

# La valorisation de la qualité de l'air par l'approche hédonique : une revue de la littérature\*.

Masha Maslianskaïa-Pautrel<sup>+</sup>

19 novembre 2008

version finale

*Le présent article passe en revue les récentes études empiriques qui appliquent l'approche hédonique à la valorisation de la qualité de l'air. Cette approche peut être appliquée pour étudier les différents types de pollution atmosphérique (industrielle, urbaine,...). Nous examinons la méthodologie, les principaux problèmes de spécification, ainsi que les résultats des modèles hédoniques. Les techniques de l'économétrie spatiale, présentées dans l'article, apportent des solutions aux problèmes de spécification hédonique. Notre analyse montre, en outre, que l'impact négatif de la pollution atmosphérique sur les prix des logements est d'autant plus grand que cette pollution est perceptible par la population, soit à cause d'une odeur forte ou d'une fumée, soit parce que la population en est informée.*

## Valuing Air Quality by the Hedonic Approach : A review.

### *Abstract*

*This paper reviews the most recent empirical studies using the hedonic approach to evaluate air quality. We examine the methodology, some specification issues of hedonic models (both for industrial and urban air pollution), and the empirical results. Specifically, we focus on the spatial econometric estimations as a possible way to solve many specification issues. Our analysis underlines the major role that the noxiousness of the pollutant and the awareness of the population regarding pollution play on air pollution's negative effects on housing prices.*

### 1 Introduction.

De nombreuses activités industrielles ainsi que l'augmentation du trafic routier rejettent des polluants atmosphériques dégradant la qualité de l'air. Cette pollution atmosphérique croissante affecte la santé humaine, les autres organismes vivants, et les bâtiments (Ekins, 2003; Kampa et

---

\* Je remercie Yannick Le Pen ainsi qu'un rapporteur anonyme pour leurs commentaires et suggestions. Je reste seule responsable des erreurs ou omissions qui peuvent subsister.

<sup>+</sup> Doctorante - chercheur ; Laboratoire d'économie et de management de Nantes (LEMNA) et MSH Ange Guépin, Université de Nantes ; e-mail : masha.pautrel@univ-nantes.fr.

Castanas, 2007). Etant donnée la gravité du problème, de nombreuses politiques publiques sont mises en œuvre pour réduire cette pollution. Comme le soulignent Boyle et Kiel [2001], les autorités publiques doivent pour cela pouvoir évaluer correctement les coûts et les bénéfices de leurs politiques, d'où la nécessité de mesurer, entre autres, les coûts engendrés par la pollution atmosphérique. La difficulté d'une telle évaluation est liée à la nature non-marchande de la pollution atmosphérique et de la qualité de l'air.

Cet article présente la méthodologie et les résultats récents de l'approche hédonique de l'évaluation de la qualité de l'air. C'est une des approches possibles de valorisation des biens non-marchands<sup>1</sup>, qui a pour objectif de trouver un moyen d'estimer de manière indirecte la valeur que les ménages sont prêts à payer pour ce bien. L'estimation passe par le biais d'un bien marchand dont le prix dépend de plusieurs caractéristiques, entre autres, du bien non-marchand en question.

Le choix du bien marchand est conditionné par l'objet de l'analyse. L'approche hédonique peut être appliquée aux salaires pour étudier les risques professionnels (cf. par exemple Viscusi et Aldy, 2003; Hintermann et al., 2006; Viscusi et Aldy, 2007). Elle peut également être appliquée aux prix des voitures afin d'analyser la valeur de la vie statistique ou la valeur de la sécurité (cf. par exemple Kim, 2004; Andersson, 2005). Cependant, le plus souvent, la méthode hédonique est appliquée au prix des biens immobiliers, en particulier, le logement, même s'il existe des études hédoniques portant sur les prix de l'immobilier commercial ou industriel (par exemple, Longo et Alberini, 2005). En effet, le logement est un produit différencié, dont chaque unité est différente : sur le même marché concurrentiel, chaque unité immobilière a un prix différent. De plus, les décisions privées d'acquisition du logement peuvent prendre en compte des phénomènes socio-économiques, des préoccupations environnementales. Ainsi les études hédoniques du marché immobilier portent sur de nombreux domaines. Parmi eux figurent les disparités régionales du chômage (Vermeulen et van Ommeren, 2005), l'offre des biens publics locaux (Brasington, 2002) ou encore la demande de la qualité des écoles (Mitchell, 2000). L'hypothèse principale est que le consommateur attribue une valeur à une caractéristique non-marchande étudiée et que cette valeur est contenue dans le prix de l'immobilier.

Cette méthode est également largement utilisée pour une évaluation des biens environnementaux. Boyle et Kiel [2001] font ainsi une analyse comparative de 37 études portant sur des externalités environnementales telles que la pollution de l'air et de l'eau, ainsi que l'usage indésirable des sols. Simons et Saginor [2006] réalisent une méta-analyse de 75 études portant sur les effets des externalités environnementales (pollution de l'air et de l'eau, proximité des sites à risque technologique et des infrastructures de transports) mais aussi sur les effets des aménités environnementales et paysagères comme la proximité de la côte, des parcs ou d'autres réserves naturelles. D'autres auteurs ont ciblé leurs recherches sur les estimations d'un phénomène environnemental comme le bruit (Lipscomb, 2003; Espey et Lopez, 2000) ou la qualité des paysages (Bourassa et al., 2005; Dumas et al., 2005; Brossard et al., 2007).

Parmi les méthodes économiques d'évaluation de la qualité de l'air, l'approche hédonique est particulièrement intéressante grâce à deux avantages majeurs qui la rendent plus facile à mettre en œuvre : elle ne nécessite ni connaissance épidémiologique sur la relation entre les émissions de polluants et les risques sanitaires, ni enquête préalable comme c'est le cas pour l'évaluation contingente.

Les études discutées ci-dessous, montrent que la méthode hédonique peut être appliquée à plusieurs aspects de la qualité de l'air : la pollution industrielle ou automobiles, les politiques publiques de l'amélioration de la qualité de l'air, ... Le présent article met en lumière des contributions récentes portant sur ces aspects. Cependant, le choix d'un modèle hédonique et son estimation économétrique restent sujets à certaines difficultés, dues en particulier aux problèmes de spécification. Nous montrerons comment les différents modèles économétriques cherchent à résoudre des biais potentiels de la méthode hédonique pour obtenir de meilleures estimations.

Le reste de l'article est construit comme suit. Dans la deuxième section nous présentons les principes des régressions hédoniques ainsi que les problèmes de spécification. Ensuite, la troisième section passe en revue les études de l'impact de la pollution atmosphérique sur les prix de l'immobilier et les études estimant la fonction de demande de la qualité de l'air. Enfin la quatrième section conclut.

## 2 Régressions hédoniques de la qualité de l'air.

La méthode hédonique comporte deux étapes<sup>ii</sup>. La première étape consiste à faire une régression des prix de l'immobilier sur les attributs de cet immobilier y compris des caractéristiques environnementales, pour observer si les variables environnementales influencent les prix, c'est-à-dire si leurs coefficients sont significatifs statistiquement. Si c'est le cas, la seconde étape estime la fonction de demande du bien environnemental étudié. Cette dernière étape présente davantage de difficultés, liées aux problèmes de la forme explicite et de l'identification de l'équation de demande à estimer. Dans cette section nous exposons en premier lieu les principes généraux des régressions hédoniques pour faire ensuite un résumé des problèmes typiques de leur spécification<sup>iii</sup>.

### 2.1 Principe des régressions hédoniques.

Le modèle théorique de l'approche hédonique introduit par Rosen [1974], repose sur l'hypothèse que le prix d'un bien différencié (logement) dépend de ses différentes caractéristiques (y compris des caractéristiques non marchandes) :

$$P = P(z_1, z_2, \dots, z_K) \quad (1)$$

où  $P$  est le prix du logement, et  $Z = (z_1, z_2, \dots, z_K)$  est un vecteur d'attributs de ce logement et de son voisinage.

Rosen [1974] montre que les prix marginaux des attributs des logements,

$$p_{ij} = \frac{\partial P}{\partial z_j}, j = 1, \dots, K$$

sont égaux aux consentements marginaux des consommateurs à payer pour des variations marginales des attributs. A la première étape de la méthode hédonique on estime ces consentements marginaux. Pour obtenir le consentement individuel à payer pour des variations non-marginales il faut estimer la fonction de demande de l'attribut en question. C'est l'objet de la deuxième étape de la méthode hédonique<sup>iv</sup>.

Dans cette partie nous introduisons d'abord les équations hédoniques des deux étapes pour se concentrer ensuite sur le choix des variables proxies pour la qualité de l'air, de l'échantillon ainsi que sur celui de la forme fonctionnelle.

#### 2.1.1 Equations à estimer.

La **première étape** des estimations hédoniques concerne les régressions des prix du logement sur ces caractéristiques. Dans le cas général c'est une régression non-linéaire du type :

$$P_{it} = f(Z_{it}\alpha) + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

où  $i = 1, \dots, N$  est le nombre d'observations,  $t = 1, \dots, T$  est le nombre de périodes<sup>v</sup>,  $P_{it}$  est une variable représentant la valeur du logement,  $Z_{it}$  est un vecteur d'attributs du logement,  $\alpha$  un vecteur de paramètres à estimer et  $\varepsilon_{it}$  est un terme d'erreur.

Pour éviter un nombre de paramètres à estimer excessif et le problème du manque de données, les études empiriques de la **seconde étape** supposent la séparabilité faible de la fonction d'utilité du consommateur et réduisent ainsi le nombre de variables. Dans ces études la fonction de demande d'un attribut du logement dépend uniquement des prix marginaux d'une partie des autres attributs, de certaines caractéristiques socio-économiques des ménages et des variables de changement de régime (" *shift variables* ")<sup>vi</sup>. L'équation à estimer est, dans le cas général :

$$QA_{it} = g(PE_{it}, PA_{it}, CSE_{it}, VC_{it}, \beta) + u_{it} \quad (3)$$

où  $QA_{it}$  est une variable représentant la qualité de l'air,  $PE_{it}$  est le prix marginal de la qualité de l'air,  $PA_{it}$  est un vecteur des prix marginaux des autres attributs du logement pris en compte (les prix marginaux sont obtenus à la première étape des estimations hédoniques),  $CSE_{it}$  est un vecteur des caractéristiques socio-économiques du ménage,  $VC_{it}$  est un vecteur des variables de changement,

$\beta$  est le vecteur des paramètres à estimer, et  $u_{it}$  est le terme d'erreur.

Les attributs habituellement considérés dans la régression (3) sont ceux qui pourraient être des compléments ou des substituts du bien environnemental étudié : par exemple, la qualité des écoles du quartier, la surface de la maison ou du terrain (Brasington et Hite, 2005; Boyle et al., 1999).

### 2.1.2 Mesure des variables environnementales.

L'approche hédonique cherche à vérifier l'hypothèse que certaines caractéristiques environnementales du logement (ou de sa localisation) ont un impact sur sa valeur et/ou son prix de vente. Cela veut dire que les consommateurs doivent avoir la possibilité de percevoir ces caractéristiques pour les intégrer dans leurs décisions. Ce fait détermine le choix des variables représentant les phénomènes environnementaux dans les régressions des prix hédoniques (la qualité de l'air ou la pollution atmosphérique dans notre cas).

Plusieurs possibilités existent<sup>vii</sup> :

- La plus simple, qui donne aussi le moins de résultats est l'introduction de **variables muettes correspondant à un certain zonage** : les zones selon la qualité de l'air (Saulnier, 2004), les classements des zones à proximité des sites pollués (Letombe et Zuindeau, 2005), etc.
- Plus souvent, les chercheurs utilisent comme variable proxy **la distance par rapport à la source de la pollution**. Cette méthode est utilisée en particulier dans les études qui examinent l'impact de la pollution d'un établissement sur son voisinage (Letombe et Zuindeau, 2005; Anstine, 2003; Lipscomb, 2003; Saphores et Aguilar-Benitez, 2005).

Quand il s'agit de la pollution atmosphérique, il est difficile d'avoir des données sur les variations des concentrations de rejets de polluants dans l'air en fonction de la localisation du logement par rapport à la source d'émission. Les données disponibles sont pour la plupart des quantités annuelles de polluants rejetés. Dans le cas d'une source de pollution, ces quantités sont les mêmes pour tous les biens immobiliers dans la zone d'étude, et ne peuvent donc être retenues comme variable proxy que dans un modèle dynamique<sup>viii</sup>.

- Il existe néanmoins des études utilisant **les concentrations de polluants dans l'air** comme proxy de la qualité de l'air. Ainsi Won Kim et al. [2003] ont pris les mesures de 20 stations de surveillance dans l'agglomération de Séoul, et ont utilisé la méthode de l'interpolation spatiale pour obtenir des concentrations (en particules par unité de volume) dans chacune des 78 sous-zones examinées.
- L'étude d'impact de la pollution atmosphérique en termes de **quantités annuelles d'émissions** est importante si l'on cherche à évaluer des politiques publiques visant, par exemple, la baisse de la pollution. Pour pouvoir introduire les quantités d'émissions dans les régressions statiques il faut avoir plusieurs sources de pollution qui sont localisées dans différents endroits. Cela correspond souvent à des zones d'étude plus grandes qu'une ville ou une agglomération. Ainsi, l'analyse de Bui et Mayer [2003] porte sur l'ensemble de l'Etat de Massachusetts.
- Certaines études utilisent comme variable proxy **un indice des émissions**. Celui-ci peut être une moyenne des émissions de plusieurs sources : arithmétique comme chez Zabel et Kiel [2000] ou géométrique comme chez Chay et Greenstone [2005]. Cela peut être également une somme pondérée des émissions rejetées par toutes les industries de la zone d'étude, où le coefficient de pondération dépend de la distance entre l'unité d'observation et la source de la pollution (Hanna, 2007).
- Enfin, il est possible d'introduire dans une régression hédonique **plusieurs variables de différents types** représentant le même phénomène environnemental, comme c'est le cas chez Decker et al. [2005] ou Boxall et al. [2005].

### 2.1.3 Définition du périmètre du marché.

Le choix d'une zone d'étude dépend des objectifs de la recherche et des phénomènes que l'on veut étudier : par exemple, la demande de la qualité de l'air dans une agglomération ou l'effet de l'introduction d'une politique publique de régulation de la pollution. Il porte sur le nombre de marchés immobiliers dans la zone d'étude et sur le type de transactions.

Comme les prix hédoniques résultent de l'équilibre sur un marché, il faut savoir si la zone d'étude représente un marché unique ou des marchés séparés. Cependant, il semble que les tests statistiques et économétriques ne permettent pas de le déterminer (Palmquist, 2005). En effet,

l'hypothèse d'unicité du marché étudié peut être rejetée pour des raisons autres que la segmentation du marché considéré comme, par exemple, un mauvais choix de la forme fonctionnelle. Ces erreurs de spécification ne sont pas nécessairement significatives économiquement mais elles le sont statistiquement. Brasington et Hite [2005] proposent d'utiliser le test de Chow, pour vérifier l'hypothèse que les coefficients des variables explicatives sont identiques pour des marchés différents.

Une étude hédonique avec deux marchés différents est réalisée par Cropper et al. [1988], qui étudient les prix des maisons sur les marchés de la ville de Baltimore et du comté de Baltimore en distinguant ces deux marchés : *“le premier représentant un stock de logements anciens, urbains et hétérogènes, et le second une aire péri-urbaine plus homogène”* (idem, p.669).

Cependant, la tendance actuelle est de considérer une zone d'étude comme un marché unique, qu'elle soit limitée à une commune ou étendue à une région. Le périmètre de la zone d'étude n'est pas défini en fonction du marché immobilier mais dépend de l'effet environnemental étudié.

Ainsi, pour examiner l'impact d'un petit nombre de sources de pollution sur les prix des logements, la zone d'étude est limitée à une ou plusieurs communes (Anstine, 2003; Lipscomb, 2003; Letombe et Zuindeau, 2005; Won Kim et al., 2003). Pour étudier l'impact de nombreuses sources de pollution sur les prix de l'immobilier ou pour analyser des politiques publiques de réduction de la pollution, la zone d'étude est plus importante correspondant à une ou plusieurs régions (Decker et al., 2005; Bui et Mayer, 2003; Hanna, 2007).

Selon Palmquist [2005], il vaut mieux se concentrer sur le type de transactions : achats-ventes de maisons, résidences principales, locations pour définir le marché approprié.

Dans toutes les études examinées dans le présent article, l'objet de la transaction sur le marché est uniforme : le marché des ventes de maisons individuelles chez Letombe et Zuindeau [2005] ou Decker et al. [2005], et le marché des locations d'appartements non-meublés chez Saulnier [2004]. Boxall et al. [2005] qui s'intéressent à la valeur des propriétés rurales résidentielles des environs de Calgary (Alberta, Canada), excluent de leur analyse les propriétés qui sont en même temps des lieux d'activité agricole.

A la seconde étape de la méthode hédonique, la segmentation du marché est une condition nécessaire pour les estimations (Brown et Rosen, 1982). Pourtant la définition des marchés séparés peut prendre plusieurs formes. Ainsi, Cavailhes [2005] utilise dans son étude sept marchés différenciés selon la taille des aires urbaines françaises. Brasington et Hite [2005] et Zabel et Kiel [2000] font des estimations pour plusieurs marchés représentant chacun une agglomération américaines, et Boyle et al. [1999] examinent plusieurs marchés qui sont définis par la proximité à l'un des quatre groupes de lacs de l'Etat du Maine.

#### 2.1.4 Choix de la forme fonctionnelle.

La théorie économique ne donne pas d'indication sur la forme de la fonction des prix hédoniques. Plusieurs formes fonctionnelles ont été estimées dans les études hédoniques environnementales : linéaire, log-linéaire, semi-log ou transformations de Box-Cox. Cropper et al. [1988] ont montré que les transformations linéaire et quadratique de Box-Cox permettent d'obtenir de meilleures estimations quand toutes les caractéristiques sont observées. Quand une partie des caractéristiques n'est pas observée ou est remplacée par des variables proxies, les meilleures formes fonctionnelles (en terme d'erreur d'estimation du prix marginal des caractéristiques) sont la forme linéaire et la transformation linéaire de Box-Cox.

Decker et al. [2005] préconisent, cependant, la spécification semi-log en argumentant que son exécution est plus facile et que l'interprétation des coefficients d'estimation est directe. En effet, pour la spécification semi-log de la régression hédonique le changement marginal d'une caractéristique du logement implique le changement en pourcentage de son prix.

A la seconde étape, il n'existe pas non plus une forme "conventionnelle" pour l'équation de demande (3). Certains chercheurs estiment des formes fonctionnelles "classiques" : linéaire, semi-log ou Cobb-Douglas (par exemple, Boyle et al., 1999; Zabel et Kiel, 2000). D'autres utilisent des formes fonctionnelles plus flexibles comme la forme directe translog<sup>ix</sup> (Palmquist et Israngkura, 1999), ou la fonction de demande quasi parfaite<sup>x</sup> (Cavailhes, 2005).

## 2.2 Problèmes de spécification.

Dans la méthode hédonique on se retrouve confronté à des problèmes économétriques classiques comme l'omission ou l'erreur de mesure de variables, la multicollinéarité ou encore l'hétéroscédasticité. D'autres problèmes sont plus spécifiques à cette approche comme l'endogénéité de la pollution, l'autosélection des données ou la dépendance spatiale.

Dans cette sous-section, nous verrons comment ces différents problèmes se manifestent dans les régressions hédoniques et comment on peut les résoudre en utilisant des méthodes d'estimation autres que les moindres carrés ordinaires.

### 2.2.1 Omission de variables.

La disponibilité des données contraint souvent le choix des variables explicatives. Par exemple, dans les données du recensement de l'U.S. Census, les attributs des maisons, comme la surface ou le nombre de pièces, ne sont pas renseignés (Chay et Greenstone, 2005). Pourtant ce sont des caractéristiques des logements utilisés dans les modèles hédoniques. Cette imperfection conduit à omettre certaines variables dans les régressions hédoniques.

Les omissions peuvent résulter aussi d'un choix délibéré. Par exemple, en étudiant l'impact de la pollution atmosphérique industrielle, on peut choisir de ne pas inclure la proximité des routes nationales. Or, il est possible que cette proximité affecte de manière importante le prix des logements. L'omission de cette variable pourrait alors aboutir à un biais dans les estimations.

Des solutions existent pour éviter le biais des estimations dû aux variables omises. Par exemple Chay et Greenstone [2005] utilisent une *approche en deux étapes de fonctions de contrôle* et une méthode de *variables instrumentales* pour tenir compte de variables omises et mesurer l'importance du biais correspondant.

Une autre possibilité de contrôler ce biais est le recours aux méthodes d'économétrie spatiale comme le font Boxall et al. [2005] qui utilisent le *modèle d'erreurs spatiales*, et Brasington et Hite [2005], en utilisant le *modèle spatial de Durbin*. Dans ce dernier modèle, les termes de décalage spatial ("spatial lag terms") de la variable endogène et des variables explicatives capturent "*l'influence des variables omises sur la valeur de la maison. [...] sinon cet effet est inclut dans le terme d'erreur*" (idem, p.63)<sup>xi</sup>.

### 2.2.2 Erreur de mesure des variables.

Nous nous intéressons uniquement à deux variables "clefs" de l'analyse hédonique de la pollution atmosphérique : la valeur des logements et la variable proxy de la pollution<sup>xii</sup>.

L'erreur de **mesure du prix du logement** peut surtout apparaître dans les études utilisant des données autres que des prix de vente :

- les valeurs du logement estimées par les Impôts (Anstine, 2003),
- divers indices de prix du logement (cf. par exemple, Bui et Mayer, 2003),
- les estimations faites par les propriétaires du logement (Won Kim et al., 2003; Zabel et Kiel, 2000).

Quant à ce dernier type de données, Kiel et Zabel [1999] ont montré que si les différences dans les évaluations des logements par leurs propriétaires sont prises en compte selon la technique développée par Kiel et Carson [1990], l'erreur n'apparaît que dans le terme constant de la régression hédonique.

L'erreur de **mesure de la variable représentant la pollution** peut surgir quand on utilise dans la construction de la variable proxy :

- la distance à la source de pollution ;
- les quantités (annuelles) de rejets des polluants ;
- les enregistrements des concentrations des polluants par des stations de mesure.

Dans le dernier cas, Chay et Greenstone [2005] ont proposé d'utiliser la moyenne des enregistrements annuels de plusieurs années<sup>xiii</sup>.

### 2.2.3 Multicollinéarité.

La multicollinéarité est un problème assez fréquent dans les modèles hédoniques. En effet, différents attributs du logement peuvent être corrélés entre eux (comme la surface habitable et le

nombre de pièces). Dans les modèles hédoniques de l'évaluation de la qualité de l'air il est important de savoir s'il y a de la colinéarité entre différentes variables environnementales ou entre une variable environnementale et d'autres caractéristiques des logements. Il existe plusieurs méthodes pour détecter la présence de la multicollinéarité ou pour sélectionner des variables explicatives qui peuvent être utilisées pour l'évaluation hédonique de la qualité de l'air.

Ainsi, Saulnier [2004] examine différentes méthodes de sélection des variables explicatives, exposées dans Bourbonnais [2006], pour retenir les variables explicatives les plus corrélées avec la variable à expliquer et les moins corrélées entre elles. Il utilise le test de Farrar-Glauber pour conclure que les méthodes de sélection progressive, de sélection par la "régression pas à pas" et de sélection par la "régression par étage", aboutissent à des estimations plus robustes en termes de multicollinéarité.

Quant aux tests de multicollinéarité, Palmquist [1983] a utilisé les techniques de diagnostic développées par Belsley et al. [2004] dans les régressions hédoniques construites pour étudier l'impact de 4 polluants sur les prix des logements dans 14 villes américaines. Ces tests ont montré que la colinéarité entre les deux polluants ou entre une variable environnementale et une variable explicative non-environnementale est assez rare : 1 cas sur 39, et 3 cas sur 53. Plus souvent, le phénomène de multicollinéarité a été observé pour les caractéristiques socio-économiques du voisinage.

#### 2.2.4 Hétéroscédasticité.

Un autre problème possible est l'hétéroscédasticité. Par exemple, Decker et al. [2005] utilisent des codes postaux comme unité d'observation pour des variables explicatives, or "*les variances d'erreurs ne sont pas nécessairement uniformes à travers les différentes localités*" (idem, p.124).

Des tests utilisés dans les études empiriques pour vérifier l'hétéroscédasticité sont :

- le test de Bartlett (Decker et al., 2005).
- le test de Breusch-Pagan (Boxall et al., 2005) ;
- le test de Goldfeld et Quandt, 1992 (Letombe et Zuindeau, 2005) ;
- le test de Koëner-Bassett (Won Kim et al., 2003).

En présence d'hétéroscédasticité les estimateurs des moindres carrés ordinaires sont inefficaces, il faut donc utiliser d'autres méthodes économétriques, comme, par exemple, la méthode des moindres carrés généralisés (Decker et al., 2005).

#### 2.2.5 Endogénéité de la pollution.

La méthode hédonique considère que la pollution est une variable exogène dans la régression des prix des maisons, indépendante des autres régresseurs. Ceci n'est pas nécessairement vrai. On peut supposer que de grands établissements industriels, sources de pollutions, ont été construits dans les zones à faible densité de la population, où les prix des logements étaient relativement bas. D'un côté, la présence d'une grande entreprise incite ses employés à habiter à proximité pour limiter le temps et les coûts de trajet "domicile-travail", ce qui augmente le prix des logements dans les environs de ce centre d'emploi. D'un autre côté, la pollution atmosphérique diminue la qualité de l'air et l'attraction des logements à proximité de la source de pollution. Le prix de ces logements devrait donc baisser. Ne pas prendre en compte l'endogénéité possible de la pollution pourrait aboutir à des biais.

Des solutions pour éviter ce type de biais sont :

- la méthode des variables instrumentales (cf. par exemple, Gayer, 2000 ; ou Bui et Mayer, 2003) ;
- l'estimation d'un système d'équations simultanées où le prix du logement et la pollution sont des variables à expliquer (Chay et Greenstone, 2005; Hanna, 2007) ;
- les statistiques spatiales (Brasington et Hite, 2005).

#### 2.2.6 Autosélection des données.

Comme l'expliquent Chay et Greenstone [2005], dans les modèles hédoniques les préférences des ménages pour la qualité de l'air peuvent être à l'origine du biais d'autosélection. En effet, si ceux qui ont de fortes préférences pour la bonne qualité de l'air déménagent des zones polluées, la population qui reste (et qui fait partie de l'échantillon d'observations) ne contient que des agents avec moins de préférences pour la qualité de l'air. Donc, on ne peut pas considérer que l'échantillon de population soit représentatif de l'ensemble des agents. Dans ce cas là, les estimations hédoniques reflètent les prix marginaux de la qualité de l'air uniquement pour une sous-partie de la population qui

valorise peu la qualité de l'air. Donc, la valeur du prix marginal de l'air propre sera sous-estimée. Chay et Greenstone [2005] ont utilisé le modèle de régression à coefficients aléatoires pour résoudre le problème de l'autosélection. Ce modèle "*inclut des fonctions de contrôle séparées pour les variables omises et le biais de l'autosélection*" (p. 415), de plus, il est "*moins restrictif que les doubles moindres carrés*" (p.394).

### 2.2.7 Dépendance spatiale dans les estimations hédoniques.

Puisque les logements et les sources de la pollution sont localisés dans l'espace, des biais liés à leur dépendance spatiale peuvent apparaître. Cela peut être une dépendance structurelle spatiale entre les observations de la variable endogène (ou exogène) - le cas de l'autorégression spatiale - ou une dépendance spatiale entre les termes d'erreurs (généralement engendrée par les variables omises qui présentent elles-mêmes une dépendance spatiale) - le cas de l'autocorrélation spatiale. Par exemple, le prix d'un logement peut être affecté par les prix des logements du voisinage, par des attributs d'autres logements du voisinage ou enfin par des caractéristiques démographiques ou socio-économiques des zones avoisinant le logement en question.

Quelques tests peuvent révéler la dépendance spatiale :

- le I-test de Moran ;
- le test du multiplicateur de Lagrange, formes ordinaire et robuste (Anselin et al., 1996) ;
- le test de Kelejian et Robinson [1998].

Pour éviter ce type de biais, on peut utiliser des statistiques spatiales, en particulier, des modèles de "*décalage spatial*" dans le cas de l'autorégression spatiale, comme Brasington et Hite [2005] ou Won Kim et al. [2003], ou des modèles d'*erreurs spatiales* dans le cas de l'autocorrélation spatiale, comme Boxall et al. [2005]. Dans le premier cas, on introduit dans la régression des termes de "*décalage spatial*" pour la variable endogène et/ou les variables explicatives. Dans le second cas, le terme de "*décalage spatial*" est introduit pour le terme d'erreur. Ce terme de "*décalage spatial*" représente le produit d'*une matrice de pondérations spatiales*,  $W$ , et du vecteur (ou de la matrice) de variables correspondantes (endogène,  $P$ , explicatives,  $Z$ , ou de terme d'erreur,  $\varepsilon$ ). Dans le cas le plus général, le modèle a la forme suivante (LeSage, 1998, p.30) :

$$P = \rho W_1 P + \alpha W_1 Z + \varepsilon$$

$$\varepsilon = \lambda W_2 \varepsilon + u$$

$$u \sim N(0, \sigma^2 I_n)$$

Si les coefficients attachés au terme de décalage spatial ( $\alpha, \rho, \lambda$ ) sont significativement différents de zéro, cela signifie la présence d'autorégression ou d'autocorrélation spatiales<sup>xiv</sup>.

Le test du multiplicateur de Lagrange ou sa forme robuste, sont souvent utilisés pour choisir entre la spécification des erreurs spatiales et de "*décalage spatial*" (Boxall et al., 2005).

Un élément important des méthodes d'économétrie spatiale est le calcul de la matrice de pondérations spatiales,  $W$ , avec les éléments  $w_{ij}$ , où  $i$  et  $j$  sont les indices d'observations. Selon Anselin [1992], "*les éléments de la matrice de pondérations spatiales différents de 0 reflètent l'interaction spatiale possible entre les deux observations.*" (p.64). Il existe plusieurs possibilités pour exprimer cette interaction :

- la proximité immédiate :  $w_{ij} \neq 0$  si les localités  $i$  et  $j$  ont une frontière commune (comme dans l'étude de Brasington et Hite, 2005) ;
- l'appartenance à une "*aire de relation*" :  $w_{ij} \neq 0$  si les lieux centraux des localités  $i$  et  $j$  se trouvent à l'intérieur d'un certain rayon critique (par exemple, Won Kim et al., 2003, ont choisi un rayon de 4 km) ;
- la fonction inverse de distance ou de distance au carré :  $w_{ij} = \frac{1}{d_{ij}}$  (comme chez Boxall et al., 2005)

ou  $w_{ij} = \frac{1}{d_{ij}^2}$ .

Par convention, les éléments de la diagonale principale sont nuls :  $w_{ij} = 0$ .

A cause de la présence des termes de décalage, les prix marginaux implicites des attributs ne sont plus constants mais dépendent de la matrice des pondérations. Cela veut dire que le consentement marginal à payer pour la qualité environnementale est affecté par des éléments des logements ainsi que des quartiers voisins.

### **3 Etudes empiriques récentes.**

L'objet de cette partie est de montrer comment l'approche hédonique est utilisée pour estimer l'impact de la pollution atmosphérique selon ses différents types. Tout d'abord, nous passons en revue les études des dix dernières années<sup>xv</sup>, en montrant principalement la diversité des spécifications hédoniques et comment sont pris en compte les problèmes discutés dans la section précédente<sup>xvi</sup>. Puis nous examinons deux évaluations récentes de la demande de la qualité de l'air.

#### **3.1 Impact de la pollution atmosphérique sur les prix de l'immobilier (première étape).**

La pollution atmosphérique a deux sources principales : la pollution industrielle et la pollution automobile. La première est liée aux rejets d'agents chimiques résultant d'un processus industriel avec un panel assez important de polluants. La seconde est engendrée par les déplacements des agents et des marchandises, et ses principaux polluants sont les oxydes d'azote  $NO_x$ , les particules fines  $PM_{10}$ , le monoxyde de carbone  $CO$  et le benzène (cf. AIRPARIF, 2006). L'impact de ce type de pollution est plus élevé dans les grandes aires urbaines où le trafic routier est important.

Etant données ces différentes origines de la pollution atmosphérique, les autorités publiques doivent élaborer des politiques appropriées à chaque type. La pollution industrielle peut être réduite via des mesures réglementaires comme des restrictions ou des quotas d'émissions, tandis que la pollution automobile fait l'objet d'autres types de politiques publiques (voir Bulteau, à paraître, pour plus de détails). Ces politiques impliquent des coûts d'élaboration et de mise en œuvre différents. Il serait donc opportun d'étudier séparément l'impact de chaque type de pollution sur les prix de logements, pour pouvoir évaluer les bénéfices potentiels de chaque type de mesures.

Nous examinons donc d'abord les effets de la pollution industrielle (cf. 3.1.1), ensuite la qualité de l'air urbain qui est affectée principalement par la pollution automobile (cf. 3.1.2), pour nous arrêter enfin à l'exemple d'une politique publique de réduction de la pollution atmosphérique. Nous verrons alors comment la méthode hédonique peut être utilisée pour analyser son efficacité (cf. 3.1.3).

##### **3.1.1 Effets de la pollution industrielle.**

On peut examiner l'impact de la pollution industrielle sur les prix des logements de différentes façons. Soit on s'intéresse à l'impact d'une seule source de pollution très importante de longue durée dont les effets peuvent persister même après l'arrêt de l'activité (Letombe et Zuideau, 2005). Soit on considère que l'impact de la pollution est lié à la perception subjective des ménages. Cette vision individuelle subjective peut être mise en évidence, par exemple, en examinant l'impact de deux sources de pollution de types différents : l'une est apparente (avec de la fumée ou une odeur forte) et l'autre est invisible (Anstine, 2003). Une autre manière de prendre en compte la perception individuelle de la pollution consiste à distinguer les risques sanitaires liés à la pollution et les désagréments induits par la présence d'une installation polluante à proximité du logement (Boxall et al., 2005). Une autre possibilité, enfin, consiste à prendre en compte le fait que la pollution atmosphérique agit non seulement sur les prix des logements mais, qu'étant endogène à la production, elle pourrait avoir un impact sur les revenus dans les communes proches de sa source (Hanna, 2007).

##### **a) Forte pollution industrielle de longue durée.**

Un cas de source unique de pollution très importante est la pollution en métaux lourds (en particulier, en plomb), engendrée par l'activité de l'usine Metaleurop-Nord (département du Pas-de-Calais). La contamination par le plomb a des effets très graves (surtout pour la santé des enfants) et est

persistante même après la fermeture de l'usine. Letombe et Zuindeau [2005] ont étudié l'impact de cette pollution sur le marché de l'immobilier dans 5 communes autour de l'usine<sup>xvii</sup>. Notons que, dans ces communes, Metaleurop-Nord est la seule source de pollution industrielle avec des effets néfastes pour la santé humaine.

Les auteurs se sont intéressés à l'impact de cette pollution sur les prix des logements. Ils mesurent la pollution par la proximité au site soit en termes de distance, soit en termes d'appartenance aux zonages de contamination du sol<sup>xviii</sup>. Un autre désagrément environnemental pris en compte dans le modèle est la proximité à la friche industrielle.

Les auteurs ont testé trois formes fonctionnelles de l'équation hédonique (linéaire, semi-log et log-linéaire) pour retenir finalement l'équation semi-log (p.172) :

$$\ln P_i = \alpha_0 + \sum_{j=1}^K \alpha_j Z_{ij} + \beta^T DIST_i + \varepsilon_i \quad (4)$$

où

- $P_i$  est le prix du logement (exprimé en prix de vente des maisons individuelles) ;
- $Z_i$  est un vecteur d'attributs du logement ;
- $DIST_i$  est un vecteur de variables de distances "au site polluant ainsi que d'autres distances à des lieux pertinents pour l'analyse : entrée d'autoroute, centre ville...";
- $\varepsilon_i$  est le terme d'erreur.

Pour tenir compte de la persistance de la pollution les estimations sont faites pour la période 1995 - 1999. Les auteurs ont utilisé deux techniques, en suivant Kiel et McClain [1995] : des estimations séparées pour chaque période et des estimations pour l'ensemble des périodes avec la technique d'effets fixes.

Les auteurs obtiennent que la proximité du site pollué a un effet négatif sur le prix des maisons avec une élasticité de -0,0611 (le coefficient correspondant est significatif à 3%). On observe que le prix des maisons augmente avec la distance, mais cette augmentation est de moins en moins importante. Les résultats montrent également que l'effet négatif de la proximité de Metaleurop diminue avec le temps : il était plus important en 1996 qu'en 1999. Les auteurs trouvent également que la localisation dans la zone à forte teneur en plomb (zone de PIG A) diminue le prix de logement de 20,9% ce qui correspond à 10.800 euros pour le prix moyen d'une maison, égal à 51.968,24 euros. La localisation dans la zone moins contaminée diminue également le prix de logement, mais de manière plus faible : 5,8% soit 2.600 euros pour le prix moyen<sup>xix</sup>.

### **b) Pollution visible versus pollution invisible.**

Anstine [2003] estime l'impact de deux établissements pollueurs sur la valeur de l'immobilier dans la ville de 7200 habitants, Jonesborough (Tennessee, Etats-Unis) : le premier établissement est une source de pollution "perceptible" - l'odeur et la fumée de l'industrie des caoutchoucs, tandis que le second est une source de pollution "invisible" liée à l'utilisation et au traitement de métaux lourds radioactifs. Son équation hédonique est la suivante (p.350) :

$$\ln P_i = \alpha_0 + \sum_{j=1}^K \alpha_j Z_{ij} + \beta_1^T DIST_i + \beta_2^T DIST_i^2 + \beta_3^T E2_i + \beta_4^T ENT_i + \varepsilon_i \quad (5)$$

où

- $P_i$  est la valeur de chaque maison (établie par les services des Impôts) ;
- $DIST_i$  est un vecteur de distances de la maison  $i$  aux deux sources de pollution ;
- $E2_i$  est une variable muette qui est égale à 1 si la maison  $i$  se trouve entre les deux sources de pollution ;
- $ENT_i$  est une variable muette qui est égale à 1 si la maison  $i$  se trouve dans la direction des vents dominants par rapport à l'usine des caoutchoucs ;
- $Z_i = (Z_{i1}, \dots, Z_{iK})$  est un vecteur d'attributs directs de chaque maison  $i$  ;
- $\varepsilon$  est le terme d'erreur.



#### **d) Interaction entre pollution industrielle, marché de l'immobilier et revenus locaux.**

L'analyse des variations simultanées de la pollution, des prix de l'immobilier ainsi que des revenus dans les zones de localisation des industries polluantes est la dernière manière d'examiner l'impact de la pollution industrielle sur les prix de l'immobilier que nous étudions ici. Une telle étude a été entreprise par Hanna [2007] qui examine l'impact de la pollution industrielle sur les caractéristiques économiques de localités voisines dans six Etats de la Nouvelle Angleterre. Il estime un système de quatre équations simultanées :

$$\begin{cases} \ln P_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 \ln E_{it} + \alpha_2 \ln YNS_{it} + \alpha_3 \ln YS_{it} + \alpha_4 \ln ZP_{it} + \varepsilon_{it} \\ \ln YS_{it} = \beta_0 + \beta_1 \ln E_{it} + \beta_2 \ln ZS_{it} + v_{it} \\ \ln E_{it} = \gamma_0 + \gamma_1 \ln YNS_{it} + \gamma_2 \ln ZE_{it} + \zeta_{it} \\ \ln YNS_{it} = \delta_0 + \delta_1 \ln E_{it} + \delta_2 \ln ZNS_{it} + \theta_{it} \end{cases} \quad (8)$$

où

- $i$  est l'indice d'observations qui correspondent aux secteurs de recensement avec au total 2.257 observations ;
- $P_{it}$  est la valeur de la maison (à partir des données de recensement de l'US Census) à la date  $t$  ;
- $E_{it}$  est une variable représentant l'exposition à la pollution industrielle ;
- $YNS_{it}$  est le revenu non-salarial des ménages (la moyenne dans l'unité d'observation) ;
- $YS_{it}$  est le revenu salarial des ménages (la moyenne dans l'unité d'observation) ;
- $ZP_{it}, ZS_{it}, ZE_{it}$  et  $ZNS_{it}$  représentent respectivement les déterminants exogènes de la valeur de maison, de la pollution, du revenu non-salarial et du salaire ;
- $\varepsilon_{it}, v_{it}, \zeta_{it}$  et  $\theta_{it}$  sont les termes d'erreurs.

Pour la valeur de la maison, l'auteur n'utilise pas les données individuelles des prix de vente mais la valeur moyenne des logements occupés par les propriétaires. La variable représentant le revenu non-salarial est la moyenne des revenus des ménages issus des transferts publics y compris la sécurité sociale.

Pour le niveau de la pollution, la variable proxy est une somme pondérée des émissions toxiques rejetées par toutes les industries concernées de la zone d'étude. Il s'agit de l'ensemble des polluants émis dans l'air, dans l'eau et dans le sol :

$$E_i = \sum_{k=1}^J f(D_{ik}) R_k \quad (9)$$

où  $R_k$  représente les rejets polluants de la source  $k$ .

Le coefficient de pondération,  $f(D_{ik})$ , dépend de la distance  $D_{ik}$  entre le centre de chaque secteur de recensement,  $i$ , et la source de pollution,  $k$ . Il est égal à 1 pour les maisons situées à proximité immédiate de la source de pollution ( $D_{ik} = 0$ ) et diminue à taux décroissant avec l'éloignement du site :

$$f(D_{ik}) = \exp\left(-\frac{1}{2\sigma^2} \left(1 - \left(\frac{d_{\max} - D_{ik}}{d_{\max}}\right)^2\right)\right) \quad (10)$$

où  $d_{\max}$  est la distance maximale entre une localité et une source de pollution parmi toutes les localités et toutes les sources de pollution de la zone d'étude.

Parmi les variables explicatives seulement deux sont relatives aux caractéristiques "directes" des maisons (le pourcentage des maisons avec cuisine et le pourcentage des maisons avec plomberie incomplète), les autres sont relatives aux caractéristiques socio-économiques des secteurs de recensement ainsi que des variables muettes pour distinguer six Etats de la zone d'étude.

Les équations ont une forme log-linéaire et la majorité des variables sont les différences entre les valeurs de 1990 et 1980. Le système est estimé avec la méthode des triples moindres carrés. Le test

du choix des instruments (de Sargan) et le test de l'endogénéité de Davidson et MacKinnon [2004] utilisés par l'auteur, sont concluants.

L'auteur trouve une relation négative entre le prix des maisons et le niveau de la pollution. L'élasticité du prix du logement par rapport à la pollution est significative statistiquement au seuil de 1%, et égale à -0,103. L'augmentation de la distance à la source de la pollution de 1,6 km à 3,2 km augmente le prix de la maison de 1,9% ce qui correspond à 1.965\$ pour le prix moyen d'une maison en 1990. Par rapport aux autres variables endogènes, l'impact des revenus salariaux sur les prix des logements est positif, tandis que celui des revenus non-salariaux est négatif. Ce dernier résultat peut être expliqué par l'autosélection de la population : les ménages plus riches s'installent dans les communes moins polluées, et les ménages pauvres dans les localités polluées. Les prix des logements vont diminuer avec l'augmentation des revenus non-salariaux dans les communes pauvres avec une pollution élevée.

La pollution a également un impact négatif sur les revenus non-salariaux mais n'en a pas sur les revenus salariaux (le coefficient dans l'équation correspondante n'est pas significatif statistiquement). A leur tour, les revenus non-salariaux ont un impact négatif sur le niveau de la pollution, ce qui peut être expliqué par une augmentation des pressions politiques dans les communes riches qui renforcent les mesures prises pour réduire la pollution.

### 3.1.2 Pollution atmosphérique dans les aires urbaines.

Nous présentons ici deux études examinant la qualité de l'air urbain. Ces études portent sur des agglomérations dans lesquelles le problème de la pollution atmosphérique est assez important. Cependant les deux modèles se distinguent par les marchés examinés, les techniques économétriques utilisées ainsi que leurs résultats. Le premier porte sur le marché locatif de Grenoble en France (Saulnier, 2004), tandis que le second étudie le marché des logements occupés par les propriétaires de la métropole de Séoul en Corée du Sud (Won Kim et al., 2003).

#### **a) Impact de la pollution atmosphérique sur le marché locatif de l'agglomération de Grenoble.**

La première évaluation hédonique française de la pollution atmosphérique a été entreprise par Saulnier [2004] pour l'agglomération de Grenoble. Contraint par les données, l'auteur a étudié l'impact que la pollution atmosphérique pourrait avoir sur le marché locatif de l'agglomération. Il estime l'équation suivante (p.622) :

$$P_i^{(\theta)} = \alpha_0 + \alpha^T Z_i + \delta^T D_i + \varepsilon_i \quad (11)$$

où

$$P_i^{(\theta)} = \frac{P_i^{(\theta)} - 1}{\theta} \text{ pour } \theta \neq 0;$$

$$P_i^{(\theta)} = \ln P_i \text{ pour } \theta = 0$$

Dans la régression (11)  $P_i$  est le loyer de l'appartement,  $Z_i$  est le vecteur de ses attributs,  $D_i$  est un vecteur de variables muettes, et  $\varepsilon_i$  est le terme d'erreur.

Les variables représentant des attributs environnementaux retenus par Saulnier [2004] sont :

- la distance à "la nature" (parcs urbains, zones agricoles et montagne) ;
- trois variables binaires correspondant aux trois niveaux de concentration moyenne en dioxyde d'azote : "faible, peu élevée, élevée" ;
- une variable binaire correspondant au niveau moyen de bruit : faible ou élevé.

Le modèle est estimé sur les données du mois de juillet 1998 et malgré un coefficient de détermination assez élevé ( $R^2 = 0,8$ ), les coefficients des variables de la qualité de l'air ne sont pas significatifs. L'auteur donne plusieurs pistes pour expliquer cette absence de relation entre la qualité de l'air et le loyer :

- les données des loyers sont de 1998 tandis que celles de la qualité de l'air de 1992 ;
- seul le parc locatif est pris en compte dans les estimations ;
- la petite étendue de Grenoble et donc l'uniformité de la qualité de l'air ;

– la présence d’une “*forte population étudiante*” (idem, p.625) dont le choix de location est peu influencé par les attributs environnementaux.

### ***b) Influence spatiale de la pollution atmosphérique à Séoul.***

L’étude de Won Kim et al. [2003] porte sur l’estimation des bénéfices de la réduction des concentrations des polluants atmosphériques (dioxyde de soufre,  $SO_2$ , et oxydes d’azote,  $NO_x$ ), dans la métropole de Séoul. C’est la seule étude, dans notre revue de la littérature, qui utilise comme variable proxy de la pollution les concentrations de chaque polluant dans l’air. Les auteurs utilisent les données de 20 stations de mesure et les extrapolent à travers 78 sous-secteurs de la métropole<sup>xxii</sup>.

Contrairement à l’étude de Boxall et al. [2005], présentée dans la section 3.1.1(c) de cet article, la forme robuste du test LM suggère l’utilisation du modèle de “décalage spatial” comme la meilleure spécification pour tenir compte de la dépendance spatiale. L’équation à estimer a la forme suivante (Won Kim et al., 2003, p.30) :

$$P = \rho W P + ZD\alpha_1 + ZN\alpha_2 + ZE\alpha_3 + \varepsilon \quad (12)$$

où

- $P$  est le vecteur des prix des logements en logarithmes<sup>xxiii</sup> ;
- $ZD$  est la matrice des observations des caractéristiques structurelles des logements ;
- $ZN$  est la matrice des observations des caractéristiques du voisinage ;
- $ZE$  est la matrice des observations des variables environnementales ;
- $\varepsilon$  est un vecteur des termes d’erreurs ;
- $W$  est une  $n \times n$  matrice de pondérations spatiales (où  $n$  est le nombre d’observations) avec les éléments  $w_{ij}$ .  $w_{ij} \neq 0$ , si les logements  $i$  et  $j$  se trouvent à la distance inférieure ou égale à 4 km.

Won Kim et al. emploient la méthode du maximum de vraisemblance et la méthode spatiale des doubles moindres carrés (robuste à l’hétéroscédasticité) avec des variables de décalage comme instruments. La deuxième méthode est parfois préférable car la méthode du maximum de vraisemblance nécessite une hypothèse de normalité des termes d’erreur qui n’est pas toujours vérifiée.

L’estimation du coefficient correspondant aux concentrations du  $SO_2$  est négative et significative au seuil de 5%, tandis que le coefficient des concentrations des  $NO_x$  n’est pas significatif. Selon Won Kim et al., ce dernier résultat peut être expliqué par le fait que les facteurs positifs liés aux aménités sociales et culturelles ou un bon accès au travail dans les nouveaux quartiers, compensent les effets négatifs des émissions de  $NO_x$ . Les auteurs estiment également que “*le consentement marginal à payer pour des changements marginaux de la qualité de l’air (une amélioration constante de 4%) est d’environ 2.333\$ (1,43% du prix moyen d’une maison)*” (idem, p.37).

### **3.1.3 Impact d’une politique publique visant la réduction de la pollution.**

En 1986, l’Agence Américaine de Protection de l’Environnement (*U.S. Environmental Protection Agency, EPA*) a établi un inventaire des rejets toxiques (*Toxics Release Inventory, TRI*) pour informer le public des émissions toxiques produites par les industries, et ainsi inciter les entreprises à diminuer leurs rejets toxiques. En effet, les ménages, informés sur les quantités de substances dangereuses émises, peuvent faire pression sur les autorités locales et les entreprises elles-mêmes afin que ces dernières baissent leur niveau de pollution.

Depuis la mise en œuvre de l’inventaire TRI on observe une diminution importante des émissions toxiques. Est-elle due à l’inventaire ou à d’autres mesures réglementaires ? Pour savoir si la publication des registres TRI a un impact sur les décisions privées (et donc incite les gens à entreprendre des actions collectives pour faire baisser la pollution), on peut également utiliser la méthode hédonique. Les deux modèles présentés dans cette sous-section étudient l’effet que la mise en œuvre du TRI pourraient avoir sur les prix des logements (Decker et al., 2005; Bui et Mayer, 2003). Leurs résultats contradictoires ne permettent pas de trancher la question de l’efficacité du TRI.

### ***a) Influence positive de l’inventaire des rejets toxiques dans l’Etat du Nebraska.***

Dans Decker et al. [2005] les estimations sont faites pour près de 6000 observations (ventes des

maisons en 2000) du comté de Douglas au Nebraska (463 585 habitants<sup>xxiv</sup>). La forme fonctionnelle des régressions est semi-log :

$$\ln P_i = \alpha_0 + \alpha_1^T ZD_i + \alpha_2^T ZN_i + \alpha_3^T ZE_i + \varepsilon_i \quad (13)$$

où  $P_i$  est le prix de vente d'une maison,  $\varepsilon_i$  est le terme d'erreur et les variables explicatives comprennent :

- $ZD_i$  un vecteur de variables relatives aux caractéristiques “directes” des maisons (année de la construction, surface, etc.) ;
- $ZN_i$  un vecteur de variables relatives au voisinage et à ses caractéristiques socio-économiques (niveau de revenu dans la commune, densité de population, etc.) ;
- $ZE_i$  un vecteur de variables représentant la pollution atmosphérique ;

Comme nous l'avons mentionné précédemment, les auteurs incluent dans le vecteur  $ZE_i$  plusieurs variables de types différents :

- la quantité totale d'émissions des polluants réglementés dans une localité géographique (la zone du même code postal) ;
- la quantité totale d'émissions des polluants TRI dans une localité géographique<sup>xxv</sup> ;
- la distance entre la localité de la maison vendue et la localité la plus proche avec une entreprise TRI ;
- une variable binaire si la maison se trouve dans la proximité immédiate (moins de 4,83 km) de l'usine d'épuration du plomb, le site le plus pollué de la zone d'étude.

Les variables relatives aux quantités d'émissions rentrent dans les régressions sous forme logarithmique. Cela permet d'augmenter la part expliquée et d'avoir une interprétation des coefficients en termes d'élasticités.

Les auteurs choisissent de restreindre leurs données, en sélectionnant les observations qui correspondent à des prix des maisons entre 86.000\$ et 340.000\$. La méthode des moindres carrés pondérés pour les données censurées a été alors utilisée pour obtenir des estimations convergentes, sans biais et pouvoir isoler l'effet du prix marginal d'un attribut dans le coefficient estimé. Les auteurs utilisent également cette méthode pour corriger l'hétéroscédasticité.

Les résultats montrent que les rejets des polluants toxiques de l'inventaire TRI ont un effet négatif, statistiquement significatif (au seuil de 1%), sur les prix des maisons : une augmentation de 10% des émissions toxiques concernées par le TRI diminue le prix d'une maison située dans la même localité de 7%, ce qui signifie une réduction de 10.301,75\$ pour un prix moyen de 147.166\$. Cet effet est plus important que celui d'autres polluants réglementés : la même augmentation de 10% de leurs émissions aboutit à une baisse de 4% du prix de maison.

### ***b) Influence faible du registre TRI sur le marché de l'immobilier de l'Etat du Massachusetts.***

L'analyse de Bui et Mayer [2003] est faite pour l'Etat du Massachusetts (6 349 097 habitants<sup>xxvi</sup>). L'objet de leur étude est d'évaluer “*comment le changement dans les émissions toxiques est capitalisé dans le prix des logements*” (Bui et Mayer, 2003, p.700). Les auteurs utilisent les indices de prix de maisons vendues dans la localité correspondant à un code postal, qui représente leur unité d'observation<sup>xxvii</sup>. Le nombre d'observations varie de 124 à 247.

Pour répondre à leur objectif, les auteurs estiment des équations en différences premières pour les données relatives à 1987 et à 1992 :

$$\Delta P_i = \gamma_0 + \gamma_1 \Delta EM_i + \gamma_2 AF_i + \gamma_3 \Delta LGM_i + \gamma_4 \Delta ECO_i + \mu_i \quad (14)$$

où

- l'année de base est 1987 ;
- $P_i$  est un indice de prix de maisons ;
- $EM_i$  est une variable relative aux émissions des polluants (la moyenne des émissions des polluants TRI par code postal) ;
- $AF_i$  est une variable relative aux aménités fixes (les résultats de tests scolaires, le pourcentage de ménages avec des caractéristiques particulières, des caractéristiques de la localisation, y compris la proximité de Boston, ...)

- $LGM_i$  est une variable relative au stock du logement ;
- $ECO_i$  est une variable relative aux facteurs économiques (taux de chômage, emploi industriel, dépenses publiques pour la santé, ...).

Dans cette régression les auteurs considèrent qu'une partie des aménités fixes peut évoluer dans le temps (comme les résultats de tests scolaires). Pour ces aménités ils utilisent les données de l'année de base. Le proxy de  $\Delta EM_i$  est la moyenne des variations des émissions des polluants TRI entre 1987 et 1992, et le proxy de  $\Delta LGM_i$  est le nombre de nouveaux permis de construire. La méthode économétrique utilisée est celle des moindres carrés ordinaires et des doubles moindres carrés.

Bui et Mayer trouvent que les émissions toxiques n'influencent guère les prix du logement (l'hypothèse qu'une diminution importante des émissions toxiques aboutit à l'augmentation du prix des maisons de plus de 0,5% est rejetée au seuil de 5%).

### ***c) Raisons possibles des résultats opposés.***

Les deux études présentées ci-dessus étudient l'influence possible du même phénomène (la mise en place de l'inventaire des émissions toxiques) sur les prix du logement. Cependant elles aboutissent à des résultats opposés. Quelles pourraient être les raisons de cette contradiction ? Essayons d'en donner quelques pistes.

Il est possible que la différence dans le choix des unités d'observation contribue à ces résultats opposés. Decker et al. [2005] estiment, en effet, les données individuelles des ventes des maisons tandis que Bui et Mayer [2003] travaillent avec les données agrégées au niveau des codes postaux. Pour la variable à expliquer, cela signifie, que dans le premier cas, la variable endogène est mesurée par les prix des maisons, ce qui permet plus d'hétérogénéité. Dans le second cas, la variable endogène est mesurée avec un indice synthétique qui peut "gommer" les évolutions internes, c'est à dire celles de chaque composante de l'indice (de chaque vente) à l'intérieur de l'unité d'observation.

Une autre raison à ces résultats peut provenir du choix des variables explicatives, notamment, environnementales. Decker et al. utilisent plusieurs variables de différents types : les quantités totales des émissions polluantes et toxiques, les distances aux sources de pollution ainsi que la proximité au site ayant la plus forte pollution industrielle. Bui et Mayer n'utilisent que la variation de la moyenne des émissions toxiques dans la zone d'observation.

Notons, que l'absence d'impact des émissions toxiques sur les prix des logements obtenue par Bui et Mayer, est également contraire au résultat obtenu par Hanna [2007], qui trouve un impact négatif des mêmes émissions toxiques sur les prix des maisons dans les six Etats de la Nouvelle Angleterre y compris le Massachusetts (cf. section 3.1.1(d) du présent article). A l'instar de l'étude de Bui et Mayer, Hanna utilise les indices comme proxy des valeurs des maisons, mais sa variable environnementale est construite de manière plus fine en prenant en compte les rejets toxiques ainsi que la distances entre les logements et les sources de pollution.

En se basant sur les études empiriques présentées dans cette sous-section, on ne peut pas avoir de résultat univoque montrant quelle incidence aurait l'information du public quant aux émissions toxiques via leurs publications dans le cadre de l'inventaire TRI.

## ***3.2 Estimation de la demande de la qualité de l'air (seconde étape de l'estimation hédonique).***

De manière générale, il existe peu d'études hédoniques environnementales qui réalisent les estimations de la seconde étape. Nous pouvons citer Palmquist [1983] et Palmquist et Israngkura [1999] qui ont estimé la demande de la qualité de l'air, ainsi que l'étude sur la qualité de l'eau des lacs américains menée par Boyle et al. [1999]. Une des principales raisons du faible nombre de travaux de la seconde étape est le manque de données, en particulier concernant les caractéristiques socio-économiques des ménages, ainsi que les difficultés techniques d'estimation<sup>xxviii</sup>.

Parmi les travaux récents sur la pollution atmosphérique, seulement deux, à notre connaissance, ont estimé la fonction de demande de la qualité de l'air : Zabel et Kiel [2000] et Brasington et Hite [2005]<sup>xxix</sup>. Ces études ont été effectuées pour des ensembles de métropoles américaines. Zabel et Kiel [2000] estiment la demande de la qualité de l'air à Chicago, Denver, Philadelphie et Washington D.C. ainsi que le gain en bien-être social de son amélioration (cf. 3.2.1). Brasington et Hite [2005] étudient

la demande de la qualité environnementale (liée notamment, à la proximité d'un site pollué ou d'un site à risque), dans six métropoles de l'Etat de l'Ohio (cf. 3.2.2).

### 3.2.1 Réduction de la pollution et amélioration du bien-être collectif.

L'intérêt de l'étude entreprise par Zabel et Kiel [2000] réside dans l'estimation des bénéfices de l'amélioration de la qualité de l'air. Les auteurs s'intéressent au gain du bien-être des agents provenant de la diminution des émissions polluantes pour atteindre le niveau établi par les standards nationaux (*National Ambient Air Quality Standards, NAAQS*). En 1990, la réduction du niveau de pollution atmosphérique par rapport au début de la période, variait de 12% pour Washington, D.C., à 43% pour Denver. Les bénéfices de réduction de la pollution pour atteindre le niveau NAAQS, sont estimés par Zabel et Kiel [2000] de 171 à 953 millions dollars en fonction de la zone d'étude.

L'étude est faite pour les données de panel sur la période de 1974 à 1991. L'échantillon des biens immobiliers est construit à partir de l'enquête américaine du logement (*American Housing Survey*) qui contient les informations détaillées sur les logements à partir de 1974.

Zabel et Kiel introduisent la demande de la qualité de l'air à travers les émissions de quatre polluants atmosphériques principaux (oxydes d'azote,  $NO_x$ , oxyde de soufre,  $SO_2$ , ozone,  $O_3$ , et poussières totales,  $TPS$ ). Ils estiment la fonction de demande inverse qui est représentée par la fonction du consentement marginal à payer (CMAP) pour la réduction des émissions de chaque polluant.

**A la première étape** Zabel et Kiel estiment des modèles linéaire, log-linéaire et log-log ainsi que le modèle en différences premières (cf. Zabel et Kiel, 2000, pp.177-178). Le modèle linéaire a la forme :

$$P_{it} = \alpha_0 + ZDV_{it}\alpha_{1t} + ZDF_i\alpha_{2t} + ZNV_{it}\alpha_{3t} + ZNF_i\alpha_{4t} + ZE_{it}\alpha_{5t} + \varepsilon_{it} \quad (15)$$

où

- $i = 1, \dots, N$  est indice des observations,  $t = 1, \dots, T$  est indice du temps ;
- $P_{it}$  est la valeur d'une maison  $i$  à la date  $t$ , construite à partir des évaluations par les propriétaires des logements<sup>xxx</sup> ;
- $ZDV_{it}$  est le vecteur de caractéristiques variables d'une maison  $i$  à la date  $t$  ;
- $ZDF_i$  est le vecteur de caractéristiques fixes d'une maison  $i$  ;
- $ZNV_{it}$  est le vecteur de caractéristiques variables de voisinage d'une maison  $i$  à la date  $t$  ;
- $ZNF_i$  est le vecteur de caractéristiques fixes de voisinage d'une maison  $i$  ;
- $ZE_{it}$  est le vecteur des émissions polluantes dans la localité de la maison  $i$  à la date  $t$  ;
- $\varepsilon_{it}$  est le terme d'erreur.

Les estimations de cette étape aboutissent à des résultats ambigus : les coefficients estimés des variables environnementales (niveau de la pollution) ne sont pas tous négatifs ou positifs (villes et années d'observations confondues). De plus, seule une partie des coefficients est statistiquement significative (au seuil de 5%). Ce résultat est confirmé pour les modèles linéaire, log-linéaire, log-log et le modèle en différences premières ainsi que pour les mêmes modèles avec un seul indice de pollution au lieu de quatre variables environnementales correspondant à quatre polluants.

**A la deuxième étape**, la fonction du consentement marginal à payer a la forme suivante :

$$\widehat{PE}_{it} = \tau_1 + QA_{it}\tau_2 + CSE_{it}\tau_3 + D_t\tau_4 + u_{it} \quad (16)$$

où

- $\widehat{PE}_{it}$  est le prix marginal de la qualité de l'air qui correspond au consentement marginal à payer (CMAP) pour la réduction des émissions polluantes ;
- $QA_{it}$  est la qualité de l'air (variable opposée à celle de la pollution,  $ZE_{it}$ ) ;
- $CSE_{it}$  est un vecteur de caractéristiques du ménage  $i$  ;
- $D_t$  est un vecteur de variables indicatrices des périodes pour tenir compte des changements de la fonction de demande dans le temps ;
- $u_{it}$  est le terme d'erreur.

Les coefficients des variables environnementales, estimés à la première étape, sont utilisés pour

construire des variables  $\widehat{PE}_{it}$ . Ainsi, dans le cas du modèle linéaire, le prix marginal de la qualité de l'air est l'opposé du coefficient de la variable environnementale ( $\widehat{PE}_{it} = -\alpha_{5t}$ ). Les auteurs examinent deux possibilités pour les coefficients qui se sont avérés positifs à la première étape : soit les prix marginaux correspondants sont considérés comme nuls (à l'instar de Palmquist, 1983), soit leurs valeurs négatives sont incluses dans la régression<sup>xxxii</sup>.

Contrairement à la première étape, les modèles log-linéaire et log-log aboutissent à de meilleurs résultats par rapport au modèle en différences premières. Cependant, les résultats sont toujours ambigus : ainsi pour le modèle log-log (où les coefficients estimés représentent des élasticités) seules élasticité-prix de *OZ* et *TPS* sont négatives (significatives au seuil de 1%), tandis que l'élasticité-prix de *SO<sub>x</sub>* est positive (significative au seuil de 1%), et l'élasticité-prix de *NO<sub>x</sub>* est positive mais n'est pas significative statistiquement<sup>xxxiii</sup>. Les effets de revenu sont positifs et significatifs au seuil de 1% pour *OZ*, *SO<sub>x</sub>* et *TPS*. Les résultats montrent que l'augmentation du revenu des ménages de 1% augmentent leur consentement marginal à payer pour ces biens d'environ 0,1%.

**A la troisième étape** les auteurs estiment les bénéfices liés à l'amélioration de la qualité de l'air, en s'intéressant uniquement aux polluants dont les émissions dépassaient les seuils de NAAQS au moins une fois pendant la période d'étude. Pour Chicago et Denver cela concerne les émissions des *TPS*, et pour Philadelphie et Washington, D.C. les émissions d'*OZ* et des *SO<sub>x</sub>*. Etant donné que la courbe de demande estimée pour les *SO<sub>x</sub>* est croissante, les estimations des bénéfices pour les deux dernières métropoles sont faite uniquement pour la réduction des émissions d'ozone.

Pour estimer les bénéfices les auteurs s'appuient sur l'évaluation de la borne inférieure du gain de bien-être,  $W_L$ , proposée par Freeman [2003] :

$$W_L = \int_{QA^0}^{QA^1} \widehat{PE}_{it}(QA_{it}, CSE_{it}, D_t) dQA_{it} \quad (17)$$

où  $QA^0$  et  $QA^1$  sont les niveaux de la qualité de l'air avant et après l'amélioration.

Les régressions sont estimées à partir des résultats des modèles log-linéaire et log-log des première et deuxième étapes. Les bénéfices moyennes (pour quatre modèles) de la réduction des émissions polluantes sont présentés dans le tableau 1.

Tab. 1 – Gain de bien-être social dû à la réduction des émissions polluantes pour quatre métropoles américaines.

Ville	Polluant concerné	Réduction des émissions	Bénéfice total
Denver	TPS	de 265 à 150	171 millions dollars
Chicago	TPS	de 246 à 150	362 millions dollars
Washington, D.C.	OZ	de 136 à 120	526 millions dollars
Philadelphie	OZ	de 142 à 120	953 millions dollars

Source : Zabel et Kiel [2000], p.190.

### 3.2.2 Demande de la qualité de l'air, ses compléments et ses substituts.

Brasington et Hite [2005] s'intéressent aux déterminants de la demande de la qualité de l'air dans six métropoles de l'Etat de l'Ohio : Akron, Cincinnati, Cleveland, Columbus, Dayton et Toledo. Leur échantillon représente 44 255 transactions de logements dans 5 051 secteurs de recensement qui constituent les unités d'analyse retenues par les auteurs.

Pour les deux étapes de leur étude hédonique Brasington et Hite [2005] proposent un modèle spatial de Durbin qui a l'avantage d'inclure des décalages ("lags") spatiaux de la variable dépendante et des variables explicatives :

$$P = \rho_1 W \cdot P + Z\alpha + W Z\beta_1 + \varepsilon \quad (18)$$

où

- $P$  est un vecteur des observations des valeurs des maisons ;
- $\rho$  est le paramètre d'autoregression spatiale ;
- $W$  est une  $n \times n$  matrice de pondérations spatiales (où  $n$  est le nombre d'observations), dont les

- éléments  $w_{ij} \neq 0$  si les secteurs de recensement  $i$  et  $j$  ont une frontière commune ;
- $Z$  est une matrice des variables explicatives et  $\underline{Z}$  est la matrice  $Z$  sans le vecteur de constante ;
  - $\beta$  est le paramètre associé avec le décalage spatial des variables explicatives ;
  - $\varepsilon \sim N(0, \sigma_\varepsilon^2 I_n)$  est un vecteur des termes d'erreur.

Cette spécification permet de tenir compte de la dépendance spatiale, c'est à dire de l'influence sur les prix d'un logement, des prix du logement dans le voisinage (dans un rayon de 4 km), et des caractéristiques des maisons voisines ou des caractéristiques socio-économiques, démographiques et autres des zones voisines<sup>xxxiii</sup>. La prise en compte des deux aspects de la dépendance spatiale (prix et caractéristiques des logements) rend le modèle spatial de Durbin plus général que les modèles d'autorégression spatiale et d'erreurs spatiales présentés dans les sections précédentes. De plus cette approche permet de résoudre le problème du biais causé par les variables omises (cf. section 2.2.1 du présent article). La méthode économétrique utilisée pour les estimations de ce modèle est le maximum de log-vraisemblance (Anselin, 1988, p.181).

La régression de **la seconde étape** est :

$$QA = \rho_2 W \cdot QA + X\gamma + W \underline{X}\beta_2 + u \quad (19)$$

où

- $QA$  est la quantité de la qualité environnementale disponible pour les habitants mesuré par la proximité des sources de pollution ;
- $X$  est le vecteur des variables explicatives : prix implicites et variables du changement de régime<sup>xxxiv</sup> ;
- $u \sim N(0, \sigma_u^2 I_n)$  est un vecteur de termes d'erreurs.

Le test de Nelson et Startz [1990] pour les instruments non-appropriés, confirme le choix des instruments de l'équation (19) : les variables relatives à l'accessibilité, au niveau de l'offre culturelle, à la croissance de la population et au temps de trajet moyen pour chaque zone métropolitaine. Les auteurs appliquent une série de tests de Davidson et MacKinnon [1981] pour retenir une forme fonctionnelle log-linéaire. Ils utilisent la même technique d'estimation qu'à la première étape et obtiennent que :

- Le modèle de Durbin donne les meilleures estimations (comparées à celles par les doubles moindres carrés<sup>xxxv</sup>, celles par le maximum de vraisemblance avec information limitée et celles par l'effet fixe) avec un effet spatial assez important :  $\rho_1 = 0,77$ . En effet, la part expliquée par les estimations spatiales s'élève à  $R_{adj}^2 = 0,90$ , tandis qu'elle est moindre pour les autres estimations :  $R_{adj}^2 = 0,03$  pour les doubles moindres carrés,  $R_{adj}^2 = 0,25$  pour le maximum de vraisemblance avec information limitée et  $R_{adj}^2 = 0,86$  pour l'effet fixe.

- La courbe de demande est relativement inélastique avec une élasticité de -0,12 (au seuil de significativité de 5%).
- La qualité de l'environnement et la qualité des écoles sont complémentaires.
- La qualité environnementale et la taille des maisons sont substitués.
- La qualité environnementale et la surface du terrain ne sont pas liées.

Les résultats montrent, par exemple, que pour la métropole de Cincinnati une augmentation de 0,8 km de la distance à un aléa pour les 1 451 maisons qui se trouvent dans le rayon de 1,6 km de cet aléa, augmenterait le surplus des consommateurs de quelques 4,8 millions dollars.

## 4 Conclusion.

L'objet de cet article était de passer en revue un certain nombre d'études récentes qui appliquent la méthode hédonique à la valorisation de la qualité de l'air. Compte tenu la diversité de techniques d'estimations, de bases de données, de variables explicatives et expliquées, ainsi que de périodes concernées, nous n'avons pas pour but de faire une comparaison relative de ces études empiriques et de leurs résultats. Quelques conclusions pourraient néanmoins être faites.

L'analyse des méthodes économétriques utilisées par les différents auteurs et de leurs résultats nous a conduit à examiner plus en détail les méthodes d'économétrie spatiale qui présentent plusieurs

avantages et permettent de réduire certains biais des estimations hédoniques. Le résultat de cet examen confirme l'amélioration des estimations hédoniques de la qualité de l'air en utilisant les modèles d'économétrie spatiale.

Malgré une forte hétérogénéité, les études présentées convergent vers la mise en évidence d'un effet négatif significatif de la pollution atmosphérique sur les prix des logements. Cependant, il y a des études qui indiquent des résultats opposés.

Le tableau récapitulatif (en annexe B) montre que les effets les plus importants sont observés dans le cas de la pollution industrielle par le plomb, pour laquelle les conséquences sur la santé sont très graves à court et moyen termes, en particulier pour les enfants. La baisse du prix de logement due à la proximité d'une usine de plomb, varie de 25% à 50%. Le tableau indique également que l'impact de la pollution sur le prix des logements est d'autant d'une odeur forte ou d'une fumée, soit parce que la population en est informée. Ainsi, la pollution perceptible diminue le prix d'un logement de 7-8%, tandis que l'impact de la pollution dont la population n'est pas informée est de l'ordre de 4%.

Notre analyse montre, en outre, que la méthode hédonique peut être appliquée pour analyser les différents types de pollution atmosphérique (industrielle, urbaine,...) et peut apporter une aide à la décision publique, en particulier par une amélioration possible de l'analyse coût - bénéfice de l'élaboration d'une politique publique. A elle seule, la première étape de l'approche hédonique permet d'estimer le consentement marginal à payer pour une réduction marginale de la pollution atmosphérique. A la deuxième étape, les évaluations de la fonction de demande montrent que la borne inférieure des bénéfices de l'amélioration de la qualité de l'air ou de la réduction de la pollution industrielle varient de 171 à 953 millions d'euros.

Ainsi l'évaluation hédonique peut constituer un élément important dans la valorisation des coûts socio-économiques totaux de la pollution atmosphérique. Néanmoins, les problèmes d'estimation évoqués en première partie et la disparité des traitements de ces problèmes par les études présentées dans la deuxième partie, imposent d'être prudent dans l'interprétation des résultats obtenus pour que ces derniers puissent constituer de l'aide à la décision publique. La nature des phénomènes environnementaux (comme la qualité de l'air) est très complexe, il existe beaucoup d'interdépendances entre eux, ce qui rend délicat la tâche d'évaluation économique (monétaire) des coûts et des bénéfices liés avec ces phénomènes. Une seule méthode d'évaluation économique ne peut pas aboutir à une valeur absolue. Les résultats des études hédoniques peuvent être utilisés par les décideurs publics à condition de leur interprétation prudente et/ou une comparaison possible avec des estimations du même phénomène faites par les méthodes différentes (évaluation des coûts sanitaires, calcul en termes de vie statistiques, évaluation contingente,...) si ces dernières existent.

## ANNEXES

### A. SPECIFICATIONS DES MODELES ECONOMETRIQUES DE LA QUALITE DE L'AIR.

Zone d'étude	Nombre d'obs.	Période	Variable de valeur du logement	Variables environnementales	Résultat
<b>Letombe et Zuindeau (2005)</b>					
Communes autour de Metalurop-Nord, Pas-de-Calais, France (28811 habitants)	622	1995 - 1999	Prix des ventes des maisons destinées à usage personnel	<ul style="list-style-type: none"> <li>- distance à Metalurop ;</li> <li>- localisation dans une zone à teneur en plomb plus ou moins importante ;</li> <li>- distance à la friche industrielle.</li> </ul>	Impact négatif, résultat statistiquement significatif au seuil de 1% à 16%
<b>Anstine (2003)</b>					
Jonesborough, Washington County, Tennessee, USA (7188 habitants)	171	1996	Prix estimés par les Impôts	<ul style="list-style-type: none"> <li>- distance aux sources de pollution ;</li> <li>- prise en compte des vents dominants ;</li> <li>- localisation entre 2 sources de la pollution.</li> </ul>	Impact négatif de la pollution perceptible, statistiquement significatif au seuil de 1% et 10%

<b>Boxall et al. (2005)</b>					
Zones rurales dans les environs de Calgary (Alberta, Canada)	532	janvier 1994 – mars 2001	Prix des propriétés résidentielles	<p>- nombre d'installations gazières et pétrolières de types différents dans un rayon de 4 km de la propriété ;</p> <p>- distance à la source d'émissions de H<sub>2</sub>S la plus proche ;</p> <p>- somme de toutes les émissions de H<sub>2</sub>S dans un rayon de 4 km.</p>	Impact négatif, statistiquement significatif au seuil de 5%
<b>Hanna (2007)</b>					
6 états de la Nouvelle-Angleterre, USA : Connecticut, Maine, Massachusetts, New Hampshire, Rhode Island, Vermont (13 922 517 habitants).	2.257	1980 – 1990	Valeur moyenne de logement occupé par les propriétaires à partir des données d'US Census Bureau	Somme pondérée des émissions toxiques rejetées par toutes les industries récemment ouvertes	Impact négatif, résultat statistiquement significatif au seuil de 1%
Zone d'étude	Nombre d'obs.	Période	Variable de valeur du logement	Variable environnementale	Résultat
<b>Saulnier (2004)</b>					
Agglomération de Grenoble (361 295 habitants)	310	juillet 1998	Loyer des appartements non meublés	3 niveaux de concentration de NO <sub>x</sub>	Coefficient n'est pas significatif

**Won Kim et al. (2003)**

Aire métropolitaine de Séoul, Corée du Sud (10 297 004 habitants). Unité géographique – sous district.	609	1993	Valeurs des maisons occupées par les propriétaires à partir de l'enquête du marché de l'immobilier de Séoul (Korea Research Institute for Human Settlements)	Concentrations de SO <sub>2</sub> et de NO <sub>x</sub> (en ppb)	Impact négatif du SO <sub>2</sub> , statistiquement significatif au seuil de 5%
---	-----	------	--	--	---

**Decker et al. (2005)**

Douglas County, Nebraska (463 585 habitants). Unité géographique – code postal	environ 6.000	2000	Prix des ventes des maisons	<ul style="list-style-type: none"> <li>- émissions totales annuelles des polluants toxique du TRI et d'autres polluants réglementés par unité géographique ;</li> <li>- distance du lieu central de la localité de la maison vendu au lieu central le plus proche – source d'émissions toxiques TRI,</li> <li>- localisation à moins de 4,83 km de l'usine <i>Asarco</i><sup>xxxvi</sup></li> </ul>	Impact négatif, statistiquement significatif au seuil de 1%
---	---------------	------	-----------------------------	---	---

**Bui et Mayer (2003)**

Etat Massachusetts (6 349 097 habitants). Unité géographique – code postal	124 – 247	1987 - 1992	Indices des prix des maisons à partir de Case, Shiller and Weiss, Inc. (méthodologie des ventes répétées pondérées).	<ul style="list-style-type: none"> <li>- émissions moyennes annuelles des polluants toxiques TRI par unité géographique</li> <li>- variations moyennes des émissions TRI entre 1987 et 1992</li> </ul>	Coefficient n'est pas statistiquement significatif
---	-----------	-------------	--	--	--

Zone d'étude	Nombre d'obs.	Période	Variable de valeur du logement	Variable environnementale	Résultat
<b>Zabel et Kiel (2000)</b>					
Chicago , Denver, Philadelphie, Washington DC. Unité géographique – secteur de recensement	502 386 437 305	1974 - 1991	Valeur de la maison à partir de l'enquête « American Housing Survey »	- moyennes d'émissions annuelles de NO <sub>x</sub> et de SO <sub>x</sub> ; - émissions journalières de OZ et de TSP	Impact ambigu : une partie des coefficients sont positifs, les autres sont négatifs ;  une partie des coefficients est statistiquement significative au seuil de 5% et 1%
<b>Brasington et Hite (2005)</b>					
6 mégapoles de l'Etat Ohio, USA. Unité géographique – secteur de recensement	44.255 dans 5.051 u.g.	1991	Valeur moyenne de maisons par unité géographique	Distance aux sources d'émissions et aux sites pollués	Impact négatif, statistiquement significatif au seuil de 5%

## B. RESULTATS DES ETUDES HEDONIQUES DE LA QUALITE DE L'AIR

Etude	Effet mesuré	Résultat	Prix du logement	Commentaires
Letombe et Zuindeau (2005)	Baisse du prix due à la localisation dans la zone avec une teneur en plomb <b>&gt;1000 ppm</b>	20,9% 10800 €	51968,24 €	€ 1995
	Elasticité du prix par rapport à la distance au <i>Metaleurop</i>	-0,0611		
	Augmentation du prix à <b>800 m</b> du <i>Metaleurop</i> (par rapport à la distance 0)	50,5%		
Anstine (2003)	Différence de prix des logements situés à proximité immédiate et à <b>2 km</b> de la source de pollution	8% 5 457 \$	67 846 \$ (moyen)	\$ 1996
Boxall et al. (2005)	Baisse du prix, due à la présence d'une installation pétrolière ou gazière dans un rayon de <b>4 km</b>	4-8%	De 150 000 à 450 000 \$CAD	\$CAD 2001
Hanna (2007)	Elasticité du prix par rapport à la pollution	- 0,103		
	Différence de prix des logements situés à <b>1,6 et à 3,2 km</b> de la source de pollution	1.9% ou 1 965 \$ du prix moyen		\$ 1990
Won Kim et al. (2003)	Augmentation du prix, due à une amélioration constante <b>de 4%</b> de la qualité de l'air	1,43% ou 2 333\$ du prix moyen		\$ 1999 <sup>xxxvii</sup>
Decker et al. (2005)	Baisse du prix due à l'augmentation de <b>10%</b> des émissions toxiques	7% 10 301,75 \$	147 166\$ (moyen)	\$ 2000

	Baisse du prix due à l'augmentation de <b>10%</b> d'autres émissions polluantes	4% 5 886 \$	147 166\$ (moyen)	\$ 2000
	Baisse du prix, due à la localisation à moins de 4,83 km du site pollué <i>Asarco</i>	24 - 25%		
Zabel et Kiel (2000)	Bénéfices estimées de la réduction des émissions polluantes au niveau de NAAQS <sup>xxxviii</sup>	171 millions \$ à 953 millions \$		\$ 1990
Brasington et Hite (2005)	Augmentation du prix due à une augmentation de <b>0.8 km</b> de distance initiale de 1,6 km à un aléa.	3 278\$ pour une maison		\$ 1991
	Surplus de consommateurs de cette augmentation pour l'échantillon de <b>Cincinnati (1 451 maisons)</b>	4.8 millions \$		\$ 1991

## Références

- AIRPARIF [2006]. Campagnes de mesure de la qualité de l'air en sites trafic parisiens à forte fréquentation piétonne. Rapport, AIRPARIF - Surveillance de la Qualité de l'Air en Ile-de-France.
- Andersson, H. [2005]. The value of safety as revealed in the swedish car market : An application of the hedonic pricing approach. *Journal of Risk and Uncertainty*, 30(3) :211–239.
- Anselin, L. [1988]. *Spatial econometrics : Methodes and Models*. Kluwer Academic Publishers, Dordrecht/Boston/London.
- Anselin, L. [1992]. *SpaceStat tutorial : A workbook for using spacestat in the analysis of spatial data*. Technical report, National Center for Geographic Information and Analysis, University of California, Santa Barbara, CA.
- Anselin, L., Bera, A., Florax, R. J. G. M., et Yoon, M. [1996]. Simple diagnostic tests for spatial dependence. *Regional Science and Urban Economics*, 26 :77–104.
- Anstine, J. [2003]. Property values in a low populated area when dual noxious facilities are present. *Growth and Change*, 34(3) :345–358.
- Baltagi, B. H. et Li, D. [2001]. LM tests for functional form and spatial error correlation. *International Regional Science Review*, 24(2) :194–225.

- Belsley, D. A., Kuh, E., et Welsch, R. E. [2004]. *Regression Diagnostics. Identifying Influential Data and Sources of Col linearity*. Wiley Series in Probability and Statistics. Wiley-VCH.
- Bockstael, N. E., Hanemann, W. M., et Kling, C. L. [1987]. Estimating the value of water quality improvements in a recreational demand framework. *Water Resources Research*, 23(5) :951–960.
- Bolduc, D., Laferriere, R., Santarossa, G., Anselin, L., et Florax, R. J. G. M. [1995]. Spatial Autoregressive Error Components in Travel Flow Models : An Application to Aggregate Mode Choice, pages 96–108. *Advances in Spatial Science series.*, U Laval, Quebec.
- Bourassa, S. C., Hoesli, M., et Sun, J. [2005]. The price of aesthetic externalities. *Journal of Real Estate Literature*, 13(2) :167–187.
- Bourbonnais, R. [2006]. *Econométrie*. Dunod, Paris.
- Boxall, P. C., Chan, W. H., et McMillan, M. L. [2005]. The impact of oil and natural gas facilities on rural residential property values : A spatial hedonic analysis. *Resource and Energy Economics*, 27(3) :248–269.
- Boyle, K. J., Poor, P. J., et Taylor, L. O. [1999]. Estimating the demand for protecting freshwater lakes from eutrophication. *American Journal of Agricultural Economics*, 81(5) :1118–1122.
- Boyle, M. A. et Kiel, K. A. [2001]. A survey of house price hedonic studies of the impact of environmental externalities. *Journal of Real Estate Literature*, 9(2) :117–144.
- Brasington, D. M. [2002]. House prices and the structure of local government : An application of spatial statistics. Working Paper 2002-17, Louisiana State University, Baton Rouge, LA 70803.
- Brasington, D. M. et Hite, D. [2005]. Demand for environmental quality : A spatial hedonic analysis. *Regional Science and Urban Economics*, 35(1) :57–82.
- Brossard, T., Joly, D., Tourneux, F.-P., Cavailles, J., Hilal, M., Wavresky, P., Le Gallo, J., Geniaux, G., Napoléone, C., Jayet, H., Ovtracht, N., et Péguy, P.-Y. [2007]. La valeur économique des paysages des villes périurbanisées. *Economie publique*, 1(20) :3–27.
- Brown, J. N. et Rosen, H. S. [1982]. On the estimation of structural hedonic price models. *Econometrica*, 50(3) :765–768.
- Bui, L. T. M. et Mayer, C. J. [2003]. Regulation and capitalization of environmental amenities : Evidence from the toxic release inventory in Massachusetts. *Review of Economics and Statistics*, 85(3) :693–708.
- Bulteau, J. [à paraître]. Les politiques de transport durable. In Després, L. et Fialaire, J., editeurs, *Le concept et les stratégies du développement durable : de l'international au local*. Maison des Sciences de l'Homme Ange Guépin, Nantes.
- Case, K. E. et Shiller, R. J. [1987]. Prices of single-family homes since 1970 : New indexes for four cities. *New England Economic Review*, pages 45–56.
- Cavailles, J. [2005]. Le prix des attributs du logement. (The Price of Housing Attributes. With English summary.). *Economie et Statistique*, (381- 382) :91–123.
- Chay, K. Y. et Greenstone, M. [2005]. Does air quality matter ? Evidence from the Housing Market. *Journal of Political Economy*, 113(2) :376–424.
- Cropper, M. L., Deck, L. B., et McConnell, K. E. [1988]. On the choice of functional form for hedonic price functions. *Review of Economics and Statistics*, 70(4) :668–675.
- Davidson, R. et MacKinnon, J. G. [1981]. Several tests for model specification in the presence of alternative hypotheses. *Econometrica*, 49(3) :781– 793.
- Davidson, R. et MacKinnon, J. G. [2004]. *Econometric Theory and Methods*. Oxford University Press.
- Deaton, A. S. et Muellbauer, J. [1980]. An almost ideal demand system. *American Economic Review*, 70(3) :312–326.

- Decker, C. S., Nielsen, D. A., et Sindt, R. P. [2005]. Residential property values and community right-to-know laws : Has the toxics release inventory had an impact ? *Growth and Change*, 36(1) :113–133.
- Dumas, E., Geniaux, G., et Napoléone, C. [2005]. Les indices d'écologie du paysage à l'épreuve du marché foncier. (Testing landscape ecology index on the land market). *Revue d'Economie Régionale et Urbaine*, 1 :83–108.
- Ekins, P. [2003]. Identifying critical natural capital. Conclusions about critical natural capital. *Ecological Economics*, 44(2-3) :277–292.
- Espey, M. et Lopez, H. [2000]. The impact of airport noise and proximity on residential property values. *Growth and Change*, 31(3) :408–419.
- Freeman, A. [2003]. *The Measurement of Environmental and Resource Values*. Resources for the Future, Washington D.C., 2nd edition.
- Gayer, T. [2000]. Neighborhood demographics and the distribution of hazardous waste risks : An instrumental variables estimation. *Journal of Regulatory Economics*, 17(2) :131–155.
- Goldfeld, S. M. et Quandt, R. E. [1992]. Some Tests for Homoscedasticity, pages 229–237. *Economists of the Twentieth Century series.*, Unlisted.
- Greene, W. [2005]. *Econométrie*, 5e édition. New York University, Pearson Education France edition.
- Griffith, D. A. [1988]. *Advanced spatial statistics : Special topics in the exploration of quantitative spatial data series*. *Advanced Studies in Theoretical and Applied Econometrics series*, vol. 12.
- Hanna, B. G. [2007]. House values, incomes, and industrial pollution. *Journal of Environmental Economics and Management*, 54(2) :100–112.
- Hausman, J. [2001]. Mismeasured variables in econometric analysis : Problems from the right and problems from the left. *Journal of Economic Perspectives*, 15(4) :57–67.
- Hintermann, B., Alberini, A., et Markandya, A. [2006]. Estimating the value of safety with labor market data : Are the results trustworthy ? Working Papers 2006.119, Fondazione Eni Enrico Mattei, University of Maryland.
- Jayet, H. [1993]. *Analyse spatiale quantitative. Une introduction*. Economica, Paris.
- Kampa, M. et Castanas, E. [2007]. Human health effects of air pollution. *Environmental Pollution*, doi :10.1016/j.envpol.2007.06.012.
- Kelejian, H. H. et Robinson, D. P. [1998]. A suggested test for spatial autocorrelation and/or heteroskedasticity and corresponding monte carlo results. *Regional Science and Urban Economics*, 28(4) :389–417.
- Kiel, K. A. et Carson, R. T. [1990]. An examination of systematic differences in the appreciation of individual housing units. *Journal of Real Estate Research*, 5(3) :301–319.
- Kiel, K. A. et McClain, K. T. [1995]. House prices during siting decision stages : The case of an incinerator from rumor through operation. *Journal of Environmental Economics and Management*, 28(2) :241–255.
- Kiel, K. A. et Zabel, J. E. [1999]. The accuracy of owner-provided house values : The 1978-1991 american housing survey. *Real Estate Economics*, 27(2) :263–298.
- Kim, H. S. [2004]. Measuring the value of statistical life in the usa by means of risk assessment of family automobile purchases. *Studies in Regional Science*, 34(3) :225–236.
- Le Gallo, J. [2002]. *Econometrie spatiale : L'autocorrelation spatiale dans les modeles de regression lineaire*. (Spatial econometrics : Automatic spatial correlation in linear regression models. with english summary.). *Economie et Prevision*, (155) :139–157.
- Le Gallo, J. [2004]. *Heterogeneite spatiale : Principes et methodes*. (Spatial heterogeneity : Principles and methods. with english summary.). *Economie et Prevision*, (162) :151–172.

- LeSage, J. P. [1998]. Spatial econometrics. <http://www.spatial-econometrics.com/>. Circulated for review.
- Letombe, G. et Zuideau, B. [2005]. Impact d'un établissement industriel polluant sur les valeurs immobilières de proximité : le cas de Metaleurop-Nord. *Economie Appliquée*, LVIII(4) :161–191.
- Lipscomb, C. [2003]. Small cities matter, too : The impacts of an airport and local infrastructure on housing prices in a small urban city. *Review of Urban and Regional Development Studies*, 15(3) :255–273.
- Longo, A. et Alberini, A. [2005]. What are the effects of contamination risks on commercial and industrial properties ? Evidence from Baltimore, Maryland. Working papers, Fondazione Eni Enrico Mattei, University of Bath.
- Mitchell, D. M. [2000]. School quality and housing values. *Journal of Economics (MVEA)*, 26(1) :53–70.
- Nelson, C. R. et Startz, R. [1990]. The distribution of the instrumental variables estimator and its t-ratio when the instrument is a poor one. *Journal of Business*, 63(1) :S125–140.
- Palmquist, R. B. [1983]. Estimating the demand for air quality from property value studies : further results. Report, U.S. Environmental Protection Agency.
- Palmquist, R. B. [2005]. Property values models. In Mäler, K.-G. et Vincent, J., éditeurs, *Handbook of Environmental Economics*, volume 2, chapter 16. Elsevier, North-Holland.
- Palmquist, R. B. et Israngkura, A. [1999]. Valuing air quality with hedonic and discrete choice models. *American Journal of Agricultural Economics*, 81(5) :1128–1133.
- Pearce, D., Atkinson, G., et Mourato, S. [2006]. *Cost-Benefit Analysis and the Environment : Recent Developments*. Paris and Washington, D.C.
- Rosen, S. [1974]. Hedonic prices and implicit markets : Product differentiation in pure competition. *Journal of Political Economy*, 82(1) :34–55.
- Saphores, J.-D. et Aguilar-Benitez, I. [2005]. Smelly local polluters and residential property values : A hedonic analysis of four orange county (California) cities. *Estudios Economicos*, 20(2) :197–218.
- Saulnier, J. [2004]. Une application des prix hedonistes : Influence de la qualité de l'air sur le prix des logements ? *Revue d'Economie Politique*, 114(5) :613–636.
- Simons, R. A. et Saginor, J. D. [2006]. A meta-analysis of the effect of environmental contamination and positive amenities on residential real estate values. *Journal of Real Estate Research*, 28(1) :71–104.
- Smith, V. K. et Huang, J.-C. [1995]. Can markets value air quality ? A meta-analysis of hedonic property value models. *Journal of Political Economy*, 103(1) :209–227.
- Smith, V. K. et Huang, J. C. [1996]. Hedonic Models and Air Pollution : Twenty-five Years and Counting, pages 365–378. *New Horizons in Environmental Economics series.*, Duke University and Resources for the Future.
- Smith, V. K. et Kaoru, Y. [1987]. The hedonic travel cost model : A view from the trenches. *Land Economics*, 63(2) :179–192.
- Vermeulen, W. et van Ommeren, J. [2005]. Compensation of regional unemployment in housing markets. Discussion Papers 05-093/3, Tinbergen Institute, Tinbergen Institute, CPB Netherlands Bureau for Economic Policy Analysis, The Hague.
- Viscusi, W. K. et Aldy, J. E. [2003]. The value of a statistical life : A critical review of market estimates throughout the world. *Journal of Risk and Uncertainty*, 27(1) :5–76.
- Viscusi, W. K. et Aldy, J. E. [2007]. Labor market estimates of the senior discount for the value of statistical life. *Journal of Environmental Economics and Management*, 53(3) :377–392.

Won Kim, C., Phipps, T. T., et Anselin, L. [2003]. Measuring the benefits of air quality improvement : A spatial hedonic approach. *Journal of Environmental Economics and Management*, 45(1) :24–39.

Zabel, J. E. et Kiel, K. A. [2000]. Estimating the demand for air quality in four U.S. cities. *Land Economics*, 76(2) :174–194.

---

<sup>i</sup> Pearce et al. [2006] donnent un aperçu des méthodes d'évaluation d'un bien non-marchand dans l'analyse coût-bénéfice environnementale.

<sup>ii</sup> Une éventuelle troisième étape peut être consacrée aux évaluations du bien-être ou des bénéfices tirés de l'amélioration de la qualité de l'air, par exemple.

<sup>iii</sup> Pour plus de détails sur les estimations hédoniques, voir Palmquist [2005], sections III et IV.

<sup>iv</sup> Pour les fondements théoriques de l'approche hédonique cf. Rosen [1974]; Palmquist [2005].

<sup>v</sup> Il est possible que le modèle hédonique soit construit pour une seule période. Dans ce cas  $T = 1$ .

<sup>vi</sup> Brown et Rosen [1982] ont démontré que les estimations de cette fonction de demande ne sont possibles que pour des marchés segmentés (pour obtenir des variations des variables explicatives). Des variables de changement de régime ("*shift variables*") sont alors utilisées pour passer d'un marché à un autre.

<sup>vii</sup> Les différentes mesures de variable environnementale utilisées dans les études empiriques récentes, sont présentées dans l'annexe A.

<sup>viii</sup> S'il s'agit d'un autre type de pollution (pollution sonore, par exemple), les données des niveaux sonores pour chaque habitation sont assez facilement disponibles, et donc peuvent être utilisées même pour les estimations statiques (cf. par exemple Lipscomb [2003], qui introduit à la fois une variable de la distance à l'aéroport et une variable du niveau sonore pour chaque maison).

<sup>ix</sup> La fonction translog est une fonction du type :

$$\ln m = \alpha_0 + \sum \alpha_i \ln p_i + \frac{1}{2} \sum \alpha_{ii} \ln^2 p_i + \sum \alpha_{ij} \ln p_i \ln p_j.$$

Cette forme est plus flexible que par exemple, celle de Cobb-Douglas (son cas particulier) car il relâche l'hypothèse de l'élasticité de substitution unitaire. (Pour plus de détails cf. Greene, 2005, pp. 100 et 352).

<sup>x</sup> La fonction de demande quasi parfaite, introduite par Deaton et Muellbauer [1980], est une fonction du type :

$$\ln m = \alpha_0 + \sum \alpha_i \ln p_i + \sum \sum \alpha_{ij} \ln p_i \ln p_j + u\beta_0 \prod p_i^{\beta_i}.$$

<sup>xi</sup> Pour plus de détails sur la réduction du biais lié aux variables omises par les méthodes de l'économétrie spatiale, cf. Bolduc et al. [1995], Griffith [1988].

<sup>xii</sup> Les conséquences de l'erreur de mesure ne sont pas les mêmes pour les deux variables. Hausman [2001] a montré que les conséquences sont différentes si l'erreur de mesure porte sur la variable à expliquer ou sur la variable explicative.

<sup>xiii</sup> S'il y a effectivement une erreur importante de mesure de la pollution dans les deux premiers cas, la question de savoir comment on peut la réduire reste ouverte pour l'instant.

<sup>xiv</sup> Pour une discussion détaillée sur le phénomène de la dépendance spatiale et les méthodes d'économétrie spatiale, voir entre autres, Anselin [1988], Jayet [1993] et Le Gallo (2002, 2004).

<sup>xv</sup> Depuis la fin des années 1960, plusieurs études hédoniques ont été réalisées. Smith et Huang (1995, 1996) font une méta-analyse des études empiriques de la pollution de l'air effectuées entre 1967 et 1988. Saulnier [2004] donne un récapitulatif des résultats des études empiriques faites pour différentes villes des Etats-Unis entre 1967 et 1997. Boyle et Kiel [2001] examinent des études empiriques des externalités environnementales y compris celles sur la pollution atmosphérique faites entre 1967 et 2000.

<sup>xvi</sup> Le tableau dans l'annexe A dresse un récapitulatif des spécifications des modèles empiriques examinées.

<sup>xvii</sup> Même s'il ne s'agit pas de la pollution atmosphérique, l'étude de Letombe et Zuideau [2005] est

---

intéressante car elle est, à notre connaissance, la première et unique étude hédonique française de l'impact de la pollution industrielle sur les prix de l'immobilier.

<sup>xviii</sup> Ce zonage correspond au Projet d'intérêt général (PIG) mis en place en 1999, qui contient, en particulier, des contraintes foncières et d'aménagement, plus ou moins fortes selon la proximité à Metaleurop. La zone de PIG A est caractérisée par une "teneur en plomb supérieure à 1000 ppm" (Letombe et Zuindeau, 2005, p.177), et la zone de PIG B par une "teneur en plomb comprise entre 500 et 1000 ppm" (idem).

<sup>xix</sup> Les calculs relatifs à la localisation dans les zones de PIG A et de PIG B sont faits malgré la significativité statistique très différente pour les deux coefficients : elle est de 1,5% pour la variable "Zone PIG A" et de 16% pour la variable "Zone PIG B".

<sup>xx</sup> Le calcul de l'augmentation du prix de maison avec l'éloignement de l'usine des caoutchoucs se base sur les estimations des coefficients relatifs à la distance à l'usine et à la distance au carré. Cependant, le premier coefficient est significatif au seuil de 10% tandis que le deuxième au seuil de 1%.

<sup>xxi</sup> Le paramètre d'erreur spatiale est significatif au seuil de 1% (cf. Boxall et al., 2005, p.259).

<sup>xxii</sup> C'est également l'une des rares études hédoniques environnementales qui introduit, dans la régression, non seulement une variable de contrôle représentant la qualité des écoles du voisinage mais aussi une variable d'accessibilité à l'hôpital le plus proche.

<sup>xxiii</sup> Les prix des logements sont issus de l'enquête du marché de l'immobilier de Séoul faite en 1993 par l'Institut Coréen de Recherche des Décisions Humaines (*Korea Research Institute for Human Settlements*). Il s'agit des logements occupés par leurs propriétaires.

<sup>xxiv</sup> Données du recensement 2000 : U.S. Census, <http://www.census.gov>

<sup>xxv</sup> Les polluants TRI ne font pas partie des polluants réglementés de la variable précédente.

<sup>xxvi</sup> Données du recensement 2000 : U.S. Census, <http://www.census.gov>

<sup>xxvii</sup> Les indices des prix de maisons ont été estimés par *Case, Shiller and Weiss, Inc.*, avec une méthodologie de ventes répétées pondérées de Case et Shiller [1987].

<sup>xxviii</sup> Parmi les difficultés techniques de la seconde étape nous pouvons mentionner la segmentation des marchés pour obtenir les variables de changement de régime ainsi que les difficultés liés au nombre de paramètres à estimer qui peut être assez élevé (cf. sections 2.1.1 et 2.1.3 du présent article pour plus de détails).

<sup>xxix</sup> En France, Cavailhes [2005] estime les fonctions de demande inverse des attributs du logement, mais il s'agit des attributs "classiques" comme la surface du logement ou la distance au centre d'emploi. Une variable de la qualité environnementale est introduite dans la régression de première étape : "négalif de la réponse à la question : « pollution gênante au point d'empêcher l'ouverture d'une fenêtre à certaines heures de la journée »" (Cavailhes, 2005, p.102). Cette variable s'avère ne pas être significative et donc, n'est pas prise en compte à la seconde étape de l'estimation.

<sup>xxx</sup> La question d'une possible erreur de mesure liée à une telle évaluation est discutée dans la section 2.1.2 du présent papier.

<sup>xxxi</sup> En gardant les observations avec les prix marginaux négatifs, Zabel et Kiel [2000] suivent Bockstael et al. [1987] et Smith et Kaoru [1987] qui obtiennent de meilleurs résultats pour les régressions qui incluent les observations avec des prix négatifs.

<sup>xxxii</sup> Notons, que pour les émissions d'ozone et de *TPS* les deuxièmes valeurs les plus importantes parmi tous les enregistrements journaliers ont été choisies comme variables proxy, tandis que pour *NO<sub>x</sub>* et *SO<sub>x</sub>* des moyennes arithmétiques d'enregistrements annuels ont été utilisées.

<sup>xxxiii</sup> Won Kim et al. [2003] (cf. 3.1) n'incluent dans leurs régressions que le décalage spatial de la variable dépendante.

<sup>xxxiv</sup> Dans les variables explicatives sont incluses les prix implicites de la "qualité environnementale" (représentée dans l'équation 18), mais également les prix implicites de la qualité des écoles dans le quartier, de la surface de la maison et de la surface du terrain. Ces prix implicites sont calculés comme les dérivées partielles du prix des maisons (*P* dans l'équation 18) par rapport aux variables explicatives correspondantes de la régression de première étape. Les auteurs ont retenu comme

---

variables de changement de régime le revenu moyen du secteur de recensement, l'indicateur du climat relatif aux températures moyennes du secteur de recensement, le pourcentage de la population ayant obtenu au moins un diplôme BAC+5 ou équivalent et le pourcentage de ménages ayant des enfants de moins de 18 ans.

<sup>xxxv</sup> La technique des doubles moindres carrés est considérée par Rosen [1974] comme la meilleure technique pour la seconde étape de la méthode hédonique.

<sup>xxxvi</sup> *Asarco* - usine d'épuration du plomb en activité de 1870 à 1996 le site le plus pollué de la zone d'étude dans Decker et al. (2005).

<sup>xxxvii</sup> L'étude a été réalisée en won sud-coréens (KRW) pour les prix des logements de 1993, le taux de change indiqué par les auteurs est «  $1\$ \cong 1200 \text{ won}$  » (Won Kim et al., 2003, p. 27) ce qui correspond au taux de change moyen de 1999 (l'année de la soumission de l'article) :  $1\$ = 1190,07 \text{ won}$  (le taux de change moyen étant en 1993  $1\$ = 801,85 \text{ won}$ ). Source : Datastream.

<sup>xxxviii</sup> NAAQS – National Ambient Air Quality Standards – Les standards nationaux de la qualité de l'air ambiant.