emp	ployés	Cadres moyens, militaires		Cac	lres supéri	eurs	Autres	
Age	<= 30	31 à 40	>=40	<= 30	31 à 37	>= 38	<= 32	33 à 45	>=46	
Nombre d'observations	1032	1074	1022	1313	932	1287	406	1033	676	3024
Log-vraisemblance	-2717	-2951	-2923	-3399	-2830	-3628	-1666	-3203	-2371	-5699
Ratio de vraisemblance	6026	6414	5603	8162	5293	7469	1537	5851	3032	22324
P-value	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
			Sta	tistique d	e Wald					
constante	503,1	341,8	851,9	639,1	779,1	1180,8	142,6	873,2	522,1	5357,4
taille	680,9	732,5	470,2	879,9	645,5	746,5	306,5	717,4	333,5	1438,4
maison	22,8	169,8	121,8	9,3	172,4	70,1	15,5	186,8	15,2	83,6
parking	25,4	21,9	84,8	64,4	42,4	26,8	21,1	12,2	43,7	162,0
année	67,9	87,2	85,6	440,5	235,7	157,6	92,5	166,3	101,9	323,1
musee	0,0	0,3	0,7	1,0	0,0	0,0	0,0	0,7	0,8	1,7
gare	2,7	2,2	0,0	1,7	1,4	0,6	0,0	0,1	3,2	3,9
hyper	0,1	1,6	1,8	0,0	1,1	0,0	0,0	0,5	2,2	0,0
police	0,5	0,3	0,6	0,3	0,3	0,5	0,6	1,5	1,1	0,0
poste	0,7	0,4	0,5	0,0	1,0	1,4	0,2	0,4	1,8	1,7
pompiers	0,0	0,1	0,0	0,1	1,8	0,2	0,0	0,0	0,0	0,2
quartier	59,1	58,2	33,0	88,9	87,2	89,5	32,8	65,1	138,1	189,1
proxvert	2,4	1,2	3,0	1,6	1,8	7,4	0,4	7,2	2,9	18,9
					one critiqu					
constante	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
taille	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
maison	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
parking	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
année	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
musee	0,98	0,60	$0,\!39$	0,32	0,94	0,84	0,99	0,41	$0,\!37$	0,19
gare	0,10	0,14	0,90	0,19	0,23	$0,\!42$	0,98	0,76	0,07	0,05
hyper	0,78	0,20	0,18	0,95	$0,\!29$	0,99	0,98	$0,\!47$	0,13	0,89
police	$0,\!47$	0,59	$0,\!44$	$0,\!59$	0,60	0,50	$0,\!44$	$0,\!22$	$0,\!29$	0,91
poste	0,41	$0,\!51$	$0,\!46$	0,90	0,31	$0,\!24$	0,65	$0,\!54$	0,18	0,20
pompiers	0,88	0,82	0,92	0,80	0,18	0,69	0,99	0,97	0,83	0,63
quartier	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
proxvert	0,12	0,27	0,08	0,20	0,18	0,01	0,54	0,01	0,09	0,00

Les résultats avec la variable de distance aux espaces verts et sans indicatrices de quartier (Modèles V et VI)

Tab. 4.11 – Modèle V : coefficients estimés

	Ouvr	iers et emp	oloyés	Cadres	moyens et 1	militaires	Cac	lres supéri	eurs	Autres
Age	<=30	31 à 40	>=40	<= 30	31 à 37	>= 38	<= 32	33 à 45	>=46	
constante	3,485	3,344	3,496	3,309	3,713	3,868	2,523	3,670	3,219	4,421
taille										
T1	0,039	$0,\!159$	0,088	0,207	-0,084	$0,\!105$	0,033	-0,001	0,129	$0,\!130$
T1BIS	0,316	$0,\!280$	0,183	0,404	0,233	$0,\!284$	-0,063	$0,\!306$	0,547	0,145
T2	0,604	$0,\!576$	$0,\!379$	0,745	$0,\!276$	$0,\!410$	0,604	0,339	0,371	$0,\!412$
T3	0,979	0,962	0,722	1,116	0,658	0,713	0,969	$0,\!547$	$0,\!544$	0,712
T4	1,176	1,238	0,886	1,320	0,942	0,903	1,219	0,771	0,690	0,898
T5	1,307	1,469	1,028	1,469	1,212	$1,\!259$	1,535	1,202	1,165	1,141
T6	1,326	1,528	1,116	1,483	1,357	1,373	1,790	1,622	1,442	1,157
T7	1,015	1,479	1,273	1,686	1,536	1,445	1,980	1,841	1,575	1,337
T8	0,743	1,233	0,958	-7,954	1,158	1,450	2,229	1,825	1,800	1,339
T9	1,321	0,929	0,800	1,215	1,510	1,586	1,766	1,926	1,615	1,133
maison	0,281	0,509	$0,\!456$	0,214	0,544	$0,\!373$	$0,\!258$	$0,\!592$	0,224	$0,\!286$
parking	0,200	0,212	0,314	0,231	0,268	$0,\!172$	0,217	0,121	0,207	0,212
année										
91	0,276	$0,\!278$	0,324	-0,165	-0,141	0,074	-0,194	-0,174	0,018	0,014
92	0,337	$0,\!246$	$0,\!297$	-0,146	-0,181	0,014	0,044	$0,\!187$	0,322	0,033
93	0,242	$0,\!290$	0,292	$0,\!296$	0,245	0,222	0,172	0,139	0,422	0,086
94	0,289	0,318	0,343	0,337	0,331	$0,\!275$	$0,\!475$	$0,\!363$	$0,\!506$	$0,\!125$
95	0,353	0,325	0,346	0,369	0,393	$0,\!252$	$0,\!375$	0,377	0,523	$0,\!258$
96	0,392	0,446	0,505	0,459	0,361	0,310	0,493	0,370	0,562	0,290
97	0,405	0,401	$0,\!450$	0,500	0,327	0,303	$0,\!455$	0,302	0,548	0,280
98	0,447	0,419	0,489	0,523	0,387	0,395	0,464	0,281	0,616	0,329
musee	-0,237	-0,352	-0,319	-0,324	-7,863	-0,057	-6,179	-0,218	$0,\!136$	-0,078
gare	-0,624	-0,665	-7,619	-0,345	-0,668	-0,064	-7,384	-8,671	-0,821	-0,461
hyper	-0,099	0,107	0,165	-0,030	-0,388	-0,079	-6,322	-0,307	-0,716	-0,019
police	0,076	-0,041	0,093	-0,018	0,012	0,043	-0,007	0,019	0,092	-0,026
poste	-0,020	-0,033	-0,042	0,011	-0,132	0,091	-0,012	0,083	0,137	0,031
pompiers	-8,099	-8,005	0,051	0,211	0,314	0,138	-3,314	0,045	-8,218	-0,103
distvert	-0,957	-0,792	-0,606	-0,391	-1,755	-1,716	-0,734	-1,524	-1,362	-1,672
(dis-dis*)m	1,073	0,875	0,660	0,600	1,892	1,781	0,772	1,334	1,244	1,611

Tab. 4.12 – Modèle V : résultats généraux et tests de Wald

	Ouvr	iers et emp	ployés	Cadres	moyens, n	ilitaires	Cac	lres supéri	eurs	Autres
Age	<= 30	31 à 40	>=40	<= 30	31 à 37	>= 38	<= 32	33 à 45	>=46	
Nombre d'observations	1032	1074	1022	1313	932	1287	406	1033	676	3024
Log-vraisemblance	-2519	-2737	-2767	-3202	-2707	-3456	-1640	-3106	-2370	-5376
Ratio de vraisemblance	28327	31525	28196	38345	28208	37471	11605	32072	18635	89423
P-value	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
			Sta	tistique d	e Wald					
constante	1080,9	875,5	994,0	965,9	1028,4	1415,0	122,7	822,0	372,4	4485,2
taille	1086,8	1184,6	685,1	1254,1	873,0	970,5	358,6	836,6	365,1	1919,4
maison	81,5	327,5	194,2	48,7	251,7	137,6	15,7	225,1	16,0	174,6
parking	37,7	37,0	84,4	57,6	44,5	22,4	9,5	5,9	14,2	92,2
année	86,0	88,0	98,3	519,4	242,8	138,7	97,3	143,8	114,3	324,3
musee	1,3	1,7	1,7	2,3	0,0	0,1	0,0	0,5	0,3	0,4
gare	4,7	4,6	0,0	1,6	3,5	0,1	0,0	0,0	3,3	8,1
hyper	0,3	0,5	1,2	0,0	1,6	0,2	0,0	1,2	3,1	0,0
police	0,8	0,1	0,9	0,0	0,0	0,2	0,0	0,0	0,4	0,2
poste	0,1	0,1	0,2	0,0	1,5	1,4	0,0	0,7	1,4	0,4
pompiers	0,0	0,0	0,0	0,7	1,7	0,2	0,0	0,0	0,0	0,2
distvert	7,4	4,5	2,3	1,2	16,6	21,3	0,9	10,1	5,1	48,7
(dis-dis*)m	8,3	5,0	2,4	2,5	17,4	20,6	0,9	7,0	3,8	40,1
			Probabil	ité de la z	one critiqu	1e				
constante	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
taille	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
maison	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
parking	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,02	0,00	0,00
année	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
musee	$0,\!25$	0,19	0,19	0,13	1,00	0,77	1,00	$0,\!46$	0,60	$0,\!53$
gare	0,03	0,03	1,00	$0,\!20$	0,06	0,74	1,00	1,00	0,07	0,00
hyper	$0,\!55$	0,49	$0,\!27$	0,84	0,20	0,63	1,00	$0,\!27$	0,08	0,85
police	0,38	0,70	0,34	0,84	0,92	0,67	0,97	0,88	0,53	0,68
poste	0,80	0,70	0,63	0,88	$0,\!22$	0,24	0,94	$0,\!40$	0,23	$0,\!54$
pompiers	1,00	1,00	0,87	0,41	0,20	0,62	0,98	0,89	1,00	$0,\!67$
distvert	0,01	0,03	0,13	0,28	0,00	0,00	$0,\!35$	0,00	0,02	0,00
(dis-dis*)m	0,00	0,03	0,12	0,11	0,00	0,00	$0,\!35$	0,01	0,05	0,00

Tab. 4.13 – Modèle VI : coefficients estimés

	Ouvr	iers et emp	oloyés	Cadres	moyens et	militaires	Cad	res supérie	eurs	Autres
Age	<= 30	31 à 40	>=40	<= 30	31 à 37	>=38	<= 32	33 à 45	>=46	
constante	3,282	3,062	3,333	2,984	3,589	3,669	2,510	3,532	3,166	4,191
taille										
T1	0,033	$0,\!176$	0,077	0,221	-0,137	0,090	-0,065	-0,072	0,107	0,134
T1BIS	0,297	$0,\!276$	0,205	$0,\!436$	0,300	$0,\!326$	-0,193	0,290	$0,\!526$	0,118
T2	0,622	$0,\!596$	$0,\!359$	0,800	$0,\!195$	$0,\!423$	0,534	0,302	0,351	0,383
Т3	1,036	1,011	0,699	1,183	$0,\!559$	0,693	0,898	$0,\!457$	$0,\!489$	$0,\!675$
T4	1,265	1,338	$0,\!873$	1,419	0,914	0,899	1,160	0,680	0,625	0,849
T5	1,325	1,529	0,942	1,533	1,192	1,262	1,489	1,132	1,086	1,078
Т6	1,326	1,572	1,040	1,600	1,387	1,425	1,796	1,572	1,404	1,099
T7	0,911	1,509	1,246	1,703	$1,\!452$	1,461	1,855	1,719	1,525	1,235
Т8	0,681	1,016	$0,\!574$	-2,080	1,136	1,251	2,024	1,638	1,667	1,090
Т9	1,319	0,887	0,636	1,253	1,367	1,538	1,818	1,653	1,445	0,946
maison	0,211	$0,\!483$	$0,\!419$	$0,\!128$	$0,\!529$	0,312	$0,\!226$	$0,\!578$	0,194	$0,\!226$
parking	0,251	$0,\!252$	0,391	0,317	0,328	0,220	0,283	0,135	0,299	$0,\!298$
année										
91	0,301	$0,\!306$	$0,\!370$	-0,249	-0,210	0,028	-0,180	-0,285	-0,013	-0,017
92	0,362	0,301	$0,\!356$	-0,228	-0,264	-0,005	0,099	$0,\!186$	0,337	-0,014
93	0,255	$0,\!350$	$0,\!355$	0,301	0,245	0,233	0,246	0,150	0,444	0,045
94	0,304	$0,\!336$	0,361	$0,\!350$	0,317	0,293	0,563	0,361	0,510	0,093
95	0,398	0,414	0,385	$0,\!425$	0,490	0,284	$0,\!489$	$0,\!470$	$0,\!552$	$0,\!254$
96	0,440	$0,\!566$	$0,\!586$	0,533	$0,\!424$	$0,\!355$	0,627	$0,\!433$	$0,\!577$	0,294
97	0,436	$0,\!476$	0,498	0,535	0,376	0,328	0,577	0,378	$0,\!567$	0,273
98	0,469	0,481	0,552	0,575	0,436	0,457	0,560	0,347	0,635	0,322
musee	-0,215	-0,418	-0,260	-0,356	-4,276	-0,066	-13,093	-0,172	0,342	-0,101
gare	-0,616	-0,603	-5,415	-0,575	-0,618	-0,139	$-13,\!502$	-5,703	-0,914	-0,325
hyper	-0,055	0,230	$0,\!271$	-0,012	-0,562	-0,036	-13,246	-0,340	-0,729	-0,001
police	0,142	-0,044	0,157	0,042	0,053	0,100	0,046	0,124	0,131	0,028
poste	-0,082	-0,070	-0,106	-0,022	-0,161	0,088	-0,081	0,062	0,105	0,039
pompiers	-4,358	-4,175	-0,104	0,231	0,407	0,279	-12,661	0,033	-4,982	-0,092
distvert	-1,469	-1,284	-0,829	-0,325	-2,072	-1,720	-0,492	-1,374	-0,892	-1,340
(dis-dis*)m	1,632	1,424	0,876	0,580	2,264	1,813	0,557	1,183	0,761	1,280

 ${\it Tab.}$ 4.14 – Modèle VI : résultats généraux et tests de Wald

	Ouvr	iers et emp	oloyés	Cadres	moyens, n	nilitaires	Cac	lres supéri	eurs	Autres
Age	<= 30	31 à 40	>=40	<= 30	31 à 37	>= 38	<= 32	33 à 45	>=46	
Nombre d'observations	1032	1074	1022	1313	932	1287	406	1033	676	3024
Log-vraisemblance	-2738	-2971	-2938	-3429	-2861	-3658	-1683	-3233	-2425	-5765
Ratio de vraisemblance	5985	6373	5574	8103	5230	7408	1503	5791	2925	22191
P-value	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
			Sta	tistique d	e Wald					
constante	586,3	398,3	638,5	458,5	705,7	988,7	90,6	612,8	309,4	3818,2
taille	714,5	758,0	482,5	894,6	659,5	735,9	286,5	672,4	306,7	1414,3
maison	29,0	185,2	116,0	11,0	168,6	68,6	9,6	167,4	9,9	78,1
parking	37,3	30,3	96,8	80,4	45,7	25,7	13,5	4,9	27,2	145,5
année	63,7	84,4	83,6	426,7	234,1	156,2	96,0	170,1	101,9	317,6
musee	0,6	1,0	0,8	1,5	0,0	0,1	0,0	0,2	3,0	0,6
gare	2,4	2,0	0,0	1,9	1,9	0,5	0,0	0,0	3,6	4,5
hyper	0,1	1,5	2,5	0,0	1,5	0,0	0,0	0,9	2,2	0,0
police	1,8	0,1	1,8	0,2	0,1	0,7	0,0	0,8	0,7	0,1
poste	0,6	0,4	1,0	0,1	1,4	1,1	0,2	0,3	0,8	0,6
pompiers	0,0	0,0	0,1	0,6	3,3	1,2	0,0	0,0	0,0	0,1
distvert	13,2	8,1	3,2	0,6	17,6	17,0	0,3	6,5	1,9	27,9
(dis-dis*)m	14,4	9,0	3,2	1,6	18,9	16,8	0,4	4,3	1,2	22,2
					one critiqu					
constante	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
taille	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
maison	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
parking	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,03	0,00	0,00
année	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
musee	$0,\!43$	0,32	$0,\!37$	$0,\!22$	0,91	0,77	1,00	0,62	0,08	$0,\!45$
gare	0,12	$0,\!16$	0,97	0,16	$0,\!17$	$0,\!46$	1,00	0,89	0,06	0,03
hyper	0,80	$0,\!22$	0,11	0,94	$0,\!23$	$0,\!85$	1,00	$0,\!35$	0,14	1,00
police	0,18	0,77	0,18	0,70	0,72	0,39	0,83	$0,\!37$	$0,\!39$	0,71
poste	0,42	0,54	0,33	0,81	$0,\!23$	0,30	0,68	$0,\!58$	$0,\!37$	$0,\!46$
pompiers	0,97	0,93	0,80	0,43	0,07	0,28	1,00	0,93	0,96	0,76
distvert	0,00	0,00	0,07	0,46	0,00	0,00	0,58	0,01	0,17	0,00
$(dis-dis^*)m$	0,00	0,00	0,07	$0,\!21$	0,00	0,00	0,55	0,04	$0,\!27$	0,00

Les résultats avec la variable de distance aux espaces verts et indicatrices de quartier (Modèles VII et VIII)

Tab. 4.15 – Modèle VII : coefficients estimés

	Ouvr	iers et emp	oloyés	Cadres	moyens et	militaires	Cac	dres supéri	eurs	Autres
Age	<= 30	31 à 40	>=40	<= 30	31 à 37	>= 38	<= 32	33 à 45	>=46	
constante	3,402	3,261	3,544	3,260	3,664	3,867	2,622	3,769	3,388	4,488
taille										
T1	0,034	$0,\!159$	0,093	0,206	-0,073	0,100	0,026	-0,006	$0,\!125$	0,130
T1BIS	0,319	0,282	0,189	0,393	0,223	$0,\!275$	-0,100	$0,\!286$	0,531	0,138
T2	0,607	0,581	$0,\!375$	0,750	0,290	0,401	$0,\!580$	0,314	0,321	0,390
T3	0,972	0,965	0,718	1,121	0,665	0,712	0,965	0,544	0,523	0,702
T4	1,158	1,232	0,883	1,326	0,962	0,910	1,247	0,803	0,720	0,902
T5	1,279	1,451	1,016	1,458	1,210	1,258	1,555	1,237	1,182	1,139
T6	1,311	1,518	1,110	1,478	1,355	1,369	1,811	1,636	1,428	1,156
$\mathrm{T7}$	0,994	1,474	1,265	1,682	1,547	1,446	2,002	1,866	1,573	1,329
T8	0,751	1,244	0,947	-7,427	$1,\!154$	1,463	2,209	1,800	1,789	1,336
T9	1,327	0,952	0,813	1,233	1,534	1,601	1,759	1,931	1,598	1,143
maison	0,252	0,489	0,468	0,193	0,549	0,381	0,313	0,643	0,301	0,310
parking	0,169	0,189	0,315	0,225	$0,\!274$	0,188	0,303	0,203	0,306	0,249
année										
91	0,282	0,280	0,315	-0,163	-0,155	0,062	-0,225	-0,200	-0,027	-0,001
92	0,339	0,245	0,291	-0,142	-0,192	0,013	0,037	0,167	0,271	0,017
93	0,242	0,288	0,283	0,292	0,231	0,219	0,175	0,134	0,398	0,083
94	0,291	0,318	0,335	0,338	0,315	0,266	0,458	0,340	0,469	0,114
95	0,360	0,324	0,336	0,370	0,375	0,246	0,360	0,349	0,483	0,252
96	0,390	0,444	0,500	0,459	0,348	0,303	0,486	0,357	0,522	0,288
97	0,408	0,405	0,442	0,498	0,315	0,299	0,434	0,275	0,509	0,273
98	0,453	0,424	0,483	0,523	0,369	0,386	0,439	0,249	0,563	0,316
musee	-0,111	-0,236	-0,374	-0,307	-2,307	-0,082	-6,354	-0,374	-0,133	-0,216
gare	-0,631	-0,656	-3,317	-0,289	-0,590	-0,033	-7,269	-4,819	-0,699	-0,414
hyper	-0,090	0,095	0,111	0,006	-0,339	-0,083	-6,109	-0,286	-0,733	-0,054
police	0,045	-0,069	0,061	0,016	0,074	0,066	0,146	0,120	0,209	0,002
poste	-0,033	-0,033	-0,016	0,023	-0,106	0,110	0,005	0,109	0,210	0,066
pompiers	-7,597	-7,634	0,106	0,047	$0,\!256$	-0,044	-6,169	-0,034	-3,029	-0,176
quartier	,									
1	0,171	0,156	-0.025	-0,024	-0,094	-0,058	-0,445	-0,306	-0,419	-0,182
2	0,126	0,101	-0,078	-0,040	-0,100	-0,068	-0,282	-0,227	-0,368	-0,180
3	0,121	0,114	-0,097	0,062	0,055	-0,011	-0,132	-0,107	-0,291	-0,189
4	0,226	0,149	-0,130	0,188	0,097	-0,092	-0,357	-0,380	-0,526	-0,200
5	0,235	0,235	0,061	0,097	0,128	0,017	-0,382	-0,473	-0,479	-0,218
8	0,430	0,373	-0,127	0,270	0,025	0,226	-0,404	-0,271	-0,219	-0,034
9	0,130	0,247	0,104	0,153	0,221	0,264	0,039	0,114	0,276	0,180
11	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
distvert	-1,096	-0,873	-0,461	-0,140	-1,248	-1,421	0,056	-1,014	-0,363	-1,177
(dis-dis*)m	1,155	0,892	0,485	0,294	1,304	1,430	0,024	0,862	0,279	1,131

 ${\it Tab.}$ 4.16 – Modèle VII : résultats généraux et tests de Wald

	Ouvriers et employés			Cadres moyens, militaires			Cadres supérieurs			Autres
Age	<=30	31 à 40	>=40	<= 30	31 à 37	>= 38	<= 32	33 à 45	>=46	
Nombre d'observations	1032	1074	1022	1313	932	1287	406	1033	676	3024
Log-vraisemblance	-2502	-2721	-2754	-3172	-2678	-3429	-1620	-3067	-2311	-5288
Ratio de vraisemblance	28362	31558	28221	38407	28266	37525	11645	32150	18753	89600
P-value	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
				tistique d						
constante	964,7	774,6	982,7	901,7	931,9	1372,2	130,0	836,0	421,5	4610,6
taille	1026,6	1142,6	666,5	1250,6	870,3	990,9	380,3	886,2	403,4	2002,3
maison	63,6	293,3	199,0	38,9	249,1	142,0	22,7	257,2	29,2	204,3
parking	25,6	28,5	82,2	53,3	45,1	26,4	17,9	16,0	30,7	125,1
année	88,1	91,3	99,6	527,8	243,4	141,1	98,1	143,8	116,8	343,5
musee	0,3	0,8	2,3	2,1	0,0	0,2	0,0	1,6	0,3	3,1
gare	4,9	4,6	0,0	1,2	2,8	0,0	0,0	0,0	2,6	6,8
hyper	0,3	0,4	0,5	0,0	1,3	0,3	0,0	1,1	3,5	0,3
police	0,3	0,4	0,4	0,0	0,4	0,4	0,5	0,8	2,1	0,0
poste	0,2	0,1	0,0	0,1	1,0	2,1	0,0	1,2	3,6	1,8
pompiers	0,0	0,0	0,1	0,0	1,1	0,0	0,0	0,0	0,0	0,6
ilot1	35,6	34,0	25,7	63,4	59,2	58,1	40,0	77,7	127,9	187,0
distvert	9,5	5,5	1,3	0,1	8,3	14,5	0,0	4,4	0,4	23,9
(dis-dis*)m	9,5	5,2	1,3	0,6	8,2	13,2	0,0	2,8	0,2	19,7
			Probabil	ité de la z	one critiqu	ue				
constante	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
taille	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
maison	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
parking	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
année	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
musee	$0,\!59$	$0,\!38$	0,13	$0,\!15$	0,90	0,68	1,00	0,21	0,60	0,08
gare	0,03	0,03	0,97	$0,\!28$	0,09	$0,\!86$	1,00	0,95	0,11	0,01
hyper	$0,\!59$	$0,\!54$	$0,\!46$	0,96	$0,\!26$	0,62	1,00	$0,\!29$	0,06	0,60
police	0,61	$0,\!52$	$0,\!54$	$0,\!86$	$0,\!55$	$0,\!51$	$0,\!48$	$0,\!36$	$0,\!15$	0,97
poste	0,69	0,70	0,86	0,76	$0,\!32$	$0,\!15$	0,98	$0,\!27$	0,06	0,18
pompiers	1,00	1,00	0,74	0,86	0,30	0,87	1,00	0,92	0,95	0,46
ilot1	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
distvert	0,00	0,02	$0,\!25$	0,70	0,00	0,00	0,94	0,04	$0,\!55$	0,00
(dis-dis*)m	0,00	0,02	$0,\!25$	0,44	0,00	0,00	0,98	0,09	0,66	0,00

Tab. 4.17 – Modèle VIII : coefficients estimés

	Ouvr	iers et emp	oloyés	Cadres	moyens et	militaires	Cac	Autres		
Age	<= 30	31 à 40	>=40	= 30	31 à 37	>= 38	<= 32	33 à 45	>=46	
constante	3,107	2,891	3,353	2,943	3,496	3,641	2,575	3,625	3,264	4,244
taille										
T1	0,024	0,161	0,088	0,196	-0,145	0,099	-0.071	-0,069	0,136	0,157
T1BIS	0,302	0,279	0,218	0,413	0,281	0,330	-0,227	0,265	0,520	0,134
T2	0,624	0,591	0,365	0,782	0,196	$0,\!425$	0,510	0,282	0,340	0,386
Т3	1,025	0,995	0,698	1,160	0,558	0,698	0,897	0,459	0,503	0,685
T4	1,240	1,312	0,872	1,396	0,918	0,912	1,201	0,716	0,681	0,867
T5	1,288	1,488	0,922	1,497	1,177	$1,\!256$	1,528	1,172	1,127	1,088
T6	1,293	1,535	1,026	1,563	1,368	1,418	1,810	1,590	1,435	1,115
T7	0,879	1,463	1,261	1,585	1,371	1,458	1,915	1,794	1,579	1,251
Т8	0,671	1,002	0,532	-2,962	1,142	1,267	2,003	1,645	1,661	1,095
T9	1,330	0,896	0,662	1,219	1,315	1,542	1,751	1,614	1,457	0,977
maison	0,182	$0,\!456$	$0,\!426$	0,103	0,522	0,312	$0,\!275$	0,625	0,249	0,239
parking	0,204	0,211	$0,\!372$	0,289	0,309	$0,\!223$	0,364	0,216	$0,\!386$	$0,\!320$
année										
91	0,310	0,314	0,362	-0,246	-0,187	0,019	-0,193	-0,295	-0,054	-0,035
92	0,353	$0,\!296$	$0,\!355$	-0,259	-0,272	-0,011	0,096	$0,\!187$	0,305	-0,021
93	0,250	0,349	0,345	$0,\!291$	$0,\!255$	$0,\!229$	0,249	$0,\!155$	$0,\!425$	0,041
94	0,315	0,349	$0,\!358$	0,346	0,322	$0,\!285$	0,543	$0,\!358$	0,469	0,081
95	0,408	$0,\!418$	$0,\!376$	0,419	$0,\!488$	$0,\!272$	$0,\!464$	$0,\!455$	0,507	0,239
96	0,438	$0,\!559$	$0,\!580$	$0,\!524$	$0,\!427$	0,343	0,619	$0,\!434$	$0,\!558$	$0,\!292$
97	0,446	$0,\!484$	$0,\!496$	$0,\!522$	$0,\!378$	$0,\!320$	0,548	0,364	$0,\!531$	$0,\!263$
98	0,483	0,493	0,549	$0,\!567$	$0,\!435$	$0,\!445$	0,531	0,330	$0,\!583$	0,305
musee	0,001	-0,214	-0,264	-0,277	-5,133	-0,058	-6,880	-0,305	$0,\!150$	-0,190
gare	-0,633	-0,613	-5,445	-0,519	-0,513	-0,132	-6,695	-6,956	-0,837	-0,294
hyper	-0,052	0,246	$0,\!216$	0,044	-0,469	-0,014	-5,868	-0,314	-0,760	-0,045
police	0,120	-0,051	0,119	0,072	$0,\!119$	$0,\!126$	0,209	0,201	$0,\!177$	0,020
poste	-0,088	-0,075	-0,073	-0,021	-0,139	0,104	-0,076	0,079	$0,\!170$	0,077
pompiers	-4,315	-4,018	-0,047	0,107	0,308	0,097	-6,684	-0,013	-4,822	-0,159
quartier										
1	0,283	$0,\!241$	0,043	0,052	-0,036	-0,027	-0,406	-0,287	-0,309	-0,105
2	0,225	0,204	-0,013	0,016	-0,053	-0,022	-0,220	-0,177	-0,281	-0,125
3	0,222	$0,\!206$	-0,049	$0,\!126$	0,138	0,007	-0,055	-0,100	-0,227	-0,141
4	0,282	0,250	-0,108	0,296	0,216	-0,040	-0,362	-0,454	-0,436	-0,149
5	0,436	0,427	0,217	0,232	0,303	0,155	-0,311	-0,456	-0,382	-0,093
8	0,651	0,606	-0,054	0,426	0,179	0,408	-0,316	-0,264	-0,047	0,116
9	0,210	0,337	0,182	0,237	0,317	0,364	0,125	0,155	0,431	0,287
11	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
distvert	-1,524	-1,208	-0,811	-0,208	-1,617	-1,434	0,087	-1,114	-0,184	-1,122
(dis-dis*)m	1,581	1,237	0,801	0,381	1,688	1,440	0,001	0,969	0,046	1,050

Tab. 4.18 – Modèle VIII : résultats généraux et tests de Wald

	Ouvriers et employés			Cadres moyens, militaires			Cadres supérieurs			Autres
Age	<= 30	31 à 40	>=40	<= 30	31 à 37	>= 38	<= 32	33 à 45	>=46	
Nombre d'observations	1032	1074	1022	1313	932	1287	406	1033	676	3024
Log-vraisemblance	-2712	-2947	-2923	-3395	-2825	-3625	-1666	-3201	-2371	-5693
Ratio de vraisemblance	6037	6421	5604	8171	5301	7474	1537	5856	3032	22336
P-value	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
			Sta	tistique d	e Wald					
constante	484,7	327,0	621,6	447,8	608,6	937,5	91,4	609,4	333,8	3795,1
taille	676,3	725,9	464,4	879,4	640,3	735,1	303,5	713,0	333,3	1422,1
maison	21,7	165,8	119,4	7,1	164,5	67,9	14,0	188,9	16,2	85,6
parking	24,4	21,3	84,1	65,1	39,8	26,2	21,3	12,2	43,7	160,7
année	68,8	86,7	85,7	440,1	234,9	158,3	91,9	167,0	102,3	323,0
musee	0,0	0,3	0,8	0,9	0,0	0,1	0,0	0,8	0,6	2,0
gare	2,7	2,1	0,0	1,6	1,4	0,5	0,0	0,0	3,2	3,7
hyper	0,1	1,7	1,6	0,1	1,1	0,0	0,0	0,7	2,5	0,2
police	1,3	0,1	1,0	0,4	0,6	1,2	0,9	2,0	1,4	0,1
poste	0,8	0,4	0,5	0,1	1,1	1,5	0,1	0,5	2,2	2,2
pompiers	0,0	0,0	0,0	0,1	1,9	0,1	0,0	0,0	0,0	0,3
ilot1	55,5	54,4	32,2	75,5	75,8	81,8	34,2	63,6	135,7	178,7
distvert	14,6	7,3	3,1	0,2	10,8	12,0	0,0	4,2	0,1	19,5
(dis-dis*)m	14,0	6,9	2,7	0,7	10,6	10,8	0,0	2,8	0,0	14,9
					zone critiqu					
constante	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
taille	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
maison	0,00	0,00	0,00	0,01	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
parking	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
année	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
musee	1,00	0,61	$0,\!37$	0,34	0,96	0,79	0,99	$0,\!38$	$0,\!44$	$0,\!16$
gare	0,10	$0,\!14$	0,97	0,20	$0,\!24$	$0,\!48$	0,98	0,96	0,08	0,05
hyper	0,81	0,19	$0,\!21$	0,79	0,30	0,94	0,97	$0,\!39$	0,11	0,69
police	$0,\!26$	0,73	0,31	0,51	$0,\!43$	$0,\!28$	$0,\!35$	$0,\!15$	$0,\!25$	0,78
poste	0,38	0,50	0,50	0,81	0,30	0,21	0,70	$0,\!48$	0,14	$0,\!14$
pompiers	0,97	0,91	0,91	0,71	0,17	0,70	0,99	0,97	0,96	$0,\!59$
ilot1	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
distvert	0,00	0,01	0,08	0,63	0,00	0,00	0,92	0,04	0,78	0,00
(dis-dis*)m	0,00	0,01	0,10	0,39	0,00	0,00	1,00	0,09	0,95	0,00

Annexes B : Description détaillée des espaces verts de la ville de Brest Espaces verts du centre ville

Square Mathon

Localisation dans la ville : Centre ville

- -Rue de Glasgow
- -Rue Jean Jaurès
- -Rue Algesiras
- -Rue Colbert

Horaire d'ouverture : Néant

- Environnement :
 -Résidences individuelles
 - -Commerces
 - -Hôtel de ville

<u>Type et qualité de l'aménagement :</u> -pelouse, fleurs, arbres

Équipement:

-bancs

-Obélisque du monument aux morts

Vue sur mer: Néant

Surface:





Square Rhin et Danube

Localisation dans la ville : Centre ville

- -Rue Yves Collet
- -Rue Farigoll
- -Rue branda
- -Rue des 11 Martyrs

Horaire d'ouverture : Néant

Environnement:

- -Résidences collectives
- -Commerces

Type et qualité de l'aménagement :

-Pelouse, arbres

Équipement:

-Bancs

Vue sur mer: Néant

Surface : 3 450 m²



Jardin John Kennedy

Localisation dans la ville : Centre ville

- -Avenue Georges Clémenceau
- -Rue du château
- -Rue Colbert
- -Av Amiral Réveillère

Horaire d'ouverture : Néant

Environnement:

- -Résidences collectives
- -Commerces, gare routière

Type et qualité de l'aménagement :

-Pelouse, arbres, eau

Equipement:

- -3 rampes de skateboard
- -Bancs
- -Jeux d'enfants

Vue sur mer: Néant

Surface : 14 332 m²





Square Alphonse Juin

Localisation dans la ville : Centre ville

- -Avenue Salaun Penquen
- -Rue frégate la Belle Poule
- -Av Amiral Réveillère

Horaire d'ouverture : Néant

Environnement:

- -Résidences collectives
- -Commerces, gare routière

Type et qualité de l'aménagement :

-Pelouse, arbres

Equipement:

-Bancs

Vue sur mer: Néant

Surface : 16 640 m²





Jardin Victor Ségalen

Localisation dans la ville : Centre ville

- -Avenue Salaun Penquer
- -Rue de Denver

Horaire d'ouverture : Néant

Environnement:

-Résidences collectives

Type et qualité de l'aménagement : -Pelouse, arbres

Equipement:

-Bancs

Vue sur mer: Oui, sur le port

Surface : 7 646 m²



Jardin de Gaulle

Localisation dans la ville : Centre ville

-Rue P.Brossolette

-Boulevard des Français Libres

Horaire d'ouverture : Néant

Environnement:

-Résidence collectives

-Musée nationale de la marine (Château)

Type et qualité de l'aménagement :

-Arbres, pelouse, fleurs, eau

Equipement:

-Bancs

Vue sur mer: Néant

Surface : 7 078 m²





Square de la déportation

Localisation dans la ville : Centre ville

- -Rue Émile Zola
- -Rue amiral Linois
- -Rue traverse

Horaire d'ouverture : Néant

Environnement:

- -Résidences collectives
- -Commerces, Musée des beaux arts

Type et qualité de l'aménagement :

-Pelouse, arbres

Equipement:

-Bancs

Vue sur mer: Néant

Surface : 1 746 m²



Localisation dans la ville : Centre ville

- -Rue Émile Zola
- -Rue du château
- -Rue Jean Macé
- -Rue d'Aiguillon

Horaire d'ouverture : Néant

Environnement:

- -Résidences collectives
- -Commerces

Type et qualité de l'aménagement :

-Pelouse, arbres

Equipement:

-Bancs, jeux enfants, kiosque

Vue sur mer: Néant

Surface:

Place Wilson





Square Marc Sangnier

Localisation dans la ville : Centre ville

- -Rue Louis Pasteur
- -Rue jean Macé
- -Rue d'aiguillon

Horaire d'ouverture : Néant

Environnement:

-Trésor public, commissariat de la marine

Type et qualité de l'aménagement :

-Arbres, fleurs

Equipement:

-Bancs, Aire de jeux

Vue sur mer: Néant

Surface : 1 951 m²



Jardin de l'académie de marine

Localisation dans la ville : Centre ville

-Avenue Franklin Roosevelt

Horaire d'ouverture : Néant

Environnement:

-Musée de la marine (château)

-Port

Type et qualité de l'aménagement :

-Pelouse, arbres

Equipement:

-Bancs

<u>Vue sur mer:</u> oui, le port

Surface : 10 062 m²



Espaces verts Nord-est

Jardin Yves Jaouen

Localisation dans la ville : Nord-est

- -Rue de la duchesse Anne
- -Rue beg avel
- -Rue de Verdun
- -Rue Yves Jaouen

Horaire d'ouverture : Néant

Environnement:

-Résidences individuelles

Type et qualité de l'aménagement :

-Pelouse, arbres

Equipement:

-Bancs, jeux enfants

Vue sur mer : Néant

Surface : 8 253 m²





Jardin Poul ar Brachet

Localisation dans la ville : Nord-est

-Rue saint Marc

-Rue Kerjaouen

Horaire d'ouverture : Néant

Environnement:

-Résidences collectives

Type et qualité de l'aménagement :

- Pelouse, arbres, gravier

Equipement:

- Jeux enfants, Bancs

Vue sur mer: Néant

Surface : 5 121 m²



Square Laennec

Localisation dans la ville : Nord-est

-Rue docteur Pouliquen

Horaire d'ouverture : Néant

Environnement :
- Résidences individuelles

Type et qualité de l'aménagement :

-Pelouse, arbres

Equipement:

-Bancs, jeux d'enfants

Vue sur mer: Néant

Surface : 4 049 m²



Jardin Choiseul

Localisation dans la ville : Nord-est

-Rue Choiseul

-Rue jules Lesven

Horaire d'ouverture : Néant

Environnement:

-Résidences individuelles

<u>Type et qualité de l'aménagement :</u>
-Pelouse, arbres

Equipement:

-Bancs

Vue sur mer: Néant

Surface : 12 527 m²



Jardin de Paul Menez

Localisation dans la ville : Nord-est

-Rue Claude Bourgelat

-Rue Paul Menez

-Rue hoche

Horaire d'ouverture : Néant

Environnement:

-Résidences collectives

Type et qualité de l'aménagement :

-Pelouse, gravier, arbres

Equipement:

-Bancs, jeux d'enfants, terrain de football

Vue sur mer: Néant

Surface: 8 061 m²





Espaces verts nord

Jardin Rosenbaum

Localisation dans la ville : Nord

-Rue marcel sembat

-Rue du moulin à poudre

Horaire d'ouverture : Néant

Environnement:

-Résidences individuelles

-Clinique pasteur

Type et qualité de l'aménagement :

-Pelouse, arbres

Equipement:

-Jeux d'enfants, bancs

Vue sur mer: Néant

Surface : 13 420 m²



Jardin Kerinou

Localisation dans la ville : Nord

-Rue notre dame de bonne nouvelle

Horaire d'ouverture : Néant

Environnement:

-Résidences individuelles

-Groupe scolaire catholique (école, collège, lycée)

Type et qualité de l'aménagement :

-Pelouse, arbres, eau

Equipement:

-Bancs, aire de jeux pour enfants, toilettes condamnées

Vue sur mer: Néant

Surface : 26 871 m²





Jardin de Keravelloc

Localisation dans la ville : Nord

- -Rue Émile Augier
- -Rue H.Bataille
- -Rue Roger martin du Gard

Horaire d'ouverture : Néant

Environnement:

-Résidences individuelles

Type et qualité de l'aménagement :

-Arbres, pelouse

Equipement:

-Jeux pour enfants, terrain de football, bancs

Vue sur mer: Néant

Surface : 34 255 m²



Espaces verts Nord-ouest

Square Youri Gagarine

Localisation dans la ville : Nord-Ouest

- -Rue des archives
- -Rue A.Lucas
- -Rue général Gouraud

Horaire d'ouverture : Néant

Environnement :
-Résidences collectives

Type et qualité de l'aménagement :

-Pelouse, arbres

Equipement:

-Jeux pour enfants, bancs

Vue sur mer: Néant

Surface : 10 997 m²



<u>Bellevue</u>

Localisation dans la ville : Nord-Ouest

- -Avenue de Tarente
- -Rue du mal valée
- -Rue général Baratier

Horaire d'ouverture : Néant

Environnement:

- -Résidences collectives
- -Eglise Notre Dame du Bouguen

Type et qualité de l'aménagement :

-Arbres, pelouse, gravier

Equipement:

-Terrain de basket-ball, football, skate, bancs

Vue sur mer: Néant

Surface:





Square du Bergot

Localisation dans la ville : Nord-Ouest

-Avenue Victor le Gorgeu

Horaire d'ouverture : Néant

Environnement :
-Résidences collectives

<u>Type et qualité de l'aménagement :</u>
-Pelouse, arbres

Equipement:

-Terrain de basket-ball

Vue sur mer: Néant

Surface : 31 122 m²



Square des Fougères

Localisation dans la ville : Nord-Ouest

-Avenue de provence

-Route de Fougères

Horaire d'ouverture : Néant

Environnement:

-Résidences collectives

-Commerces

Type et qualité de l'aménagement :

-Pelouse, gravier, arbres

Equipement:

-Bancs, terrain de basket-ball, parking

Vue sur mer: Néant

Surface: 6 266 m²





Espaces verts Ouest

Jardin des explorateurs

Localisation dans la ville : Ouest

- -Rue de Toulon
- -Rue de la pointe

Horaire d'ouverture :

- -9h à 22h (1^{er} mai au 15 sept)
- -9h à 18h (16 sept au 30 avril)

Environnement:

-Résidences collectives

Type et qualité de l'aménagement :

-Gravier, plantes et arbres exotiques, fleurs

Equipement:

- -Bancs, pancartes historiques, projecteurs
- -Pont pour une vue sur le parc et le port

<u>Vue sur mer</u>: Oui, depuis le pont

Surface: 6 356 m²





Jardin de laninon

Localisation dans la ville : Ouest

- -Route de la corniche
- -Rue J.Oulhen

Horaire d'ouverture : Néant

Environnement:

-Résidences collectives et individuelles

Type et qualité de l'aménagement : -Gravier, pelouse, arbres

Equipement:

-Bancs, jeux pour enfants

Vue sur mer: Néant

Surface : 4 608 m²



Square Jean Yves Laouénan

Localisation dans la ville: Ouest

- -Rue du 18 juin 1940
- -Rue saint Exupéry

Horaire d'ouverture : Néant

Environnement:

- -Résidences collectives
- -Commerces, piscine

Type et qualité de l'aménagement :

-Pelouse, arbres, gravier

Equipement:

-Bancs, aires de jeux pour enfants

Vue sur mer: Néant

Surface : 4 263 m²





Jardin Jegaden

Localisation dans la ville: Ouest

- -Rue saint Exupéry
- -Rue fréminville
- -Rue de Maissin

Horaire d'ouverture : Néant

Environnement:

- -Résidences collectives
- -Centre aéré, crèche, collège, pharmacie

Type et qualité de l'aménagement :

-Gravier, arbres, pelouse

Equipement:

-Bancs, aire de jeux pour enfants, terrain de basket-ball

Vue sur mer: Néant

Surface : 10 976 m²



Jardin de Kerbonne

Localisation dans la ville: Ouest

- -Route de la Corniche
- -Rue Amiral Nicol
- -Rue du Stiff

Horaire d'ouverture : Néant

Environnement:

- -Résidences individuelles
- -Port militaire

Type et qualité de l'aménagement :

-Gravier, pelouse, arbres

Equipement:

-Bancs

Vue sur mer: Oui, sur le port militaire

Surface : 21 787 m²





Jardin de Kerzudal

Localisation dans la ville: Ouest

-Rue de Kerzudal

Horaire d'ouverture : Néant

Environnement:

-Résidences individuelles et collectives

Type et qualité de l'aménagement :

-Gravier, pelouse, arbres

Equipement:

-Aire de jeux pour enfants, bancs, 2 bunkers dégradés (tags)

Vue sur mer: Néant

Surface : 14 763 m²





Parc d'Eole

Localisation dans la ville: Ouest

-Avenue de Tallinn

Horaire d'ouverture : Néant

Environnement:

-Centre commercial, hôtel

Type et qualité de l'aménagement :

-Pelouse, eau, arbres (forêt)

Equipement:

-Pont, bancs

Vue sur mer: Néant

Surface : 40 841 m²



Jardin de Kerargaouyat

Localisation dans la ville: Ouest

- -Rue Fr.Arzel
- -Rue de Bruges
- -Rue de Bruxelles

Horaire d'ouverture : Néant

Environnement:

- -Résidences individuelles et collectives
- -Collège

Type et qualité de l'aménagement :

-Gravier, pelouse, arbres

Equipement:

-Bancs, aire de jeux pour enfants

Vue sur mer: Néant

Surface : 10 949 m²



Parc sainte anne du Portzic

<u>Localisation dans la ville :</u> Ouest -Rue Jim Sevellec

Horaire d'ouverture : Néant

Environnement:

-Résidences individuelles

Type et qualité de l'aménagement :

-Bois

Equipement:

-Bancs, sculture, pique nique

Vue sur mer : Oui, la plage de sainte Anne

Surface:



Parc du Larc'Hantel

Localisation dans la ville : Ouest

- -Route du fort Montbarey
- -Route de Kervallan
- -Allée de Larchantel

Horaire d'ouverture : Néant

Environnement:

-Résidences individuelles

Type et qualité de l'aménagement :

-Bois

Equipement:

-Aires de jeux pour enfants (x2), parcours santé

Vue sur mer: Néant

Surface : 107 415 m²





Espaces verts Est

Jardin des 19 brestois fusillés au mont Valérien

Localisation dans la ville : Est -Rue Lacordaire

- -Rue Georges Melou

Horaire d'ouverture : Néant

Environnement:

- -Résidences individuelles
- -Ecole maternelle

Type et qualité de l'aménagement :

-Gravier, pelouse, arbres

Equipement:

-Aire de jeux pour enfants, plaque de commémoration, bancs

Vue sur mer: Néant

Surface : 2 013 m²



Jardin public

Localisation dans la ville : Est

- -Rue du brigadier
- -Rue J.Cartier

Horaire d'ouverture : Néant

Environnement:

- -Résidences individuelles
- -Ligne de train

Type et qualité de l'aménagement :

-Pelouse, arbres (petit bois), eau

Equipement:

-Bancs, tables de pique nique

Vue sur mer: Néant

Surface:





Espaces verts hors Brest

Bois de Keroual

Localisation dans la ville : Guilers

- -Route de Kervaly
- -Route de Brest

Horaire d'ouverture : Néant

Environnement:

-Résidences individuelles

Type et qualité de l'aménagement :

- -Arbres (bois), arbres exotiques, pelouse
- -Jardins familiaux (2,85 hectares)
- -Plans d'eau, étangs

Equipement:

- -Château, vieux moulins
- -Restaurant, aire de pique nique, tables, bancs
- -Jeux d'orientation

Vue sur mer: Néant

Surface: 48 hectares





Parc public du vallon de Stangalar

Localisation dans la ville : Guipavas

-Route Stang Alar

Horaire d'ouverture : Néant

Environnement:

- -Résidences individuelles et individuelles
- -Conservatoire botanique

Type et qualité de l'aménagement :

-Bois, pelouse, eau

Equipement:

- -Aires de jeux pour enfants (x2), aires de repos, bancs, pique nique
- -Parcours sportifs, crêperie
- -Terrain de pétanque

Vue sur mer: Néant

Surface: 17 hectares





Le petit moulin

Localisation dans la ville : Bohars

- -Allée des noisetiers
- -Rue le Clos du bois

Horaire d'ouverture : Néant

Environnement:

- Résidences individuelles

Type et qualité de l'aménagement :

-Foret, eau

Equipement:

- -Circuit, motte féodale
- -Bancs

Vue sur mer: Néant

Surface:

