

n° 95

Septembre

2013

Les risques industriels et le prix des logements

RISQUES

ÉCONOMIE ET ÉVALUATION



**Collection « Études et documents » du Service de l'Économie, de l'Évaluation et de
l'Intégration du Développement Durable (SEEIDD)
du Commissariat Général au Développement Durable (CGDD)**

Titre du document : Les risques industriels et le prix des logements

Directeur de la publication : Xavier **Bonnet**

Auteurs* : Céline **Grislain-Letrémy** – Arthur **Katossky**
Insee, Crest et Université Paris-Dauphine

Adresses messagerie : celine.grislain-letremy@insee.fr, celine.grislain.letremy@ensae.fr
arthur.katossky@insee.fr.

Date de publication : Septembre 2013

(*) Ce travail a été initié et réalisé quand les auteurs travaillaient au Commissariat Général au Développement Durable.

Remerciements

Les auteurs remercient Pierre-Philippe **Combes** (Ecole d'économie d'Aix-Marseille), Eric **Dubois** (INSEE), Christine **Lagarenne** (MEDDE), Claire **Lelarge** (INSEE), Vincent **Marcus** (MEDDE au moment de la rédaction du document), David **Martimort** (EHESS), Philippe **Mongin** (Greghec), Cédric **Peinturier** (DDTM d'Ille-et-Vilaine), Corinne **Prost** (INSEE), Sandrine **Spaeter** (Université de Strasbourg) et Bertrand **Villeneuve** (Université Paris-Dauphine) pour leur relecture et commentaires. Ils remercient également Nicolas **Grislain** (AlephD), Emmanuel **Martinais** (ENTPE), Amélie **Mauroux** (MEDDE), Sébastien **Terra** (Cerdi), Muriel **Travers** (Université d'Angers), Corentin **Trevien** (INSEE), Antoine **Ameaume** et Romain **Fantin** pour leurs remarques. Les auteurs remercient la Direction Générale de la Prévention des Risques, et notamment Sandrine **Robert** et Grégory **Dubois**, et la Direction Générale de l'Aménagement, du Logement et de la Nature du Ministère de l'Ecologie pour les données fournies. Ils remercient Vincent **Binet**, Rémi **Borel**, Olivier **Dupret**, François **Filiot**, Martine **Giloppe**, Jeanne-Marie **Gouiffès** et Brigitte **Pouget** des Centres d'Etudes Techniques de l'Équipement Normandie-Centre, Nord-Picardie et Sud-Ouest pour leur aide dans le recueil des données.

Les conclusions et analyses présentées dans ce document sont celles de leurs auteurs et n'engagent pas les institutions auxquelles ils appartiennent.

L'objet de cette diffusion est de stimuler le débat et d'appeler des commentaires et des critiques.

SOMMAIRE

| | |
|---|-----------|
| Résumé | 3 |
| I. Introduction | 5 |
| II. Données | 10 |
| III. Modèle | 17 |
| III.1. Les problèmes d'estimation spécifiques à la méthode des prix hédoniques..... | 17 |
| III.2. Les réponses apportées par la littérature..... | 17 |
| III.3. Comparaison des modèles estimés, choix et robustesse des modèles retenus | 20 |
| III.4. Effet des événements pouvant modifier la perception du risque..... | 20 |
| IV. Résultats | 21 |
| IV.1. Les déterminants du prix des logements..... | 21 |
| IV.2. Le prix implicite de l'éloignement aux industries..... | 25 |
| IV.3. L'absence d'effet des événements liés au risque..... | 25 |
| V. Conclusion | 26 |
| VI. Références | 27 |
| VII. Annexes : statistiques descriptives | 29 |

Résumé

Le prix des logements peut diminuer du fait de la proximité d'installations industrielles. Cet effet dépend de la perception du risque par les riverains et est donc potentiellement modifié par des événements changeant la perception du risque, tels que les plans de prévention des risques technologiques. L'impact de ces plans est difficile à estimer, car les plans mis en œuvre en zones urbanisées sont récents. Cependant, l'analyse d'autres événements modifiant la perception du risque permet d'apporter des premiers éléments de réponse.

Les trois zones urbanisées étudiées sont situées à proximité d'installations industrielles des agglomérations de Bordeaux, Dunkerque et Rouen. La méthode des prix hédoniques permet d'estimer l'effet de la proximité des usines sur les prix des logements. Les résultats suggèrent que les écarts de prix ne sont modifiés ni par les incidents locaux, la catastrophe d'AZF, les dispositifs d'information, ni par la mise en place du régime d'assurance catastrophes technologiques.

Abstract

Housing prices can decrease because of proximity to hazardous industrial plants. As this effect depends on households' perception of risk, it can be modified by events that change risk perception, such as technological risk prevention plans in France. The impact of these plans is difficult to estimate because their implementation in urban zones is very recent. However, the study of other events modifying risk perception provides partial answer.

The three studied areas are located in the vicinity of hazardous industrial plants near important French cities: Bordeaux, Dunkirk and Rouen. Applying hedonic price method enables to estimate the effect of proximity to hazardous industrial plants on housing prices. Results suggest that these price differences are modified neither by local incidents, the AZF accident, information policies, nor by the implementation of the technological disasters insurance system.

I. Introduction

Le prix des logements peut diminuer du fait de leur proximité d'installations industrielles, car les ménages qui les occupent supportent les conséquences d'un potentiel accident industriel. Certes, les dommages impliquent la responsabilité d'un industriel contre qui les victimes peuvent se retourner. Mais cet industriel indemnise les victimes avec retard, et seulement partiellement, car certains préjudices moraux ou physiques ne peuvent être indemnisés. De nombreux travaux empiriques montrent que l'exposition aux risques ou aux pollutions industriels diminue le prix des logements. L'effet de cette exposition sur le prix dépend fortement de la nature du risque ou de la pollution industriel(le) considéré(e). Clark et Nieves (1994) montrent par exemple que la proximité d'une raffinerie pétrochimique ou d'une centrale nucléaire diminue davantage le prix des logements que la proximité d'une centrale thermique au charbon, au mazout ou au gaz, d'un site de gaz naturel liquéfié ou encore d'un site de traitement ou de stockage des déchets. De nombreuses activités ou pollutions industrielles ont été étudiées à cet égard, notamment le traitement et le stockage des déchets (voir Farber (1998) pour une revue), la pollution de l'air (voir Maslianskaïa-Pautrel (2008) pour une revue), le stockage et la distribution de gaz naturel (Boxall et al., 2005) et de pétrole (Boxall et al. (2005), Flower et Ragas (1994)), l'industrie chimique (Carroll et al., 1996), la proximité d'une zone industrielle avec des usines chimiques ou pétrochimiques (Sauvage (1997), Travers et al. (2009)).

L'effet de l'exposition au risque industriel sur le prix des logements dépend de la perception du risque par les riverains et est donc potentiellement modifié par des événements changeant cette perception. Plusieurs travaux empiriques montrent que le prix de l'immobilier est significativement modifié par l'assurance¹ ou par les dispositifs d'information (Gayer et al. (2000) et Kohlhase (1991) dans le cas de sites de traitement ou de stockage des déchets et Maani (1991) dans le cas d'un gazoduc haute pression). De même, le prix de l'immobilier pourrait donc être modifié suite à certaines mesures de prévention telles que les Plans de Prévention des Risques Technologiques (PPRT, encadré 1). Ces plans définissent en effet les zones exposées et les mesures pour réduire les risques encourus. Certains acteurs locaux craignent ainsi que la mise en place des PPRT ne diminue le prix des logements situés dans les zones exposées (Chabbal, 2005)². Cette modification des prix est difficile à estimer car la mise en œuvre des PPRT est très récente dans les zones urbanisées³. Cependant, l'analyse d'autres événements modifiant la perception du risque permet d'apporter des premiers éléments de réponse.

De nombreuses installations industrielles françaises sont entourées d'une forte densité de population et pouvaient donc être considérées pour cette étude. Mais l'importance du travail de recueil de données a restreint le nombre de sites pouvant être étudiés. Les trois zones étudiées ont été choisies car elles présentent des perceptions du risque très différentes, de par la nature des industries chimiques ou pétrochimiques (table 2) présentes et la topologie des sites. Elles sont situées à proximité d'installations industrielles appartenant aux agglomérations françaises de Bordeaux, Dunkerque et Rouen. Il s'agit dans tous les cas d'industries anciennes, bien insérées dans le tissu urbain⁴.

¹ L'assurance inondations contribue par exemple à déterminer le prix de l'immobilier (MacDonald et al. (1990), Harrison et al. (2001), Morgan (2007) et Bin et al. (2008)).

² D'après Chabbal (2005), les acteurs locaux craignent également qu'un plan, en révélant le risque industriel, n'augmente significativement le prix de l'assurance habitation qui comprend obligatoirement la garantie catastrophes technologiques. Cette crainte n'est pas fondée. L'assurance des particuliers est une assurance de victimes : elle avance les frais de remboursement et couvre les risques de non identification et d'insolvabilité du tiers responsable. C'est pourquoi la prime d'assurance contre les catastrophes technologiques correspond à quelques euros par an. Les primes des industriels ont au contraire fortement augmenté après AZF (Picard et Chemarin, 2004).

³ « Au 1er septembre 2010, 335 PPRT ont été prescrits [i.e. initiés] sur les 420 et 50 approuvés [i.e. effectifs] » (communiqué de presse de Chantal Jouanno, secrétaire d'Etat à l'Ecologie, 14 octobre 2010). A cette date, les plans étaient majoritairement mis en place dans des zones rurales. Les autres plans ont été mis en place récemment. Au 20 novembre 2012, d'après le ministère du Développement durable, 384 communes présentaient un ou plusieurs PPRT prescrits et 287 communes disposaient d'un ou plusieurs PPRT approuvés. Toujours à cette date, 410 PPRT étaient prescrits ou approuvés, sur les 420 initialement prévus.

⁴ Près de Bordeaux, la poudrerie date de 1660 et les communes voisines de la poudrerie s'étaient initialement développées grâce à cette activité. Par la suite, le développement de l'urbanisation s'est expliqué par l'attraction de l'agglomération bordelaise. Près de Dunkerque, l'urbanisation d'après guerre s'est faite autour d'une activité industrielle perçue comme peu dangereuse (chantiers navals, sidérurgie). Les industries chimiques et pétrochimiques ne se sont implantées dans le port que dans les années 1970. Près de Rouen, quelques usines sont installées dans les années 1920 et

Encadré 1 : les plans de prévention des risques technologiques

Au cours des deux derniers siècles, les catastrophes industrielles ont successivement provoqué les grandes étapes de l'évolution de la réglementation en France et en Europe (Martinais, 2007). En France, la catastrophe d'AZF le 21 septembre 2001 à Toulouse est à l'origine de la loi n° 2003-699 du 30 juillet 2003 relative à la prévention des risques technologiques et naturels et à la réparation des dommages. Cette loi, appelée loi Bachelot, crée les Plans de Prévention des Risques Technologiques (PPRT).

Un PPRT est un outil réglementaire qui fait connaître les zones exposées et définit les mesures pour réduire les risques encourus. Ces plans complètent la démarche de réduction du risque à la source par l'industriel, car ils permettent de maîtriser l'urbanisme autour des installations industrielles. Ils permettent tout d'abord de mettre en œuvre des mesures foncières sur les logements existants : expropriation et délaissement. Ils prescrivent également des travaux de renforcement des bâtiments existants et réglementent les nouvelles constructions, allant de l'interdiction de construire à l'autorisation sous conditions. Les 420 PPRT concernent plus de 600 établissements sur plus de 900 communes.

Un PPRT est élaboré après concertation de toutes les parties prenantes (administration, collectivités territoriales, exploitants industriels et riverains). Le plan est prescrit, c'est-à-dire initié, par le préfet qui détermine le périmètre et la nature des risques étudiés. Le projet de plan, basé sur une évaluation du risque, est ensuite soumis à consultation via une enquête publique. Après d'éventuelles modifications, le projet est enfin approuvé par le préfet.

La poudrerie de Saint-Médard-en-Jalles, dans l'agglomération bordelaise, n'est pas forcément vécue comme dangereuse par ses riverains. Les abords verdoyants masquent en partie les barbelés qui entourent cet ancien site militaire. Ce site étant particulièrement étendu (650 bâtiments répartis dans 350 hectares), le risque est perçu comme contenu à l'intérieur du complexe industriel. La seule nuisance associée au risque industriel est le transport de matières dangereuses sur un trajet limité et bien défini.

Au contraire, les installations chimiques et pétrochimiques des ports industriels de Dunkerque et de Rouen sont bien visibles, et clairement identifiées par les habitants comme des industries dangereuses. Les bâtiments, les cheminées, ou tout du moins les panaches de fumée sont visibles depuis l'ensemble du voisinage près de Dunkerque. Cependant, la centrale nucléaire de Gravelines, située à 18 km à l'ouest de Dunkerque, peut occulter l'importance des risques industriels générés par les installations chimiques et pétrochimiques.

Près de Rouen, par contre, les cheminées et silos de Petit-Couronne sont cachés par le relief depuis Hautot-sur-Seine, Moulineaux, Sahurs et le quartier des Essarts (Grand-Couronne)⁵. Le site de Rouen a été médiatisé en 2012 du fait de la liquidation de la raffinerie Petroplus de Petit-Couronne, placée en redressement judiciaire⁶, puis en janvier 2013 du fait de la fuite, depuis l'usine chimique Lubrizol de Petit-Quevilly, d'un gaz toxique, le mercaptan, dont l'odeur nauséabonde a été perçue à Paris et même au Royaume-Uni⁷.

Même si la mise en place des PPRT ne pouvait être observée pendant la période d'étude, entre 2000 et 2008⁸, d'autres événements, locaux ou nationaux, ont pu modifier la perception du risque des riverains pendant cette période (table 1). Les événements locaux sont les incidents et les dispositifs d'information. Un seul accident est survenu le 12 janvier 2007 à Rubis Terminal (stockage de produits liquides inflammables et agrochimiques) sur le site de Dunkerque. Il s'est manifesté par des flammes et un panache de fumée ; il a impliqué le déclenchement du plan d'opération interne et a nécessité l'intervention de pompiers civils. Les dispositifs locaux d'information comportent la diffusion de plaquettes d'information, la mise à jour du plan particulier d'intervention (plan d'urgence pour les riverains en cas d'accident industriel) et la mise en place de comités locaux d'information et de concertation⁹. A l'échelle nationale, les événements retenus sont la catastrophe d'AZF du 21 septembre 2001 et les étapes de la législation pendant la période d'étude. La loi Bachelot du 30 juillet 2003 crée les PPRT (encadré 1)

1930 mais la majorité d'entre elles apparaissent progressivement entre les années 1960 et 1990. La zone urbanisée s'est étendue en se rapprochant de ces différentes installations.

⁵ Sources : rapports de contexte établis par les Centres d'Études Techniques de l'Équipement (CETE) Sud-Ouest, Normandie-Centre et Nord-Picardie.

⁶ Petroplus : Matignon évoque des « chances de succès limitées » et un plan social. 4 février 2013. *Le Monde*.

⁷ Rouen : douze sites Seveso... et toujours vulnérable. Audrey Garric. 4 février 2013. *Le Monde*.

⁸ Sur chaque site, un PPRT a été prescrit après la fin de la période d'étude : le 15 décembre 2009 sur le site de Bordeaux, le 20 février 2009 sur celui de Dunkerque et le 14 avril 2010 sur celui de Rouen.

⁹ Imposées par la loi Bachelot, ces instances ont pour mission de donner un cadre d'échanges et d'information entre l'administration, les collectivités territoriales, les exploitants, les riverains et les salariés des établissements concernés.

ainsi que le régime d'assurance des catastrophes technologiques¹⁰. Le but de ce système d'assurance est d'éviter de longues procédures juridiques aux victimes et de couvrir les risques de non identification et d'insolvabilité de l'industriel responsable. Ainsi, en pratique, le ménage sinistré est indemnisé par son assureur qui se retourne ensuite directement contre l'exploitant ou l'assureur de ce dernier.

Table 1 : Evénements locaux et nationaux susceptibles d'avoir modifié la perception du risque industriel des ménages sur chaque site pendant la période d'étude

| Année | Bordeaux | Dunkerque | Rouen | National |
|-------|----------|---|--|----------------|
| 2001 | - | - | - | Accident d'AZF |
| 2002 | - | Plaquette d'information | - | - |
| 2003 | - | - | - | Loi Bachelot |
| 2004 | - | Mise à jour du plan particulier d'intervention | - | - |
| 2005 | - | - | Création du comité local d'information et de concertation | - |
| 2006 | - | Création du comité local d'information et de concertation Plaquette d'information du plan particulier d'intervention | - | - |
| 2007 | - | Accident | Plaquette d'information du plan particulier d'intervention (*) | - |

Lecture : (*) Diffusion d'une plaquette d'information sur le risque industriel dans les communes de la zone d'étude sauf Moulinaux.

Sources : rapports de contexte établis par les CETE Sud-Ouest, Normandie-Centre et Nord-Picardie.

¹⁰ La loi Bachelot instaure également l'Information Acquéreur Locataire (IAL), dispositif entré en vigueur le 1er juin 2006. L'IAL oblige le vendeur ou le bailleur d'un bien situé dans une zone couverte par un plan de prévention des risques technologiques (ou naturels) d'en informer par écrit l'acquéreur ou le locataire (et si tel est le cas des catastrophes naturelles ou technologiques passées). Les PPRT ayant été prescrits sur chacun des trois sites après la période d'étude, l'information fournie par ce dispositif ne concerne que les risques naturels.

TABLE 2 – Présentation des trois sites étudiés

| Commune | Code Insee | Population (a) | Densité de population (a) | Pourcentage de surface bâtie (b) | Revenu fiscal moyen (a) | Etablissements sportifs, socio-culturels (c) | Distance au bassin d'emploi (d) | Nuisances qualité de l'air / olfactives (dues ou non aux usines) (e) / plaintes pour nuisances sonores dues aux usines (f) | Etablissements industriels |
|------------------------|------------|----------------|---------------------------|----------------------------------|-------------------------|--|---------------------------------|--|---|
| <i>Bordeaux</i> | | | | | | | | | |
| Le Haillan | 33200 | 8 378 hab | 904 hab/km ² | 8% | 26 817 € | 14 | 5,9 km | - | |
| Martignas-sur-Jalles | 33273 | 6 633 hab | 251 hab/km ² | 2% | 29 005 € | 27 | 9,2 km | - | |
| Mérignac | 33281 | 65 469 hab | 1 359 hab/km ² | 9% | 23 181 € | 72 | 4,4 km | - | |
| Saint-Aubin-de-Médoc | 33376 | 5 550 hab | 159 hab/km ² | 1% | 41 577 € | 12 | 11,1 km | - | 2 usines classées Seveso seuil haut. Activité : fabrication de poudres et explosifs. Risque : explosion. |
| Saint-Médard-en-Jalles | 33449 | 26 984 hab | 315 hab/km ² | 3% | 27 599 € | 48 | 4,8 km | - | |
| Le Taillan-Médoc | 33519 | 8 668 hab | 571 hab/km ² | 5% | 30 412 € | 14 | 4,9 km | - | |
| <i>Dunkerque</i> | | | | | | | | | |
| Coudekerque-Branche | 59155 | 22 994 hab | 2 515 hab/km ² | 11% | 18 641 € | 23 | 4,3 km | - | 16 usines : 14 Seveso seuil haut, 2 soumises à autorisation. Activités : stockage et raffinage de produits pétroliers, métallurgie, fabrication de gaz industriels, de produits chimiques et pharmaceutiques, traitement de déchets solides. Risques : explosion, incendie, effets toxiques. |
| Dunkerque | 59183 | 69 274 hab | 1 855 hab/km ² | 12% | 20 218 € | 18 | 4,1 km | - | |
| Fort-Mardyck | 59248 | 3 586 hab | 2 543 hab/km ² | 13% | 18 610 € | 7 | 9 km | Olfactif, plaintes | |
| Saint-Pol-sur-Mer | 59540 | 22 100 hab | 4 299 hab/km ² | 16% | 14 711 € | 14 | 6,2 km | Plaintes | |
| <i>Rouen</i> | | | | | | | | | |
| Grand-Couronne | 76319 | 9 346 hab | 552 hab/km ² | 5% | 20 083 € | 18 | 20,5 km | - | 13 usines : 2 Seveso seuil haut, 1 Seveso, 10 soumises à autorisation. Activités : stockage et raffinage de gaz de pétrole liquéfié, fabrication de papier, production d'huile Diester (biodiesel), de dioxyde de carbone liquéfié, transport de marchandises, stockage de parfumerie et entrepôts. Risques : explosion, incendie, effets toxiques. |
| Hautot-sur-Seine | 76350 | 9 346 hab | 160 hab/km ² | 1% | 26 423 € | 2 | 19,3 km | Olfactif | |
| Moulineaux | 76457 | 881 hab | 238 hab/km ² | 2% | 21 287 € | 10 | 20,6 km | - | |
| Petit-Couronne | 76497 | 8 690 hab | 679 hab/km ² | 5% | 19 638 € | 28 | 21,1 km | Qualité de l'air et olfactif | |
| Sahurs | 76550 | 1 310 hab | 117 hab/km ² | 1% | 27 017 € | 5 | 26,8 km | - | |
| Val-de-la-Haye | 76717 | 751 hab | 74 hab/km ² | 1% | 23 673 € | 5 | 20,5 km | Qualité de l'air et olfactif | |

Note : les communes de Fort-Mardyck et de Saint-Pol-sur-Mer ont été associées en 2010 avec la commune de Dunkerque.

Sources : (a) Insee, (b) bd bâti institut géographique national, (c) bd topo institut géographique national, (d) Sitranet, (e) agence de qualité de l'air, (f) direction régionale de l'environnement, de l'aménagement et du logement.

Les résultats de cette étude montrent que les prix sont plus bas à proximité des usines sur les sites de Dunkerque et de Rouen. Un éloignement additionnel d'un mètre d'une installation dangereuse augmente le prix des logements d'environ une dizaine d'euros près de Dunkerque et de Rouen. Autrement dit, un éloignement additionnel de 100 mètres d'une installation dangereuse près de Dunkerque augmente le prix du logement d'environ 1 % et de 1,5 % près de Rouen. Ces ordres de grandeur sont conformes aux autres études portant sur ce type d'industries (table 5). Le site de Bordeaux est particulier puisqu'au contraire, la proximité de la poudrerie fait augmenter le prix du logement. En effet, le risque industriel n'est quasiment pas perçu; la proximité de la poudrerie est même valorisée, probablement parce que les alentours de l'usine sont caractérisés par un cadre verdoyant et particulièrement calme.

Les résultats indiquent par ailleurs que la diminution du prix des logements du fait de leur proximité aux industries dangereuses n'est modifiée ni par les incidents locaux, ni par les dispositifs d'information, ni par la mise en place du régime d'assurance. Ceci suggère que les prix de l'immobilier reflètent déjà le risque industriel, tel que perçu par les ménages. L'explication tient probablement à ce que les industries à risque sont présentes depuis, au moins, plusieurs décennies sur chaque site.

Cette analyse s'inscrit dans la lignée des travaux empiriques ayant utilisé la méthode des prix hédoniques pour estimer l'effet de l'exposition aux risques et pollutions industriels sur le prix des logements. La méthode des prix hédoniques a été formalisée théoriquement par Rosen (1974) (encadré 2). Elle repose sur l'idée que le prix d'un bien immobilier dépend de ses caractéristiques, parmi lesquelles certaines sont liées à la qualité de l'environnement du bien - notamment son exposition au risque industriel. Les différences de prix constatées entre des biens présentant par ailleurs des caractéristiques identiques traduisent alors des différences en termes d'exposition au risque industriel et donc une information sur le prix implicite d'une diminution de cette exposition. L'équation hédonique fournit ainsi des informations sur le consentement à payer des ménages pour s'éloigner d'un mètre des usines.

Encadré 2 : la méthode des prix hédoniques

Rosen (1974) suppose qu'un logement est représenté par K caractéristiques indissociables $Z = (z_1, \dots, z_K)$. Le prix $P(Z)$ de l'habitation de caractéristiques Z est la combinaison particulière des différentes caractéristiques à leur prix implicite. Le consommateur de revenu y maximise sa fonction d'utilité $U(x, Z)$, où x désigne le bien composite de prix unitaire, sous la contrainte budgétaire $y = x + P(Z)$.

$$\begin{aligned} \max_{x, z_1, \dots, z_K} & U(x, z_1, \dots, z_K) \\ \text{t.q. } & y = x + P(z_1, \dots, z_K), \end{aligned} \quad (1)$$

D'après les conditions du premier ordre du programme, les consommateurs maximisent leur utilité en égalisant le taux marginal de substitution entre la caractéristique z_k et le numéraire x au prix marginal $\partial P(Z)/\partial z_k$, appelé par la suite prix implicite.

$$\frac{\partial P(Z)}{\partial z_k} = \frac{\frac{\partial U}{\partial z_k}}{\frac{\partial U}{\partial x}}. \quad (2)$$

Le taux marginal de substitution entre la caractéristique k et le numéraire x correspond au consentement à payer des ménages pour augmenter z_k d'une unité, par exemple pour s'éloigner d'une unité de distance des usines. L'estimation de la fonction de prix hédoniques permet une estimation du prix implicite de l'éloignement aux usines dangereuses et fournit donc une estimation du consentement marginal à payer des ménages pour s'éloigner d'un mètre des usines.

II. Données

Notre analyse s'appuie sur des données d'une qualité exceptionnelle. La méthode des prix hédoniques requiert des données sur le montant des transactions et les caractéristiques des biens échangés. Les biens se distinguent par leurs caractéristiques intrinsèques (nombre de pièces, de salles de bain, etc.), mais aussi par leur localisation (proximité de services publics et commerces, exposition à des nuisances ou à des risques, etc.). Le prix de vente et les caractéristiques physiques propres au logement sont issus des données notariales Perval (Notaires de France) pour les années 2000, 2002, 2004, 2006 et 2008. Ainsi seules les transactions d'achat (par opposition aux transactions locatives) peuvent être ici étudiées. Toutes ces transactions ont été géolocalisées et des éléments caractérisant l'environnement de chacun de ces logements ont été recueillis et appariés avec la base notariale : proximité au centre ville de la principale agglomération, aux commerces et services publics, exposition au risque industriel, à d'autres risques et nuisances (table 4). Des éléments caractérisant la commune ont été également recueillis (table 2). La base de données ici exploitée est donc unique et bien plus complète que les bases utilisées par des études similaires, françaises ou internationales, qui ne disposent que de peu ou pas de caractéristiques extrinsèques des logements (table 5)¹¹.

Une question pratique importante dans le cadre de la collecte de données est la définition du périmètre d'étude de chaque site. Ce périmètre satisfait deux critères. Tout d'abord, il doit correspondre à un seul segment de marché immobilier. En effet, la présence d'une segmentation de marché peut poser des problèmes d'estimation (Baudry et Maslianskaïa-Pautrel, 2011). C'est pourquoi certains quartiers atypiques ont été exclus¹². Par ailleurs, l'échantillon initial a été restreint aux maisons, majoritaires dans les communes périurbaines étudiées (table 10 en annexe), car maisons et appartements correspondent à différents segments du marché immobilier. De plus, le périmètre doit être suffisamment étendu pour contenir, au sein de ce segment de marché, des logements éloignés des usines, c'est-à-dire pour inclure un groupe de contrôle. Ce second critère a pour but de limiter un potentiel biais de sélection : les ménages habitant à proximité immédiate des usines peuvent avoir des préférences ou des caractéristiques inobservées différentes des autres ménages et peuvent ne pas constituer un échantillon représentatif de la population locale. Le périmètre retenu comprend ainsi des habitations situées à proximité immédiate des usines et des habitations distantes de 10 km sur le site de Bordeaux, 4 km sur le site de Dunkerque et 5 km sur celui de Rouen (table 3 et cartes des figures 1, 2 et 3). La littérature étudiant l'effet de ce type de risques industriels sur les prix des logements utilise des périmètres similaires (table 5)¹³.

¹¹ La création de cette base a nécessité un important travail et les auteurs remercient les Centres d'Études Techniques de l'Équipement (CETE) Normandie-Centre, Nord-Picardie et Sud-Ouest. Les CETE ont en effet contribué à définir le périmètre d'étude ainsi que les variables pertinentes pour chaque site ; ils ont recueilli et standardisé ces données à l'aide d'un système d'information géographique.

¹² La sélection des quartiers réalisée est ici détaillée pour le site Dunkerque. La commune de Tétéghem, qui constitue la banlieue résidentielle huppée de Dunkerque, a été exclue du périmètre d'étude. De même, ont été exclus le centre historique et la zone littorale Est de l'agglomération (Dunkerque-Darses, Dunkerque-Malo-les-Bains et Leffrinckoucke) en raison de l'attractivité notoire de ces quartiers (port de loisir, caractère balnéaire, dunes, densité importante de commerces et de monuments historiques). La commune de Leffrinckoucke a été écartée pour une autre raison : la présence d'une industrie peu dangereuse mais émettant un panache de fumée noire est susceptible de constituer une source de confusion pour les riverains avec les autres industries ici étudiées. Le village de Mardyck et la commune de Grande Synthe ont également été écartés car ils constituent deux quartiers très peu attractifs. La commune de Grande Synthe est une zone urbaine sensible, où le prix des logements est particulièrement bas du fait de l'insécurité ; certains de ses résidents choisissent d'aller vivre dans le village de Mardyck, qui est tout particulièrement exposé aux risques industriels mais présente un voisinage plus sûr.

¹³ La seule exception est Carroll et al. (1996) dont le périmètre contient presque 8 000 logements, parmi lesquels certains sont situés à 35 km de l'usine. Boxall et al. (2005) étudient quant à eux une zone rurale, ce qui leur impose de retenir un périmètre étendu pour avoir un nombre suffisant d'observations.

TABLE 3 – Statistiques descriptives de l'exposition au risque industriel

| Variable | Site | Moyenne | Écart-type | Minimum | Maximum |
|---|-----------|-------------------------------------|------------|-----------|---------|
| Distance à l'installation industrielle Seveso la plus proche (m) | Bordeaux | 4 626 | 1 922 | 532 | 10 379 |
| | Dunkerque | 1 680 | 907 | 41 | 4 084 |
| | Rouen | 1 323 | 903 | 64 | 5 142 |
| Distance à l'installation industrielle autorisée la plus proche (m) | Bordeaux | 1 778 | 1 027 | 49 | 5 279 |
| | Dunkerque | 1 294 | 611 | 188 | 3 452 |
| | Rouen | 892 | 564 | 64 | 2 884 |
| Appartenance aux zones Z1, Z2, Z3 | Bordeaux | Non pertinent | | | |
| | Dunkerque | En dehors : 100% | | | |
| | Rouen | Z1 : 4% ; Z2 : 3% ; en dehors : 93% | | | |
| Appartenance à la zone du plan particulier d'intervention | Bordeaux | Oui : 1% | | Non : 99% | |
| | Dunkerque | Oui : 28% | | Non : 72% | |
| | Rouen | Oui : 77% | | Non : 23% | |
| Vue sur les usines | Rouen | Oui : 90% | | Non : 10% | |

Lecture : le périmètre retenu comprend des habitations à proximité immédiate des usines et des habitations distantes de 10 km sur le site de Bordeaux, 4 km sur le site de Dunkerque et 5 km sur celui de Rouen. Les zones Z1, Z2 et Z3 incluent peu ou pas de transactions pendant la période d'étude. La zone du plan particulier d'intervention ne contient pas de transaction pendant la période d'étude près de Bordeaux.

Champ : 2 006 observations pour le site de Bordeaux, 1 301 pour celui de Dunkerque et 874 pour Rouen.

Sources : données recueillies et standardisées par les CETE Normandie-Centre, Nord-Picardie, Sud-Ouest.

Le choix des variables mesurant la perception de l'exposition au risque industriel est également crucial. Plusieurs types de variables ont été utilisés dans la littérature. La distance à vol d'oiseau de l'habitation à l'usine est utilisée par chacune des études similaires (table 5). D'autres variables peuvent être incluses, telles que des indicatrices de localisation dans des zones administratives de gestion du risque (plans d'urgence comme dans Boxall et al. (2005) et Travers et al. (2009)) ou des variables traduisant la perception aux nuisances créées par l'industrie (Boxall et al. (2005), Sauvage (1997)).

Cette étude utilise différents types de variables pour l'exposition au risque industriel. Pour les variables de distance aux installations industrielles¹⁴, les installations retenues sont les installations « autorisées » (soumises au régime des installations classées pour la protection de l'environnement), en distinguant parmi elles les installations Seveso¹⁵. Quatre zones administratives avaient également été retenues pour tester un effet additionnel de l'appartenance aux zones de gestion du risque sur le prix des logements. Il s'agissait de la zone du plan particulier d'intervention et des zones de maîtrise de l'urbanisation future Z1 (zone avec des dommages létaux en cas d'accident), Z2 (dommages irréversibles) et Z3 (bris de vitre). L'analyse n'a pas pu reposer sur ces variables, car les zones Z1, Z2 et Z3 sont de superficie trop restreinte pour inclure de nombreuses transactions pendant la période d'étude (table 3). Enfin, comme un même niveau d'exposition au risque industriel peut être plus ou moins ressenti selon la perception des nuisances associées à l'usine, une variable indique sur le site de Rouen si l'industrie est visible depuis le logement¹⁶. Des éléments de perception des nuisances au niveau de la commune (moindre qualité de l'air, nuisances olfactives, nombre de plaintes pour nuisances sonores) peuvent par ailleurs permettre d'interpréter l'effet de la localisation dans une commune donnée sur le prix de l'immobilier. Des statistiques descriptives complètes sont fournies en annexe (tables 10 et 11).

¹⁴ Sur les trois sites, la position d'une maison est définie comme le centre de la parcelle cadastrale dans laquelle est enregistrée la transaction. Pour le complexe industriel très étendu de Saint-Médard, nous utilisons la distance au centre de ce complexe.

¹⁵ Plus précisément, la seconde catégorie d'installations regroupe les installations les plus dangereuses au sein des installations classées pour la protection de l'environnement, i.e. les installations soumises au régime d'autorisation avec servitudes. Il s'agit ainsi des installations Seveso et de certains silos.

¹⁶ Nous avons pris comme référence la cheminée rouge et blanche de la raffinerie Petroplus, qui domine le complexe industriel.

TABLE 4 – Données

| <i>Caractéristiques intrinsèques (a)</i> | <i>Caractéristiques extrinsèques</i> | |
|--|---|---------------|
| Prix ttc | Distance au centre ville de la principale agglomération | (b) |
| Maison ou appartement | Distance à la place du marché | (c), (d) |
| Moins ou plus de 5 ans | Distance à une pharmacie | (c), (d) |
| Etat (o) | Distance à un commerce d'alimentation | (c), (d), (e) |
| Surface habitable (★) | Distance à un arrêt de bus | (f) |
| Nombre de pièces | Distance à un parc urbain | (f) |
| Nombre de salles de bains | Distance à une école maternelle ou primaire | (e), (g) |
| Nombre de parkings | Distance à un collège ou lycée | (e), (g) |
| Présence d'une terrasse | Distance à l'installation industrielle Seveso (†) | (h) |
| Présence d'un balcon | Distance à l'installation industrielle autorisée (‡) | (h) |
| Présence d'un ascenseur | Vue sur l'installation industrielle (pour le site de Rouen) (◇) | (g) |
| Présence d'une piscine | Appartenance à une zone de maîtrise d'urbanisme (Z1, Z2, Z3) | (i) |
| Présence d'un sous-sol | Appartenance au zonage du plan particulier d'intervention | (j) |
| Présence d'une cave | Appartenance à une zone exposée aux risques naturels (▷) | (i) |
| Présence d'une annexe | Appartenance à une zone exposée à d'autres risques (▷) | (i) |
| Présence d'une dépendance | Appartenance à une zone de pollution accidentelle résiduelle | (k) |
| Surface de terrain | Exposition sonore à une infrastructure de transport terrestre | (l), (m) |
| | Exposition sonore à une infrastructure de transport aérien | (l), (m) |
| | Appartenance à une zone de protection naturelle | (i) |
| | Appartenance à une zone de servitude d'un monument historique | (i) |

Lecture : Chaque distance à un établissement ou service est calculée comme la distance à l'établissement ou service le plus proche. Les distances aux installations industrielles sont données en mètres pour les trois sites. Les autres distances sont données en mètres près de Bordeaux et Dunkerque et sous forme de classes près de Rouen.

(o) Bon état, travaux à prévoir ou à rénover.

(★) La variable surface n'est remplie qu'à 81 % pour le site de Bordeaux, 80 % pour le site de Dunkerque et 62 % pour le site de Rouen. La surface imputée aux observations correspondant aux valeurs manquantes est la moyenne de la surface sur les cinq plus proches voisins ayant le même nombre de pièces.

(†) Sont retenues ici les installations les plus dangereuses au sein des installations classées pour la protection de l'environnement. Ces installations sont sous le régime d'autorisation avec servitudes et comprennent essentiellement les installations Seveso.

(‡) L'installation retenue est l'installation industrielle la plus proche sous le régime des installations classées pour la protection de l'environnement.

(◇) Vue depuis le logement sur la cheminée Petroplus rouge et blanche ou sur le silo Senalia.

(▷) Zone de servitudes ou de porter à connaissance.

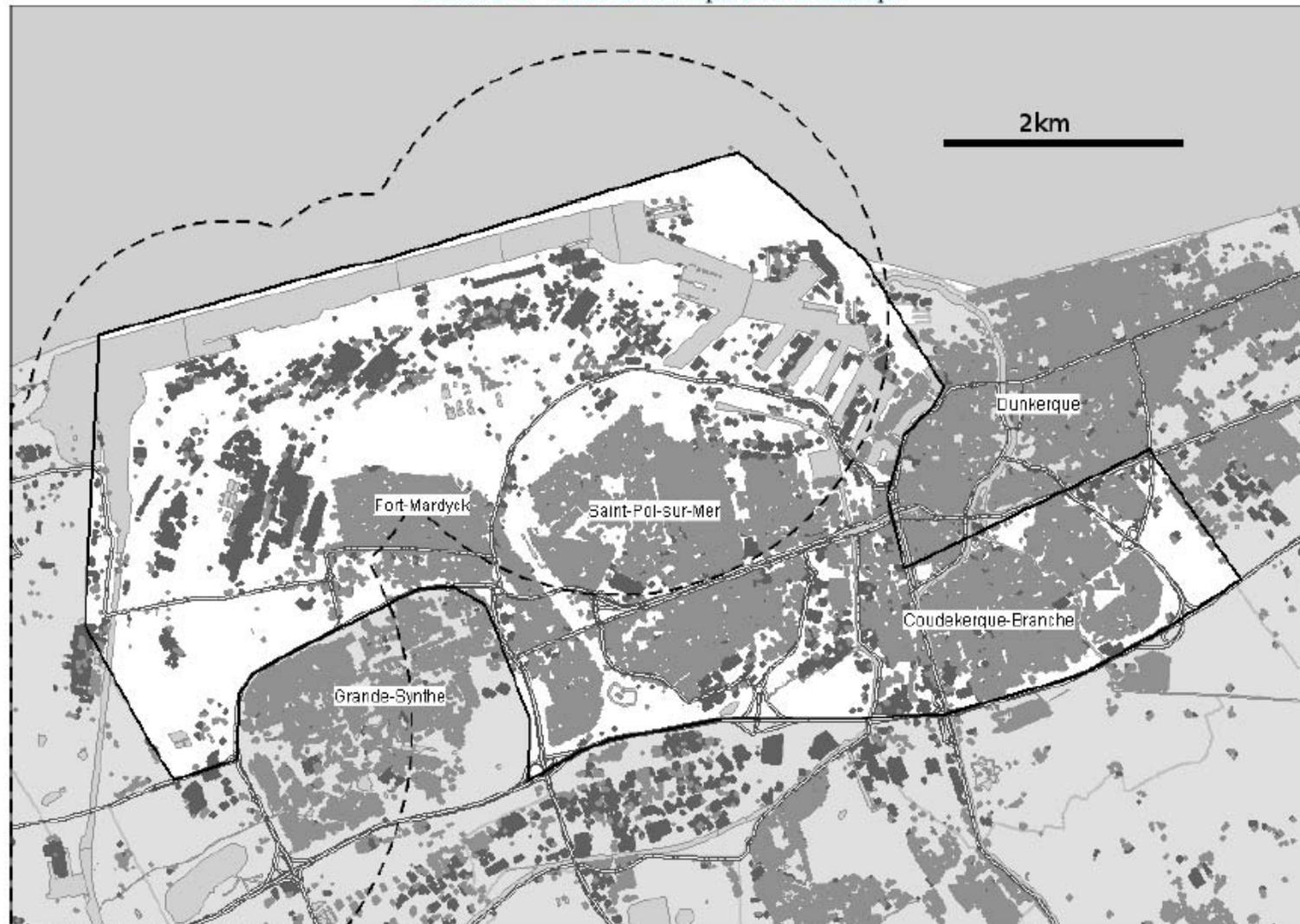
Sources : (a) Perval, (b) répertoire géographique des communes, (c) base des chambres de commerce et d'industrie, (d) base communale, (e) annuaire téléphonique, (f) bd topo institut géographique national, (g) bd bâti institut géographique national, (h) base des installations classées par commune, (i) plan local d'urbanisme, (j) préfecture, (k) direction régionale de l'environnement, de l'aménagement et du logement, (l) carte sonore direction départementale des territoires et de la mer, (m) carte sonore centre d'études techniques de l'équipement.

FIGURE 1 – Zone d'étude près de Bordeaux



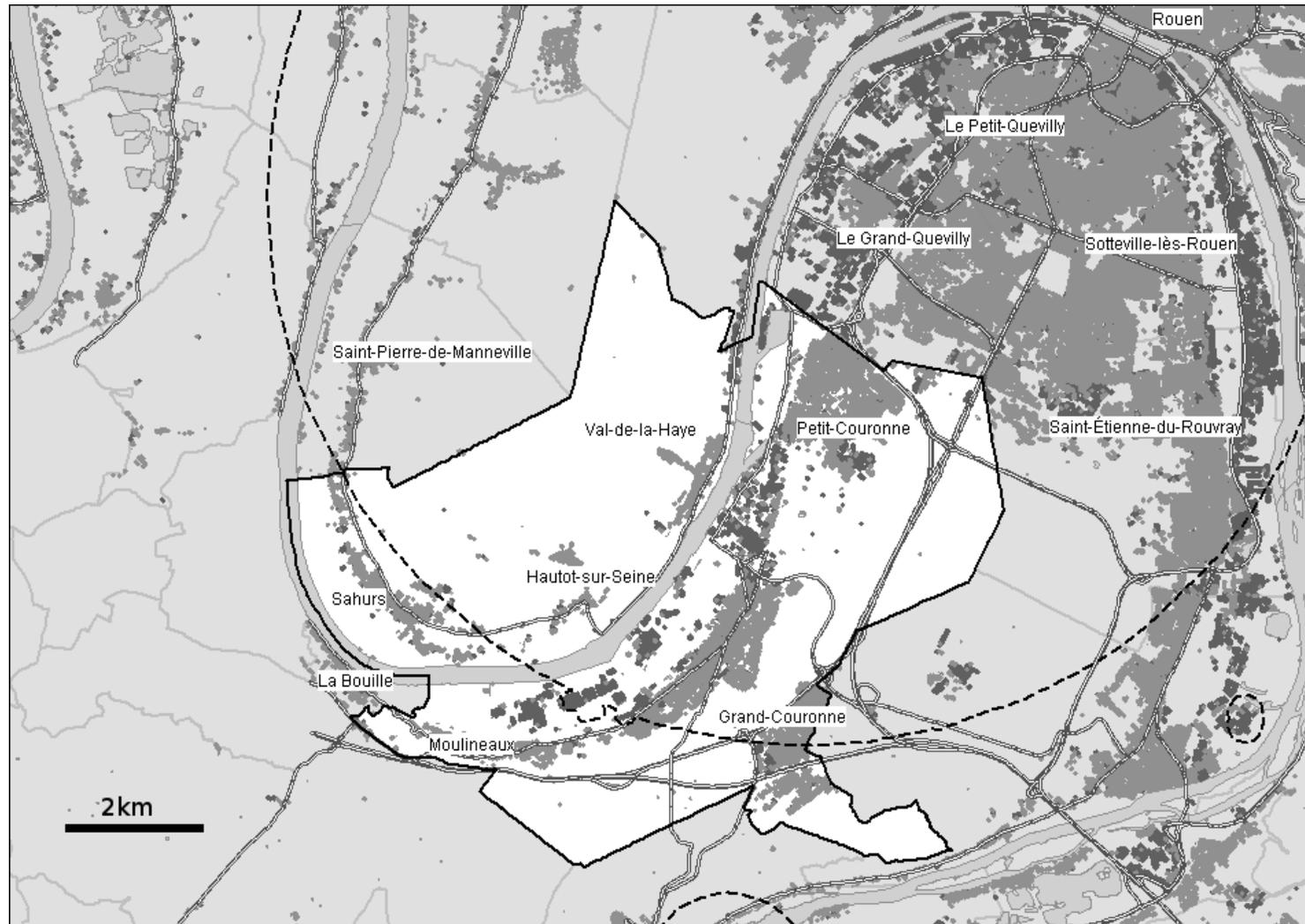
- Zone d'étude
- Zone du plan particulier d'intervention
- Habitat
- Industrie
- Principales routes
- Mer, ports, rivières et plans d'eau

FIGURE 2 – Zone d'étude près de Dunkerque



-  Zone d'étude
-  Zone du plan particulier d'intervention
-  Habitat
-  Industrie
-  Principales routes
-  Mer, ports, rivières et plans d'eau

FIGURE 3 : Zone d'étude près de Rouen



- Zone d'étude
- Zone du plan particulier d'intervention
- Habitat
- Industrie
- Principales routes
- Mer, ports, rivières et plans d'eau

TABLE 5 – Autres études sur le risque industriel et le prix des logements

| Etude | Type d'installations | Région | Période | Taille de l'échantillon | Caractéristiques extrinsèques (*) | Périmètre (**) | Variable(s) d'exposition au risque | Effet de l'exposition au risque |
|-------------------------|-------------------------------------|--|-------------|-------------------------|--|--|--|--|
| Boxall et al. (2005) | Usines de pétrole et de gaz naturel | Central Alberta (Canada) | 1994 - 2001 | 532 | Distance à la ville, vue sur les montagnes | 17 km (moyenne), 7 km (écart-type) (zone rurale) | Distance à l'usine la plus proche, nombre d'usines à moins de 4 km, nombre de zones de plans d'urgence, somme des rejets de H ₂ S à moins de 4 km | Diminution des prix pour les propriétés à moins de 4 km des usines : de 150 000 à 450 000 \$CAD 2001, i.e. de -4 % à -8 % du prix |
| Carroll et al. (1996) | Usine PEPCON (chimie) | Henderson, Nevada (Etats-Unis) | 1986 - 1990 | 7 780 | Non | De 3 à 35 km | Distance à l'usine | Avant l'explosion, augmentation des prix de 4,17 % à 3,2 km de PEPCON, i.e. augmentation d'environ \$11 /m. Impact de l'explosion sur le prix implicite |
| Flower and Ragas (1994) | Raffineries pétrochimiques | St. Bernard Parish, Louisiana (Etats-Unis) | 1979 - 1991 | 1 999 | Non | De 0 à 3.3 km | Distances aux raffineries ou indicatrices de zones basées sur ces distances | A l'exception d'un secteur, les prix augmentent avec la distance : de \$210 à \$620 par 100 m, i.e. de 1 % à 3,4 % par 100 m ou de \$2 à \$6 par m |
| 12 Sauvage (1997) | Usines chimiques et pétrochimiques | Waziers, Puget-sur-Argens, Carling, L'Hôpital et St-Gaudens (France) | 1988-1992 | 170, 64, 59, 91 et 188 | Non | De 0 à 1,8 km / 2 km / 4 km | Distance aux usines | A Waziers et à Puget-sur-Argens, pas d'effet significatif. Ailleurs, les prix augmentent avec la distance. A L'Hôpital par exemple, les prix augmentent de 110 F/m, i.e. environ 4 % par 100 m |
| | Usines chimiques | Bradford (Royaume-Uni) | 1987-1993 | 561 | Non | De 0 à 2,5 km | Distance aux usines, vue sur les usines | Les prix augmentent de £5,5 /m, i.e. d'environ 2,6 % par 100 m. La vue sur les installations diminue les prix de £960, i.e. de 4.6 % |
| Travers et al. (2009) | Usine chimique | Port-Jérôme, Seine Maritime (France) | 2001-2002 | 228 | Distances aux routes, autoroutes, Seine, aires de jeux, mairie | De 0 à 5 km | Distance aux usines, localisation dans une zone de plan d'urgence | Les prix augmentent de 9,2 €/m, i.e. de 1,2 % par 100 m |
| Etude actuelle | Usines chimiques et pétrochimiques | Bordeaux, Dunkerque et Rouen (France) | 2000-2008 | 1 389, 936 et 571 | Détaillées (tableau 4) | De 0 à 10 km / 4 km / 5 km | Distance à l'installation Seveso / autorisée la plus proche, localisation dans plan particulier d'intervention, dans zone de maîtrise d'urbanisme, vue sur l'usine (près de Rouen) et autres nuisances (niveau communal) | Le prix des logements augmentent de 10 €/m près de Dunkerque et de 17 €/m près de Rouen, soit de 1 % et 1,5 % pour 100 m. Près de Bordeaux, le site n'est pas perçu comme dangereux |

Lecture : (*) variables autres que les variables d'exposition au risque et autres que les indicatrices communales; (**) le périmètre est mesuré en termes de distance à l'usine la plus proche.

III. Modèle

L'estimation de la fonction de prix hédoniques permet de mesurer l'effet de la proximité à l'installation industrielle sur le prix des logements et d'évaluer dans quelle mesure les événements retenus modifient cet effet. Par la suite, la « variable expliquée » désigne le prix du logement et une « variable explicative » une variable qui explique ce prix, c'est-à-dire une caractéristique du logement. Parmi ces caractéristiques, les « variables d'intérêt » correspondent aux variables liées au risque industriel (distance du logement aux installations industrielles par exemple).

III.1. Les problèmes d'estimation spécifiques à la méthode des prix hédoniques

La forme fonctionnelle de la fonction de prix hédoniques dépend des hypothèses sous-jacentes relatives à l'offre et à la demande. A moins de faire des hypothèses bien spécifiques, la fonction de prix hédoniques n'est pas linéaire et n'a pas de forme explicite connue (voir Freeman (2003) pour une revue sur la méthode des prix hédoniques).

Par ailleurs, il s'agit d'estimer et de prendre en compte la potentielle dépendance spatiale entre les observations géographiques. Cette dépendance, désignée par le terme d'*autocorrélation spatiale*, correspond à des effets de proche voisinage. Le prix d'une transaction peut directement dépendre des prix des transactions passées réalisées dans le voisinage. Il s'agit d'un phénomène de *retard spatial*. Par exemple, l'acquéreur utilise l'information (recueillie par internet ou via des agences immobilières) sur les prix des transactions voisines passées pour établir son consentement à payer pour un logement. L'autocorrélation spatiale peut également provenir du terme d'erreur à cause de variables omises ou inobservées présentant une configuration spatiale. Si cette dépendance, appelée *erreurs spatiales*, n'est pas corrigée, l'estimation est biaisée. Par exemple, si les zones à proximité des installations industrielles sont caractérisées par des problèmes de voisinage ou de criminalité, et si les ménages y sont sensibles, alors l'omission de variables mesurant le calme et la sécurité du voisinage conduit à une surestimation du consentement à payer pour réduire l'exposition aux risques industriels. Ici, les zones les plus exposées au risque ne sont pas les plus défavorisées mais d'autres variables omises peuvent biaiser les résultats.

III.2. Les réponses apportées par la littérature

Une vaste littérature apporte de nombreux éléments de réponse à ces problèmes de modélisation.

Pour le choix de la forme fonctionnelle, la démarche usuelle consiste à la restreindre le moins possible et à déterminer celle qui explique le mieux le prix des logements. La grande majorité des articles appliquant la méthode des prix hédoniques utilisent des transformations en Box-Cox pour la variable expliquée (le prix des logements) et/ou pour les variables explicatives continues¹⁷ (Kuminoff et al., 2010). D'après Box et Cox (1964), la variable transformée $x^{(\beta)}$ de la variable x est :

$$x^{(\beta)} = \begin{cases} \frac{x^\beta - 1}{\beta} & \text{si } \beta \neq 0, \\ \log(x) & \text{si } \beta = 0. \end{cases} \quad (3)$$

Cette transformation généralise ainsi la fonction log ou les fonctions puissance. Cependant, le but de cette étude n'est pas d'estimer la fonction de prix hédoniques, mais seulement le prix implicite d'une des caractéristiques du logement. Au vu de cet objectif, plusieurs articles mettent en garde contre le choix d'une spécification très élaborée de la fonction de prix hédoniques. Cassel et Mendelsohn (1985) et Cropper et al. (1988) montrent que choisir la forme fonctionnelle qui explique le mieux le prix du logement ne mène pas nécessairement à une estimation plus précise du prix implicite de la caractéristique considérée¹⁸.

La majorité des articles considèrent un (ou plusieurs) des modèles suivants : le modèle linéaire, log-linéaire, log-log, quadratique, Box-Cox linéaire et Box-Cox quadratique. K désigne le jeu des variables explicatives et parmi elles K_d le jeu des caractéristiques discrètes et K_c celui des caractéristiques continues.

¹⁷ Les variables discrètes ne sont pas concernées par la transformation en Box-Cox.

¹⁸ Il s'agit typiquement d'un arbitrage entre biais et variance : le nombre de paramètres à estimer diminue le biais de l'estimation des prix implicites mais augmente leur variance.

| | | |
|---------------------|--------------|--|
| Linéaire | P | $= \sum_{k \in K} p_k z_k,$ |
| Log-linéaire | $\ln(P)$ | $= \sum_{k \in K} p_k z_k,$ |
| Log-log | $\ln(P)$ | $= \sum_{k \in K_c} p_k \ln(z_k) + \sum_{k \in K_d} p_k z_k,$ |
| Quadratique | P | $= \sum_{k \in K} p_k z_k + \sum_{(k,k') \in K^2} \frac{p_{kk'}}{2} z_k z_{k'},$ |
| Box-Cox linéaire | $P(\beta_p)$ | $= \sum_{k \in K_c} p_k z_k^{(\beta_z)} + \sum_{k \in K_d} p_k z_k,$ |
| Box-Cox quadratique | $P(\beta_p)$ | $= \sum_{k \in K_c} p_k z_k^{(\beta_z)} + \sum_{k \in K_d} p_k z_k + \sum_{(k,k') \in K_c^2} \frac{p_{kk'}}{2} z_k^{(\beta_z)} z_{k'}^{(\beta_z)}$ $+ \sum_{(k,k') \in K_c \cdot K_d} \frac{p_{kk'}}{2} z_k^{(\beta_z)} z_{k'} + \sum_{(k,k') \in K_d^2} \frac{p_{kk'}}{2} z_k z_{k'}.$ |

Certains de ces articles utilisent des données simulées (Cropper et al. (1988), Kuminoff et al. (2010)). La performance d'un modèle correspond alors à une faible erreur de mesure, c'est-à-dire une faible différence entre le prix implicite estimé et le prix implicite initialement simulé. Cropper et al. (1988) comparent les erreurs d'estimation des prix implicites des attributs du logement selon la forme fonctionnelle choisie et selon la présence de variables omises. Dans leur article, les variables omises sont des caractéristiques intrinsèques du logement. Ils montrent que « quand les attributs sont tous observés, les formes Box-Cox linéaire et quadratique donnent les pourcentages moyens d'erreur les plus faibles ; mais quand certains attributs ne sont pas observés ou remplacés par des proxies, les fonctions linéaire et Box-Cox linéaire sont les plus adaptées » (traduction des auteurs).

Cropper et al. (1988) recommandent donc d'estimer une forme fonctionnelle Box-Cox linéaire où toutes les variables explicatives transformées ont la même transformation, potentiellement différente de celle de la variable expliquée. Palmquist (1991) et Freeman (2003) proposent d'estimer un coefficient β_i pour la variable d'intérêt et un même coefficient β_z pour toutes les autres variables explicatives. Une alternative, que nous retiendrons, consiste à privilégier la flexibilité par rapport aux principales variables continues : le prix (variable expliquée), la distance à l'usine (variable d'intérêt) et la surface du logement (variable continue essentielle dans l'explication du prix du logement). En effet, aucun fondement théorique ou empirique ne semble justifier que les coefficients de la distance à l'usine et de la surface soient identiques, au vu de la nature très différente de ces variables. Nous proposerons donc plusieurs modèles Box-Cox : avec trois coefficients Box-Cox (chacun relatif à une de ces trois variables), avec seulement deux coefficients Box-Cox, un pour le prix et un pour la distance à l'usine (et une forme linéaire pour la surface), ou avec seulement un coefficient Box-Cox pour le prix (et une forme linéaire pour les autres variables continues).

Toujours à partir de données simulées, Kuminoff et al. (2010) revisitent les résultats de Cropper et al. (1988) en tenant compte de l'augmentation de la taille des échantillons et de l'évolution de la nature des variables manquantes : il s'agit plutôt des caractéristiques de voisinage et non plus des caractéristiques intrinsèques du logement. En présence de variables spatiales omises, les biais d'estimation augmentent dans les deux modèles quadratiques, mais ceux-ci restent les plus adaptés. Par ailleurs, Kuminoff et al. (2010) montrent que l'ajout d'effets spatiaux fixes plaide pour l'estimation de formes fonctionnelles flexibles. Cet ajout permet de prendre en compte une éventuelle *hétérogénéité spatiale*, c'est-à-dire l'existence de différents marchés de l'immobilier, suite par exemple à des effets de réputation d'une ville ou d'un quartier. Il permet ainsi de capter des variations du prix dues à des variables spatiales potentiellement omises. Kuminoff et al. (2010) montrent qu'en ajoutant des effets spatiaux fixes (indicatrices d'appartenance à une ville, i.e. *census tract*), les biais d'estimation dus aux variables spatiales omises disparaissent presque entièrement pour chaque forme fonctionnelle et la variance est réduite.

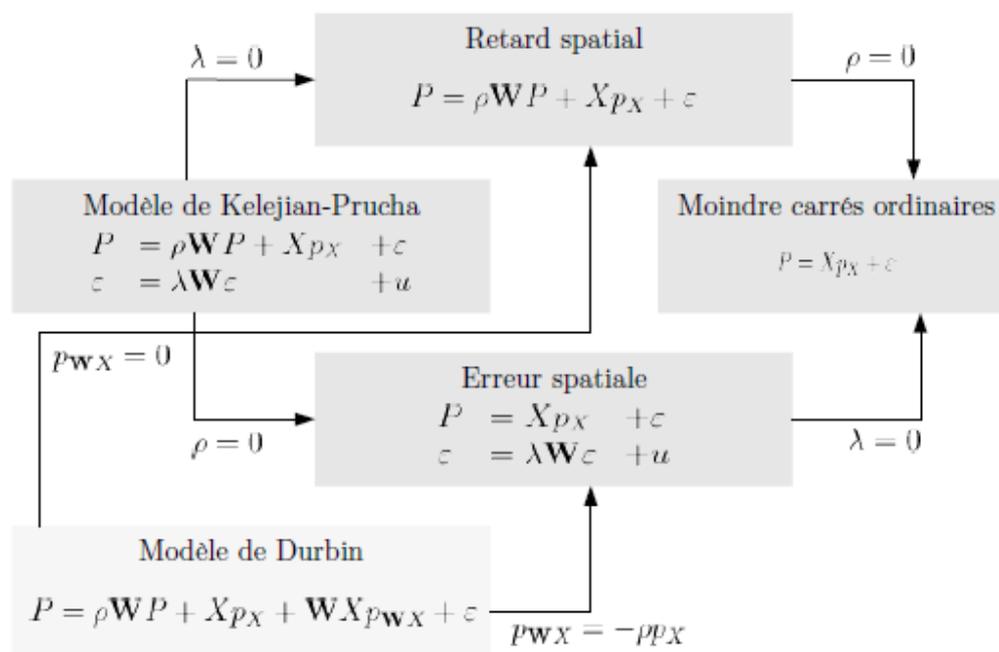
A partir de la forme fonctionnelle retenue, il est également possible d'estimer et de corriger l'autocorrélation spatiale. Différents modèles correspondant à différents types de dépendance spatiale peuvent être estimés : le modèle à retard spatial, celui à erreurs spatiales et le modèle de Kelejian-Prucha qui combine ces deux types de dépendance spatiale (encadré 3).

Encadré 3 : autocorrélation spatiale

P désigne le vecteur de prix, Z la matrice des K variables explicatives, n le nombre d'observations et $W = (w'_{ij})_{1 \leq i, j \leq n}$ la matrice de voisinage. Si les transactions i et j réalisées aux dates t_i et t_j sont distantes de d_{ij} , suivant Anselin (2002), le poids de la transaction j sur la transaction i est choisi comme $w_{ij} = \frac{1}{1+d_{ij}}$ si $t_j < t_i$ et 0 sinon. Seules les transactions voisines ayant eu lieu dans les deux années passées sont supposées avoir un poids la transaction considérée. Les transactions étant observées pendant les années paires, cette hypothèse garantit un nombre constant de voisins (sauf pour les premières transactions). La matrice de poids est enfin standardisée : chaque élément w_{ij} de la matrice est divisé par la somme totale de la ligne ($w'_{ij} = w_{ij} / \sum_j w_{ij}$).

Suivant Elhorst (2010), les liens entre les différents modèles permettant de tenir compte de l'autocorrélation spatiale peuvent être ainsi représentés :

Modèles d'autocorrélation spatiale



Il existe un modèle encore plus général que ceux de Durbin et de Kelejian-Prucha : le modèle de Manski ($P = \rho \mathbf{W}P + Z\psi + \mathbf{W}Z\theta + \varepsilon$ avec $\varepsilon = \lambda \mathbf{W}\varepsilon + \nu$). Mais il est difficile à interpréter car « les estimations des paramètres ne peuvent être interprétées car les effets endogènes [$\mathbf{W}Z$] et exogènes [$\mathbf{W}P$] ne peuvent être distingués les uns des autres » (Elhorst (2010), traduction des auteurs).

Le modèle de Kelejian-Prucha combine retard spatial et erreurs spatiales. Le modèle de Durbin présente un retard spatial et également indirectement des erreurs spatiales, puisqu'il permet de faire dépendre le prix d'un logement du prix des caractéristiques du voisinage. Mais il n'est pas ici estimable, précisément à cause de la multi-colinéarité introduite par les variables spatiales retardées. En effet, les variables spatiales retardées sont très corrélées avec les variables spatiales dont elles sont issues.

Le modèle le plus général en termes d'autocorrélation spatiale que nous retenons est donc le modèle de Kelejian-Prucha.

III.3. Comparaison des modèles estimés, choix et robustesse des modèles retenus

De nombreux modèles emboîtés sont estimés par maximum de vraisemblance et comparés ; ils diffèrent de par la prise en compte de l'autocorrélation spatiale et de par leur forme fonctionnelle.

Le modèle le plus général dont nous partons est un modèle Box-Cox linéaire avec trois coefficients Box-Cox (β_p pour le prix, β_d pour la distance à l'usine et β_s pour la surface de l'habitation), des effets spatiaux fixes suivant Kuminoff et al. (2010) et de type Kelejian-Prucha, i.e. permettant un retard spatial et des erreurs spatiales (encadré 3).

A partir de ce modèle général, nous considérons les modèles directement emboîtés qui correspondent, soit à une absence d'une ou des deux types de dépendance spatiale, soit à une forme fonctionnelle plus simple. Le numéro attribué aux modèles Box-Cox linéaires correspond au nombre de coefficients Box-Cox estimés. Nous notons par ailleurs KP le modèle Kelejian-Prucha, *retard* le modèle à retard spatial et *erreurs* celui à erreurs spatiales et sans aucune mention le modèle sans dépendance spatiale. Ainsi le modèle général est noté Box-Cox linéaire 3 KP.

Ainsi, en partant du modèle général Box-Cox linéaire 3 Kelejian-Prucha, nous considérons un modèle Box-Cox linéaire 3 avec seulement retard spatial (Box-Cox linéaire 3 retard) ou erreurs spatiales (Box-Cox linéaire 3 erreurs) ou sans dépendance spatiale (Box-Cox linéaire 3). Par ailleurs, nous considérons la forme linéaire Kelejian-Prucha, log-linéaire Kelejian-Prucha, log-log Kelejian-Prucha et la forme Box-Cox linéaire Kelejian-Prucha avec seulement deux coefficients Box-Cox (Box-Cox linéaire 2 KP), un pour le prix et un pour la distance à l'usine, ou avec seulement un coefficient pour le prix (Box-Cox linéaire 1 KP)¹⁹.

La table 6 présente, à nombre de variables constant, la comparaison entre le modèle général et les modèles emboîtés. Les deux critères utilisés sont l'*Akaike Information Criterium* (AIC) et le test du maximum de vraisemblance²⁰. Par souci de parcimonie, nous considérons comme directement concurrents les modèles qui ont l'AIC le plus faible et/ou la p-value du test du maximum de vraisemblance la plus élevée.

Ainsi, près de Bordeaux, le modèle général (Box-Cox linéaire 3 KP) est directement concurrencé par le modèle Box-Cox linéaire 1 KP selon les deux critères. Près de Dunkerque, le modèle général est concurrencé par le modèle Box-Cox linéaire 3 à retard spatial d'après le test du maximum de vraisemblance. Dans le cas de Rouen, le modèle général est concurrencé par le modèle Box-Cox linéaire 3 avec retard qui présente la p-value du test du maximum de vraisemblance la plus élevée et par le modèle Box-Cox linéaire 3 qui présente l'AIC le plus faible.

En prenant chacun de ces modèles concurrents à leur tour en référence, ce sont également les modèles directement emboîtés avec eux que nous considérons maintenant selon ces mêmes critères. Ainsi, les modèles retenus sont :

- pour Bordeaux, le modèle Box-Cox linéaire 3 Kelejian-Prucha, le modèle Box-Cox linéaire 1 KP et le modèle Box-Cox linéaire 1 à erreurs spatiales ;
- pour Dunkerque, le modèle Box-Cox linéaire 3 Kelejian-Prucha et le modèle Box-Cox linéaire 3 à retard spatial ;
- pour Rouen, le modèle Box-Cox linéaire 3 Kelejian-Prucha, le modèle Box-Cox linéaire 3 à retard spatial et les modèles Box-Cox linéaires 3 et 2²¹.

Nous estimons avec ces différents modèles la fonction de prix hédoniques (tables 7 et 8) et les prix implicites (table 9). Sur chacun des sites, les différents modèles présentent les mêmes signes et significativités des coefficients ; ils donnent une intensité des effets estimés comparables. Notre modélisation est donc robuste.

III.4. Effet des événements pouvant modifier la perception du risque

Les événements susceptibles de modifier la perception du risque (table 1) sont supposés ne changer que de manière limitée la fonction de prix. Ceci est d'autant plus réaliste que l'exposition au risque industriel affecte seulement une partie des logements. Sous cette hypothèse, l'effet des événements pouvant modifier la perception du risque sur le prix peut être évalué par leur effet sur le prix implicite de l'éloignement aux usines.

Considérons alors dans un premier temps qu'il n'y a que deux zones, une zone exposée et une zone sûre. La zone exposée est traitée puisqu'elle est concernée par un événement modifiant la perception du risque, contrairement à la zone sûre qui correspond ainsi à un groupe de contrôle. La méthode de *différence de différences* (Greenstone et Gayer, 2009) peut alors être

¹⁹ Les formes quadratiques ne sont pas retenues, car le jeu de variables devient trop grand en regard du nombre d'observations et la majorité des termes croisés ne sont pas significatifs (notamment ceux impliquant les variables d'intérêt).

²⁰ Les tests du ratio de vraisemblance permettant de comparer les modèles de Kelejian-Prucha, de retard spatial, d'erreurs spatiales et des moindres carrés ordinaires sont asymptotiquement équivalents à ceux basés sur le multiplicateur de Lagrange, proposés par Anselin et al. (1996).

²¹ Le modèle Box-Cox linéaire 2 à retard spatial aurait également pu être retenu, mais le test du maximum de vraisemblance le comparant au modèle Box-Cox linéaire 2 conduit à le rejeter.

appliquée : il s'agit de comparer les différences de prix entre la zone exposée et la zone sûre - i.e. le prix implicite de la localisation dans la zone exposée -, avant et après l'événement. Cela nécessite de croiser la variable de localisation en zone exposée avec une indicatrice indiquant si la transaction a eu lieu avant ou après l'événement et d'ajouter une indicatrice avant ou après l'événement²².

Cette méthode peut être adaptée ici où l'exposition au risque est mesurée non pas par une variable binaire d'appartenance à une zone mais par une variable continue : la distance aux usines. Il n'y a plus deux groupes mais une multitude de groupes qui sont traités d'autant plus intensément qu'ils sont proches des usines. Il s'agit de comparer le prix implicite de l'éloignement aux usines avant et après l'événement. Pour ce faire, nous procédons par analogie avec le cas discret et suivant McMillen et McDonald (2004) et Travers et al. (2009) : la variable de distance aux usines est croisée avec les indicatrices indiquant si la transaction a eu lieu après chaque événement²³ et ces indicatrices sont par ailleurs simplement ajoutées comme variables explicatives²⁴.

IV. Résultats

Les tables 7 à 9 présentent les estimations de la fonction de prix hédoniques obtenues avec les différents modèles retenus (section Modèle) et permettent de souligner la robustesse des résultats de cette estimation.

IV.1. Les déterminants du prix des logements

Caractéristiques intrinsèques. Sans surprise, le prix d'une maison augmente avec la surface habitable²⁵, la surface de terrain, le nombre de pièces, de salles de bains ou de parkings (table 7). Les maisons en meilleur état ou construites il y a moins de cinq ans sont également plus chères, de même que celles qui possèdent annexes, dépendances ou piscines.

Caractéristiques de localisation. Les variables décrivant le voisinage (proximité d'un marché, d'une pharmacie, d'un commerce d'alimentation, d'une école primaire, d'un collège ou un lycée, d'un arrêt de bus ou d'un parc urbain) n'ont, dans l'ensemble, pas d'effet significatif. Les trois zones étudiées se situant en périphérie d'agglomération, parfois à la limite avec la zone rurale (comme près de Bordeaux ou de Rouen), il n'est pas étonnant que la proximité de ces équipements s'accompagne de nuisances associées à la densité et aux infrastructures de transport, d'autant qu'ils restent facilement accessibles à toutes les personnes, majoritaires, dotées d'une voiture.

Près de Dunkerque et de Rouen, le prix des logements diminue avec l'éloignement au centre-ville. Près de Rouen, pour les communes de la rive gauche de la Seine (Hautot-sur-Seine, Sahurs et Val-de-la-Haye), la proximité au bac de La Bouille (carte 3) est également appréciée. Le bac permet en effet de rejoindre la voie rapide qui, depuis Grand-Couronne, atteint Rouen par le sud (sur la rive droite de la Seine)²⁶.

²² L'interprétation des résultats est conditionnée au fait qu'aucun événement concomitant ne modifie le prix des logements en fonction de leur distance à l'usine. Les centres d'études techniques de l'équipement et les acteurs locaux interrogés n'ont signalé aucun événement de cette nature.

²³ Ainsi, par exemple pour un événement ayant eu lieu une année paire, deux indicatrices valant 1 ou 0 selon que la transaction a eu lieu respectivement avant ou après cette date sont croisées avec la variable de distance aux usines et l'une de ces indicatrices est simplement ajoutée comme variable explicative. Pour les événements ayant eu lieu des années impaires, il n'est pas nécessaire d'utiliser la date précise de l'événement. En effet, comme les transactions disponibles ont été réalisées pendant des années paires, il suffit de créer des indicatrices avant et après l'année impaire considérée.

²⁴ Pour tenir compte de l'évolution générale des prix, nous ajoutons une tendance temporelle en introduisant le nombre de jours entre la transaction et le début de la période d'étude dans la régression. Les prix auraient également pu être actualisés avec l'indice du prix des logements anciens corrigé des variations saisonnières. Mais cet indice, calculé par l'Insee, est établi à l'aide des données Perval sur l'ensemble de la France et n'est pas forcément adapté aux marchés immobiliers des sites considérés.

²⁵ Sur Dunkerque, le signe associé à la surface habitable est négatif, ce qui paraît contre-intuitif. En réalité il n'en est rien : le paramètre de Box-Cox vaut -1,5 et est négatif ; quand S augmente $S^{(-1,5)}$ diminue.

²⁶ Rive droite, la proximité au centre-ville n'a pas d'effet, probablement car nous ne contrôlons pas par la distance à la voie rapide. En effet, les résidents de Petit-Couronne rejoignent volontiers Rouen par le nord de la zone d'étude, par la voirie classique, alors que ceux de Grand-Couronne et Moulineaux rejoignent plutôt Rouen par le sud, via la voie rapide. Il est fort probable que l'effet de la distance au centre-ville corresponde à la résultante de ces deux effets qui se compensent.

TABLE 6 – Comparaison des modèles

| <i>Près de Bordeaux</i> | β_p | β_d | β_s | ρ | λ | N | ΔN | LV | AIC | LV-test |
|-----------------------------------|-----------|-----------|-----------|--------|-----------|-----|------------|---------|---------------|-------------|
| Référence : Box-Cox Lin 3 KP | 0,5 | 0,7 | 0,6 | 0,12 | 0,33 | 46 | | -16 674 | 33 444 | |
| Box-Cox Linéaire 3 retard | 0,5 | 0,7 | 0,6 | 0,21 | 0 | 45 | -1 | -16 677 | 33 447 | 0,02 |
| Box-Cox Linéaire 3 erreurs | 0,5 | 0,8 | 0,6 | 0 | 0,43 | 45 | -1 | -16 676 | 33 444 | 0,12 |
| Box-Cox Linéaire 3 | 0,5 | 0,8 | 0,6 | 0 | 0 | 44 | -2 | -16 681 | 33 453 | 0,00 |
| Box-Cox Linéaire 2 KP | 0,5 | 0,8 | 1 | 0,13 | 0,33 | 44 | -1 | -16 676 | 33 444 | 0,12 |
| Box-Cox Linéaire 1 KP | 0,5 | 1 | 1 | 0,13 | 0,33 | 44 | -2 | -16 676 | 33 442 | 0,29 |
| Log-log KP | 0 | 0 | 0 | 0,21 | 0,40 | 43 | -3 | -16 782 | 33 653 | 0,00 |
| Log-linéaire KP | 0 | 1 | 1 | 0,22 | 0,39 | 43 | -3 | -16 787 | 33 663 | 0,00 |
| Linéaire KP | 1 | 1 | 1 | 0,06 | 0,25 | 43 | -3 | -16 778 | 33 645 | 0,00 |
| Référence : Box-Cox Lin 1 KP | 0,5 | 1 | 1 | 0,13 | 0,33 | 44 | | -16 676 | 33 442 | |
| Box-Cox Linéaire 1 retard | 0,5 | 1 | 1 | 0,21 | 0 | 43 | -1 | -16 678 | 33 445 | 0,03 |
| Box-Cox Linéaire 1 erreurs | 0,5 | 1 | 1 | 0 | 0,43 | 43 | -1 | -16 677 | 33 442 | 0,11 |
| Box-Cox Linéaire 1 | 0,5 | 1 | 1 | 0 | 0 | 42 | -2 | -16 682 | 33 452 | 0,00 |

| <i>Près de Dunkerque</i> | β_p | β_d | β_s | ρ | λ | N | ΔN | LV | AIC | LV-test |
|----------------------------------|-----------|-----------|-----------|--------|-----------|-----|------------|---------|--------|-------------|
| Référence : Box-Cox Lin 3 KP | 0,5 | 1,8 | -1,5 | 0,23 | 0,28 | 41 | | -10 600 | 21 285 | |
| Box-Cox Linéaire 3 retard | 0,5 | 1,8 | -1,5 | 0,34 | 0 | 40 | -1 | -10 601 | 21 285 | 0,11 |
| Box-Cox Linéaire 3 erreurs | 0,5 | 1,7 | -1,5 | 0 | 0,46 | 40 | -1 | -10 602 | 21 287 | 0,04 |
| Box-Cox Linéaire 3 | 0,5 | 1,7 | -1,5 | 0 | 0 | 39 | -2 | -10 607 | 21 296 | 0,00 |
| Box-Cox Linéaire 2 KP | 0,5 | 1,7 | 1 | 0,24 | 0,25 | 40 | -1 | -10 614 | 21 311 | 0,00 |
| Box-Cox Linéaire 1 KP | 0,5 | 1 | 1 | 0,24 | 0,25 | 39 | -2 | -10 615 | 21 312 | 0,00 |
| Log-log KP | 0 | 0 | 0 | 0,38 | 0,16 | 38 | -3 | -10 687 | 21 453 | 0,00 |
| Log-linéaire KP | 0 | 1 | 1 | 0,32 | 0,18 | 38 | -3 | -10 690 | 21 459 | 0,00 |
| Linéaire KP | 1 | 1 | 1 | 0,18 | 0,29 | 38 | -3 | -10 670 | 21 419 | 0,00 |
| Référence : Box-Cox Lin 3 retard | 0,5 | 1,8 | -1,5 | 0,34 | 0 | 40 | | -10 601 | 21 285 | |
| Box-Cox Linéaire 3 | 0,5 | 1,7 | -1,5 | 0 | 0 | 39 | -1 | -10 607 | 21 296 | 0,00 |
| Box-Cox Linéaire 2 retard | 0,5 | 1,8 | 1 | 0,34 | 0 | 39 | -1 | -10 615 | 21 311 | 0,00 |
| Box-Cox Linéaire 1 retard | 0,5 | 1 | 1 | 0,35 | 0 | 38 | -2 | -10 616 | 21 312 | 0,00 |
| Log-log retard | 0 | 0 | 0 | 0,45 | 0 | 37 | -3 | -10 687 | 21 452 | 0,00 |
| Log-linéaire retard | 0 | 1 | 1 | 0,38 | 0 | 37 | -3 | -10 690 | 21 457 | 0,00 |
| Linéaire retard | 1 | 1 | 1 | 0,31 | 0 | 37 | -3 | -10 671 | 21 420 | 0,00 |

| <i>Près de Rouen</i> | β_p | β_d | β_s | ρ | λ | N | ΔN | LV | AIC | LV-test |
|----------------------------------|-----------|-----------|-----------|--------|-----------|-----|------------|--------|---------------|-------------|
| Référence : Box-Cox Lin 3 KP | 0,5 | 0,2 | 1,3 | -0,07 | -0,09 | 48 | | -6 588 | 13 281 | |
| Box-Cox Linéaire 3 retard | 0,5 | 0,2 | 1,3 | -0,10 | 0 | 47 | -1 | -6 588 | 13 279 | 0,68 |
| Box-Cox Linéaire 3 erreurs | 0,5 | 0,2 | 1,3 | 0 | -0,16 | 47 | -1 | -6 588 | 13 279 | 0,51 |
| Box-Cox Linéaire 3 | 0,5 | 0,2 | 1,3 | 0 | 0 | 46 | -2 | -6 588 | 13 277 | 0,60 |
| Box-Cox Linéaire 2 KP | 0,5 | 0,2 | 1 | -0,08 | -0,08 | 47 | -1 | -6 588 | 13 279 | 0,48 |
| Box-Cox Linéaire 1 KP | 0,5 | 1 | 1 | -0,07 | -0,01 | 46 | -2 | -6 592 | 13 284 | 0,02 |
| Log-log KP | 0 | 0 | 0 | -0,11 | 0,01 | 45 | -3 | -6 644 | 13 386 | 0,00 |
| Log-linéaire KP | 0 | 1 | 1 | -0,06 | 0,04 | 45 | -3 | -6 648 | 13 395 | 0,00 |
| Linéaire KP | 1 | 1 | 1 | -0,10 | -0,06 | 45 | -3 | -6 633 | 13 364 | 0,00 |
| Référence : Box-Cox Lin 3 retard | 0,5 | 0,2 | 1,3 | -0,10 | 0 | 47 | | -6 588 | 13 279 | |
| Box-Cox Linéaire 3 | 0,5 | 0,2 | 1,3 | 0 | 0 | 46 | -1 | -6 588 | 13 277 | 0,36 |
| Box-Cox Linéaire 2 retard | 0,5 | 0,2 | 1 | -0,10 | 0 | 46 | -1 | -6 588 | 13 277 | 0,50 |
| Box-Cox Linéaire 1 retard | 0,5 | 1 | 1 | -0,08 | 0 | 45 | -2 | -6 592 | 13 282 | 0,02 |
| Log-log retard | 0 | 0 | 0 | -0,11 | 0 | 44 | -3 | -6 644 | 13 384 | 0,00 |
| Log-linéaire retard | 0 | 1 | 1 | -0,05 | 0 | 44 | -3 | -6 648 | 13 392 | 0,00 |
| Linéaire retard | 1 | 1 | 1 | -0,12 | 0 | 44 | -3 | -6 633 | 13 362 | 0,00 |
| Référence : Box-Cox Lin 3 | 0,5 | 0,2 | 1,3 | 0 | 0 | 46 | | -6 588 | 13 277 | |
| Box-Cox Linéaire 2 | 0,5 | 0 | 1,0 | 0 | 0 | 45 | -1 | -6 589 | 13 275 | 0,44 |
| Box-Cox Linéaire 1 | 0,5 | 1 | 1 | 0 | 0 | 44 | -2 | -6 592 | 13 280 | 0,02 |
| Log-log | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 43 | -3 | -6 644 | 13 382 | 0,00 |
| Log-linéaire | 0 | 1 | 1 | 0 | 0 | 43 | -3 | -6 648 | 13 390 | 0,00 |
| Linéaire | 1 | 1 | 1 | 0 | 0 | 43 | -3 | -6 634 | 13 361 | 0,00 |

Lecture : N : nombre de paramètres ; ΔN : écart avec le modèle de référence ; LV : log-vraisemblance. L^* « Akaike Information Criterion » (AIC) permet de comparer les vraisemblances en tenant compte du nombre de paramètres estimés ($AIC = 2N - 2LV$). Le modèle expliquant le mieux le prix des logements est celui dont l'AIC est le plus faible. LV-test : p-value test du rapport de vraisemblance avec le modèle de référence. ($LV\text{-test} = 1 - F(2\Delta LV)$ où F est la fonction de répartition d'un χ^2 à ΔN degrés de liberté). Le modèle explique mieux le prix des logements que le modèle de référence auquel il est comparé de façon significative au seuil de 5 % si la p-value de ce test est supérieure à 0,05. Par souci de parcimonie, nous considérons comme directement concurrents (indiqués en gras) les modèles qui ont l'AIC plus faible et/ou la p-value du test du maximum de vraisemblance la plus élevée. Le modèle Box-Cox linéaire 2 à retard spatial aurait également pu être retenu, mais le test du maximum de vraisemblance le comparant au modèle Box-Cox linéaire 2 conduit à le rejeter.

Champ : 1 389 transactions près de Bordeaux ; 936 transactions près de Dunkerque ; 571 transactions près de Rouen.

Sources : Notaires de France - Perval ; données complétées par le CETE Sud-Ouest et les auteurs.

TABLE 7 – L'effet des caractéristiques intrinsèques sur le prix du logement (extrait de la régression hédonique)

| Modèle Box-Cox Lin | Bordeaux | | | Dunkerque | | Rouen | | | |
|-------------------------|-------------|-------------|-------------|-------------|-------------|-------------|-------------|-------------|-------------|
| | 3 KP | 1 KP | 1 erreurs | 3 KP | 3 retard | 3 KP | 3 retard | 3 | 2 |
| Surface habitable | +++ | +++ | +++ | --- | --- | +++ | +++ | +++ | +++ |
| Surface de terrain | +++ | ++ | +++ | +++ | +++ | +++ | +++ | +++ | +++ |
| État (réf. moyen) | | | | | | | | | |
| - bon | <i>n.s.</i> | <i>n.s.</i> | <i>n.s.</i> | +++ | +++ | ++ | ++ | + | ++ |
| - moyen ou vieux | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- |
| Pièces (réf. 5) | | | | | | | | | |
| - moins de 3 | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- |
| - 4 | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- |
| - 6 | <i>n.s.</i> | <i>n.s.</i> | + | ++ | ++ | <i>n.s.</i> | <i>n.s.</i> | <i>n.s.</i> | <i>n.s.</i> |
| - 7 ou plus | + | + | ++ | ++ | ++ | ++ | ++ | ++ | ++ |
| Salles de bain (réf. 1) | | | | | | | | | |
| - 2 ou plus | | | | +++ | +++ | +++ | +++ | +++ | +++ |
| - 2 | +++ | +++ | +++ | | | | | | |
| - 3 ou plus | +++ | +++ | +++ | | | | | | |
| Parkings (réf. 0) | | | | | | | | | |
| - 1 | + | + | + | + | | | + | + | + |
| - 2 ou plus | +++ | +++ | +++ | | | ++ | ++ | ++ | ++ |
| Moins de 5 ans | +++ | +++ | +++ | | | | | | |
| Locaux annexes | <i>n.s.</i> | <i>n.s.</i> | <i>n.s.</i> | +++ | +++ | <i>n.s.</i> | <i>n.s.</i> | <i>n.s.</i> | <i>n.s.</i> |
| Dépendances | <i>n.s.</i> |
| Cave | <i>n.s.</i> | <i>n.s.</i> | <i>n.s.</i> | - | - | <i>n.s.</i> | <i>n.s.</i> | <i>n.s.</i> | <i>n.s.</i> |
| Sous-sol | +++ | +++ | +++ | -- | -- | +++ | +++ | +++ | +++ |
| Grenier | <i>n.s.</i> |
| Terrasse | <i>n.s.</i> | <i>n.s.</i> | <i>n.s.</i> | | | + | + | <i>n.s.</i> | <i>n.s.</i> |
| Piscine | +++ | +++ | +++ | | | | | | |

Lecture : '*n.s.*' : non significativement distinct de zéro.

+, ++, +++ et -, --, --- : significativement positif (négatif) aux seuils de 5 %, 1 % et 0,1 %.

'réf.' : modalité de référence.

Champ : 1 389 transactions d'achat-vente de maisons près de Bordeaux, 936 transactions d'achat-vente de maisons près de Dunkerque, 571 transactions d'achat-vente de maisons près de Rouen.

Sources : Notaires de France - Perval ; données complétées par les CETE Sud-Ouest, Nord-Picardie, Normandie-Centre et les auteurs.

Enfin, certaines communes semblent plus appréciées que d'autres²⁷. Près de Bordeaux, c'est la petite commune de Saint-Aubin-de-Médoc, « le village nature », qui attire les cadres de l'aérospatiale bordelais tandis que près de Rouen, l'accessibilité de la rive gauche prime sur le cadre bucolique de la rive droite. Dans le département du Nord, c'est la ville-centre de Dunkerque qui a la faveur des habitants.

Distance aux usines. Sur le site de Dunkerque, la proximité aux installations Seveso fait diminuer le prix du logement. Sur le site de Rouen, c'est la proximité des installations autorisées qui fait diminuer le prix du logement. En effet, sur ce site, les ménages perçoivent davantage les nuisances générées par les installations autorisées. Tout d'abord, les logements sont plus proches de ces installations que des installations Seveso (table 3). Par ailleurs, les installations autorisées, certes moins dangereuses, peuvent néanmoins être associées à des nuisances plus importantes que les installations à servitude. Ainsi, les dépôts de ferraille à Grand-Couronne, Moulineaux et Petit-Couronne génèrent des nuisances sonores, l'usine de production de chaleur à Grand-Couronne des nuisances olfactives.

La vue sur les usines ou la localisation dans une zone administrative de gestion du risque (plan particulier d'intervention (PPI), zone de maîtrise de l'urbanisation (zones Z1 et Z3)) n'ont pas d'effet additionnel significatif sur le prix des logements. Ce sont

²⁷ Le nombre relativement limité d'observations sur Rouen, combiné avec le grand nombre d'indicatrices spatiales, empêche d'estimer des indicatrices par commune.

en effet des zones administratives dont les futurs acquéreurs n'ont pas forcément connaissance : même dans les cas où l'information a été communiquée par les autorités, comme c'est le cas pour le plan particulier d'intervention²⁸, il faut être résident dans la zone au moment de la diffusion publique pour être informé.

Le site de Bordeaux est particulier puisqu'au contraire, la proximité de la poudrerie fait augmenter le prix du logement. Comme mentionné en introduction, le risque industriel n'est quasiment pas perçu. Anstine (2003) montre que le risque industriel, s'il n'est pas visible, perçu par des odeurs ou par une pollution de l'air, n'affecte pas le prix de l'immobilier. Ici, la proximité de la poudrerie est même valorisée, probablement parce que les alentours de l'usine sont caractérisés par un cadre verdoyant et particulièrement calme.

TABLE 8 – L'effet des caractéristiques intrinsèques et du temps sur le prix du logement (extrait de la régression hédonique)

| Modèle Box-Cox Lin | Bordeaux | | | Dunkerque | | Rouen | | | |
|---|----------|------|-----------|-----------|----------|-------|----------|------|------|
| | 3 KP | 1 KP | 1 erreurs | 3 KP | 3 retard | 3 KP | 3 retard | 3 | 2 |
| Marché à 500 m | n.s. | n.s. | n.s. | n.s. | n.s. | n.s. | n.s. | n.s. | n.s. |
| Pharmacie à 250 m | n.s. | n.s. | n.s. | n.s. | n.s. | -- | -- | -- | -- |
| Alimentation à 250 m | -- | -- | -- | n.s. | n.s. | n.s. | n.s. | n.s. | n.s. |
| École primaire à 500 m | n.s. | n.s. | n.s. | n.s. | n.s. | n.s. | n.s. | n.s. | n.s. |
| Collège ou lycée à 500 m | n.s. | n.s. | n.s. | --- | --- | n.s. | n.s. | n.s. | n.s. |
| Arrêt du bus à 250 m | n.s. | n.s. | n.s. | --- | --- | n.s. | n.s. | n.s. | n.s. |
| Parc urbain à 500 m | n.s. | n.s. | n.s. | n.s. | n.s. | n.s. | n.s. | n.s. | n.s. |
| Distance au centre-ville | n.s. | n.s. | n.s. | -- | -- | | | | |
| Dist. au centre-ville (rive droite) | | | | | | n.s. | n.s. | n.s. | n.s. |
| Dist. au centre-ville (rive gauche) | | | | | | -- | -- | -- | -- |
| Dist. au bac (rive gauche) | | | | | | --- | --- | --- | --- |
| Commune / aire : | | | | | | | | | |
| - <i>Le Haillan</i> (réf. St-Médard) | n.s. | n.s. | n.s. | | | | | | |
| - <i>Le Taillan-Médoc</i> | n.s. | n.s. | n.s. | | | | | | |
| - <i>Martignas-sur-Jalles</i> | n.s. | n.s. | n.s. | | | | | | |
| - <i>Mérignac</i> | n.s. | n.s. | n.s. | | | | | | |
| - <i>Saint-Aubin-de-Médoc</i> | +++ | +++ | +++ | | | | | | |
| - <i>Dunkerque</i> (réf. Coudekerque) | | | | ++ | ++ | | | | |
| - <i>Fort-Mardyck</i> | | | | + | + | | | | |
| - <i>Saint-Pol-sur-Mer</i> | | | | n.s. | n.s. | | | | |
| - <i>rive gauche</i> (réf. rive droite) | | | | | | +++ | +++ | +++ | +++ |

| Modèle Box-Cox Lin | Bordeaux | | | Dunkerque | | Rouen | | | |
|------------------------|----------|------|-----------|-----------|----------|-------|----------|------|------|
| | 3 KP | 1 KP | 1 erreurs | 3 KP | 3 retard | 3 KP | 3 retard | 3 | 2 |
| Distance aux usines(*) | -- | -- | -- | +++ | +++ | +++ | +++ | +++ | +++ |
| - après accident AZF | n.s. | n.s. | n.s. | n.s. | n.s. | n.s. | n.s. | n.s. | n.s. |
| - après loi Bachelot | n.s. | n.s. | n.s. | n.s. | n.s. | n.s. | n.s. | n.s. | n.s. |
| - après création CLIC | | | | n.s. | n.s. | + | + | + | + |
| - après révision PPI | | | | n.s. | n.s. | | | | |
| - après diffusion PPI | | | | | | n.s. | n.s. | n.s. | n.s. |
| - après accident local | | | | | | n.s. | n.s. | n.s. | n.s. |
| Après accident d'AZF | n.s. | n.s. | n.s. | n.s. | -- | n.s. | n.s. | n.s. | n.s. |
| Après loi Bachelot | n.s. | n.s. | n.s. | n.s. | n.s. | n.s. | n.s. | n.s. | n.s. |
| Après création du CLIC | | | | + | + | + | + | + | + |
| Après révision du PPI | | | | + | + | | | | |
| Après com. du PPI | | | | | | n.s. | n.s. | n.s. | n.s. |
| Zone soumise au PPI | | | | n.s. | n.s. | n.s. | n.s. | n.s. | n.s. |
| Zone Z1 | | | | | | n.s. | n.s. | n.s. | n.s. |
| Zone Z3 | | | | | | n.s. | n.s. | n.s. | n.s. |
| Vue sur les usines | | | | | | n.s. | n.s. | n.s. | n.s. |
| Tendance temporelle | +++ | +++ | +++ | +++ | +++ | +++ | +++ | +++ | +++ |

Lecture : 'n.s.' : non significativement distinct de zéro. +, ++, +++ et -, --, --- : significativement positif (négatif) aux seuils de 5 %, 1 % et 0,1 %. 'réf.' : modalité de référence. (*) La distance aux usines correspond à la distance aux installations Seveso près de Dunkerque et à la distance aux installations autorisées près de Rouen.

Champ : 1 389 transactions d'achat-vente de maisons près de Bordeaux, 936 transactions d'achat-vente de maisons près de Dunkerque, 571 transactions d'achat-vente de maisons près de Rouen.

Sources : Notaires de France - Perval; données complétées par les CETE Sud-Ouest, Nord-Picardie, Normandie-Centre et les auteurs.

²⁸ Une plaquette d'information a été diffusée en 2006 près de Dunkerque et en 2007 près de Rouen (table 1).

IV.2. Le prix implicite de l'éloignement aux industries

Sauf dans certains modèles bien spécifiques, tels que le modèle linéaire, le prix implicite varie d'une maison à l'autre, i.e. d'un ménage à l'autre. La table 9 fournit les quartiles de la distribution du prix implicite de l'éloignement aux installations industrielles dangereuses sur l'ensemble de la période d'étude sur les sites de Dunkerque et Rouen.

TABLE 9 – Prix implicites

| Quartiles | En -€/m | | | En % / 100 m | | |
|---|------------------|----------------|------|--------------|----------------|------|
| | 1er | 2ème (médiane) | 3ème | 1er | 2ème (médiane) | 3ème |
| | <i>Dunkerque</i> | | | | | |
| Modèle Box-Cox linéaire 3 Kelejian Prucha | 5,7 | 10,3 | 15,0 | 0,6 | 1,0 | 1,6 |
| 3 retard | 6,3 | 11,3 | 16,8 | 0,6 | 1,1 | 1,8 |
| | <i>Rouen</i> | | | | | |
| Modèle Box-Cox linéaire 3 Kelejian Prucha | 11,9 | 17,2 | 23,8 | 0,9 | 1,5 | 2,4 |
| 3 retard | 11,8 | 16,9 | 23,4 | 0,9 | 1,5 | 2,3 |
| 3 | 12,2 | 17,7 | 24,6 | 1,0 | 1,5 | 2,3 |
| 2 | 12,2 | 17,8 | 24,7 | 1,0 | 1,5 | 2,4 |

Lecture : un éloignement additionnel d'un mètre d'une installation Seveso près de Dunkerque (respectivement autorisée près de Rouen) augmente en médiane le prix du logement d'une dizaine d'euros ; un éloignement additionnel de 100 mètres augmente en médiane le prix du logement de 1 % près de Dunkerque et de 1,5 % près de Rouen. Les disparités entre les montants des prix implicites des deux sites peuvent traduire des différences en termes de perceptions du risque mais aussi de marchés immobiliers locaux.

Champ : 936 transactions d'achat-vente de maisons près de Dunkerque, 571 transactions d'achat-vente de maisons près de Rouen.

Source : Notaires de France - Perval.

Le prix implicite peut s'interpréter comme le consentement marginal à payer pour s'éloigner d'un mètre des usines (encadré 2). Le consentement à payer médian pour s'éloigner d'un mètre de plus d'une installation Seveso près de Dunkerque ou autorisée près de Rouen est ainsi de l'ordre d'une dizaine d'euros (table 9). Le consentement à payer médian pour s'éloigner de 100 mètres de plus représente 1 % du prix du logement près de Dunkerque et 1,5 % près de Rouen. Ces ordres de grandeur sont conformes aux autres études portant sur ce type d'industries (table 5).

Ces valeurs peuvent être biaisées à cause de l'autosélection sur le marché du logement. Par exemple, les ménages averses au risque ont un consentement marginal à payer plus élevé pour s'éloigner de la source du risque et s'installent donc plus loin des industries dangereuses. Bien que le périmètre d'étude soit étendu (table 3), le fait qu'il soit centré autour des usines peut induire une sous-estimation du consentement marginal à payer pour s'éloigner des usines.

IV.3. L'absence d'effet des événements liés au risque

Les dispositifs d'information, les incidents, la catastrophe d'AZF ou le régime d'assurance des catastrophes technologiques ne modifient pas significativement le prix implicite de la proximité des installations industrielles (table 8). Seule la création du comité local d'information et de concertation (CLIC) semble augmenter le consentement à payer des ménages pour s'éloigner des installations autorisées près de Rouen ; cette création est sans effet près de Dunkerque.

Les dispositifs d'information. Le faible impact des dispositifs d'information s'explique en partie par la modeste participation des riverains à ces comités. L'appartenance à la zone du plan particulier d'intervention est également sans effet significatif, probablement car cette information peut ne pas arriver au futur acquéreur. Par ailleurs, ces dispositifs administratifs combinent information et prévention. Or, les mesures de prévention annoncées peuvent rassurer et ainsi compenser l'effet de révélation du risque.

La catastrophe d'AZF. L'absence d'effet significatif de l'accident d'AZF confirme les résultats de Travers et al. (2009) relatifs au site de Port-Jérôme (Seine-Maritime). Sur le site de Rouen est pourtant installée Grande Paroisse Normandie. Cette usine a une activité similaire à celle d'AZF et appartient à la même société, Grande Paroisse (filiale du groupe Total). Cette présence aurait ainsi pu augmenter la sensibilisation de la population aux dangers liés aux industries dangereuses suite à la catastrophe d'AZF en 2001.

La loi Bachelot et la mise en place du régime d'assurance des catastrophes technologiques. Le système assurance améliore la couverture des ménages ; sa création en 2003 devrait donc diminuer le prix implicite de l'éloignement aux usines. La garantie contre les catastrophes technologiques est obligatoirement incluse dans les contrats d'assurance habitation, largement souscrite

par les ménages métropolitains (Calvet et Grislain-Létrémy, 2011). Cependant, la couverture offerte par cette garantie est restreinte, puisqu'elle se limite à l'immobilier de la résidence principale, et probablement même méconnue, car les ménages ignorent souvent le détail de leur contrat d'assurance. Cette méconnaissance est d'autant plus probable que la prime catastrophes technologiques, incluse dans la prime d'assurance habitation, correspond à quelques euros par an. Par ailleurs, les ménages, même s'ils étaient informés de la loi de 2003, ont pu être davantage sensibilisés à d'autres mesures plus médiatisées de la loi.

V. Conclusion

Cette étude montre que les prix sont plus bas à proximité des usines sur les sites de Dunkerque et de Rouen, mais pas sur le site de Bordeaux. Ainsi l'effet de la proximité d'industries dangereuses sur le prix des logements dépend du type d'activité industrielle, de l'historique du site ainsi que du marché local de l'immobilier. Par ailleurs, les résultats suggèrent que la diminution du prix des logements du fait de leur proximité aux industries dangereuses n'est modifiée ni par les incidents locaux, ni par les dispositifs d'information, ni par la mise en place d'un régime d'assurance.

Ces résultats fournissent des premières indications quant à l'effet des PPRT sur l'immobilier à proximité des installations industrielles. Un PPRT peut révéler le risque, mais les résultats de cette étude suggèrent que l'effet d'une révélation du risque sur le prix de l'immobilier sera faible²⁹.

Par ailleurs, la mise en place d'un PPRT pourrait modifier à la hausse le prix de l'immobilier par trois autres mécanismes. Tout d'abord, la décision dans le cadre du PPRT de mesures supplémentaires de réduction du risque par l'industriel diminuerait l'exposition des riverains et revaloriserait leurs biens. De plus, le PPRT pourrait impliquer une interdiction de construire dans des zones très exposées. Cette interdiction de construire, en raréfiant l'offre future de logements et surtout en garantissant l'absence de nouveaux voisins, pourrait augmenter le prix des biens situés dans la zone circonscrite d'interdiction de construire. Enfin, l'expropriation de certains ménages pourrait également augmenter la pression foncière dans les zones exposées et même au-delà. Cependant, au vu du nombre très restreint de ménages concernés, ces deux derniers effets sont sans doute négligeables en comparaison de la valorisation des mesures de prévention.

Ainsi, l'effet net de la mise en place des PPRT sur le prix de l'immobilier pourrait correspondre à une hausse ou à une baisse du prix de l'immobilier à proximité des industries dangereuses. L'effet net pourrait également être nul, comme pour les plans de prévention des risques naturels (Deronzier et Terra, 2006). Une analyse approfondie quelques années après la mise en œuvre de nombreux PPRT dans des zones urbanisées sera nécessaire pour estimer l'effet des PPRT sur l'immobilier.

Cette analyse, tout comme une future analyse de l'impact des PPRT, sont d'autant plus utiles pour les risques industriels que la présence de l'industrie responsable du risque complique l'acceptabilité des politiques de prévention. Le pouvoir de négociation entre le maire et l'industriel détermine la répartition des coûts et bénéfices de ces mesures de prévention et donc l'importance des efforts consentis par les populations et les communes (Grislain-Létrémy et Villeneuve, 2011). Cette répartition est ainsi un sujet sensible et important. Dans le cas des PPRT, la répartition des coûts directs est définie en amont, puisque chaque plan est financé par une convention tripartite entre l'Etat, les collectivités locales et l'industriel dont les modalités sont décidées au terme de négociations entre ces acteurs. Mais la répartition d'autres coûts plus indirects, tels que l'impact sur le prix des logements exposés, n'est pas tranchée, d'où l'inquiétude de certains acteurs locaux.

²⁹ Par ailleurs, le PPRT apportant une information qui sera inéluctablement révélée à terme, cette potentielle diminution du prix n'affecterait dans tous les cas que le propriétaire au moment de cette révélation.

VI. Références

- Anselin, L., 2002. Under the Hood. Issues in the Specification and Interpretation of Spatial Regression Models. *Agricultural Economics* 27, 247–267.
- Anselin, L., Bera, A.K., Florax, R., Yoon, M.J., 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, 345–358.
- Baudry, M., Maslianskaïa-Pautrel, M., 2011. Une Remise en Cause de la Méthode des Prix Hédoniques en Présence d'une Segmentation de Marché. *Revue Economique* 62, 567–578.
- Bin, O., Kruse, J.B., Landry, C.E., 2008. Flood Hazards, Insurance Rates, and Amenities : Evidence from the Coastal Housing Market. *Journal of Risk and Insurance* 75, 63–82.
- Box, G.E.P., Cox, D.R., 1964. An Analysis of Transformations. *Journal of the Royal Statistical Society* 26, 211–252.
- Boxall, P.C., Chan, W.H., 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, 248–269.
- Calvet, L., Grislain-Letrémy, C., 2011. L'assurance habitation dans les départements d'Outre-mer : une faible souscription. *Economie et Statistique Numéro* 447, 57–70.
- Carroll, T.M., Claretie, T., Jensen, J., Waddoups, M., 1996. The Economic Impact of a Transient Hazard on Property Values : The 1988 PEPCON Explosion in Henderson, Nevada. *Journal of Real Estate Finance and Economics* 13, 143–167.
- Cassel, E., Mendelsohn, R., 1985. The Choice of Functional Forms for Hedonic Price Equations : Comment. *Journal of Urban Economics* 18, 135–142.
- Chabbal, J., 2005. Le Risque Invisible, la Non-émergence d'un Problème Public. *Politix* 18, 169–195.
- Clark, D.E., Nieves, L.A., 1994. An Interregional Hedonic Analysis of Noxious Facility Impacts on Local Wages and Property Values. *Journal of Environmental Economics and Management* 27, 235–253.
- Cropper, M.L., Deck, L.B., McConnell, K.E., 1988. On the Choice of Functional Form for Hedonic Price Functions. *Review of Economics and Statistics* 70, 668–675.
- Deronzier, P., Terra, S., 2006. Bénéfices Economiques de la Protection contre le Risque d'Inondation. Document de travail de la Direction des Etudes Economiques et de l'Évaluation Environnementale, Série Etudes 06-E05 Numéro 5.
- Elhorst, J.P., 2010. Applied Spatial Econometrics : Raising the Bar. *Spatial Economic Analysis* 5, 9–28.
- Farber, S., 1998. SURVEY Undesirable Facilities and Property Values : A Summary of Empirical Studies. *Ecological Economics* 24, 1–14.
- Flower, P.C., Ragas, W.R., 1994. The Effects of Refineries on Neighborhood Property Values. *Journal of Real Estate Research* 9, 319–338.
- Freeman, A.M., 2003. The Measurement of Environmental and Resource Values : Theory and Methods. *Resource for the Future*. Chapter Property Value Models.
- Gayer, T., Hamilton, J.T., Viscusi, W.K., 2000. Private Values of Risk Tradeoffs at Superfund Sites : Housing Market Evidence on Learning about Risk. *Review of Economics and Statistics* 82, 439–451.
- Greenstone, M., Gayer, T., 2009. Quasi-experimental and Experimental Approaches to Environmental Economics. *Journal of Environmental Economics and Management* 57, 21–44.
- Grislain-Letrémy, C., Villeneuve, B., 2011. Natural and Industrial Disasters : Land Use and Insurance. *Cahier de la Chaire Finance et Développement Durable* 45.
- Harrison, D.M., Smersh, G.T., Arthur L. Schwartz, J., 2001. Environmental Determinants of Housing Prices : The Impact of Flood Zone Status. *Journal of Real Estate Research* 21.
- Kohlhase, J.E., 1991. The Impact of Toxic Waste Sites on Housing Values. *Journal of Urban Economics* 30, 1–26.

- Kuminoff, N.V., Parmeter, C.F., Pope, J.C., 2010. Which Hedonic Models Can We Trust to Recover the Marginal Willingness to Pay for Environmental Amenities? *Journal of Environmental Economics and Management* 60, 145–160.
- Maani, S.A., 1991. Risk and Information: A Hedonic Price Study in the New Zealand Housing Market. *Economic Record* 67, 227–236.
- MacDonald, D.N., White, H.L., Taube, P.M., Huth, W.L., 1990. Flood Hazard Pricing and Insurance Premium Differentials : Evidence from the Housing Market. *Journal of Risk and Insurance* 57, 654–663.
- Martinais, E., 2007. L'Administration des Risques Industriels : Entre Renouveau et Stabilité. *Regards Sur l'Actualité, La Documentation Française*, 25–37.
- Maslianskaïa-Pautrel, M., 2008. La Valorisation de la Qualité de l'Air Par l'Approche Hédonique : Une Revue de la Littérature.
- McMillen, D.P., McDonald, J., 2004. Reaction of House Prices to a New Rapid Transit Line : Chicago's Midway Line, 1983-1999. *Real Estate Economics* 32, 463–486.
- Morgan, A., 2007. The Impact of Hurricane Ivan on Expected Flood Losses, Perceived Flood Risk, and Property Values. *Journal of Housing Research* 16, 47–60.
- Palmquist, R.B., 1991. *Measuring the Demand for Environmental Improvement*. Amsterdam : North-Holland. Chapter Hedonic Methods.
- Picard, P., Chemarin, S., 2004. *Appréhension et Prévention des Risques Industriels*. Technical Report. Cepremap.
- Rosen, S., 1974. Hedonic Prices and Implicit Markets : Product Differentiation in Pure Competition. *Journal of Political Economy* 82, 34–55.
- Sauvage, L., 1997. *L'Impact du Risque Industriel sur l'Immobilier*. Association des Etudes Foncières.
- Travers, M., Bonnet, E., Chevé, M., Appéré, G., 2009. Risques Industriels et Zone Naturelle Estuarienne : Une Analyse Hédoniste Spatiale. *Economie et Prévision* 4-5, 136–158.

VII. Annexes : statistiques descriptives

TABLE 10 – Statistiques descriptives des caractéristiques intrinsèques des logements

| Variable | Site | Moyenne | Ecart-type | Minimum | Maximum |
|---|-----------|---|-------------------------|---------------------|---------|
| Prix ttc au 1er janvier 2009 | Bordeaux | 242 727 | 98 100 | 31 887 | 788 572 |
| | Dunkerque | 125 920 | 42 358 | 13 399 | 332 241 |
| | Rouen | 146 054 | 63 802 | 12 159 | 570 817 |
| Maison ou appartement | Bordeaux | Maison : 83% | | Appartement : 17% | |
| | Dunkerque | Maison : 87% | | Appartement : 13% | |
| | Rouen | Maison : 72% | | Appartement : 28% | |
| Moins ou plus de 5 ans | Bordeaux | Moins de 5 ans : 23% | | Plus de 5 ans : 77% | |
| | Dunkerque | Moins de 5 ans : 3% | | Plus de 5 ans : 97% | |
| | Rouen | Moins de 5 ans : 22% | | Plus de 5 ans : 78% | |
| Etat (†) | Bordeaux | Bon : 91% | Travaux à prévoir : 7% | A rénover : 2% | |
| | Dunkerque | Bon : 72% | Travaux à prévoir : 23% | A rénover : 5% | |
| | Rouen | Bon : 80% | Travaux à prévoir : 13% | A rénover : 7% | |
| Surface habitable (◊) | Bordeaux | 108 | 42 | 19 | 350 |
| | Dunkerque | 96 | 27 | 27 | 300 |
| | Rouen | 87 | 35 | 30 | 300 |
| Nombre de pièces (*) | Bordeaux | 4,6 | 1,5 | 0 | 10 |
| | Dunkerque | 4,7 | 1,3 | 0 | 13 |
| | Rouen | 4,4 | 1,6 | 0 | 11 |
| Nombre de salles de bains | Bordeaux | 1,3 | 0,5 | 0 | 6 |
| | Dunkerque | - | - | - | - |
| | Rouen | 1,2 | 0,4 | 0 | 3 |
| Nombre de parkings | Bordeaux | Sans parking : 357 ; 1 parking : 1196 ; 2 ou plus : 233 | | | |
| | Dunkerque | Sans parking : 1108 ; 1 parking : 77 ; 2 ou plus : 11 | | | |
| | Rouen | Sans parking : 218 ; 1 parking : 407 ; 2 ou plus : 211 | | | |
| Présence d'une terrasse, balcon ou loggia | Bordeaux | Oui : 19% | | Non : 81% | |
| | Dunkerque | Oui : 4% | | Non : 96% | |
| | Rouen | Oui : 15% | | Non : 85% | |
| Présence d'un ascenseur | Bordeaux | Oui : 3% | | Non : 97% | |
| | Dunkerque | Oui : 5% | | Non : 95% | |
| | Rouen | Oui : 4% | | Non : 96% | |
| Présence d'une piscine | Bordeaux | Oui : 12% | | Non : 88% | |
| | Dunkerque | Oui : 0% | | Non : 100% | |
| | Rouen | Oui : 0% | | Non : 100% | |
| Présence de dépendances | Bordeaux | Oui : 9% | | Non : 91% | |
| | Dunkerque | Oui : 13% | | Non : 87% | |
| | Rouen | Oui : 15% | | Non : 85% | |
| Surface de terrain | Bordeaux | Médiane : 800 | | | |
| | Dunkerque | - | | | |
| | Rouen | Médiane : 493 | | | |

Lecture :

(*) les chambres de bonne sont considérées comme n'ayant aucune pièce ;

(†) la moitié des observations sur le site de Bordeaux ne sont pas renseignées quant à l'état du logement ;

(◊) la surface imputée aux observations correspondant aux valeurs manquantes est la moyenne de la surface des cinq plus proches voisins ayant le même nombre de pièces.

Champ : 2 006 observations pour le site de Bordeaux, 1 301 pour celui de Dunkerque et 874 pour celui de Rouen.

Sources : Notaires de France - Perval ; données recueillies et standardisées par les CETE Normandie-Centre, Nord- Picardie, Sud-Ouest.

TABLE 11 – Statistiques descriptives des caractéristiques de localisation

| Variable | Site | Moyenne | Ecart-type | Minimum | Maximum |
|--|-----------|-------------------------------------|----------------------------|-------------------|-----------------|
| <i>Proximité du centre et des services (commerces et services publics)</i> | | | | | |
| Distance au centre ville de la principale agglomération | Bordeaux | < 500 m : | | ≥ 500 m : | |
| | Dunkerque | < 500 m : | | ≥ 500 m : | |
| | Rouen | < 500 m : | | ≥ 500 m : | |
| Distance à la place du marché | Bordeaux | < 500 m : 24% | | ≥ 500 m : 76% | |
| | Dunkerque | < 500 m : 28% | | ≥ 500 m : 72% | |
| | Rouen | < 500 m : 21% | | ≥ 500 m : 79% | |
| Distance à une pharmacie | Bordeaux | < 250 m : 21% | | ≥ 250 m : 79% | |
| | Dunkerque | < 250 m : 47% | | ≥ 250 m : 53% | |
| | Rouen | < 250 m : 25% | | ≥ 250 m : 75% | |
| Distance à un commerce d'alimentation | Bordeaux | < 250 m : 23% | | ≥ 250 m : 77% | |
| | Dunkerque | < 250 m : 69% | | ≥ 250 m : 31% | |
| | Rouen | < 250 m : 43% | | ≥ 250 m : 57% | |
| Distance à un arrêt de bus | Bordeaux | < 250 m : 52% | Entre 250 m et 400 m : 22% | ≥ 400 m : 26% | |
| | Dunkerque | < 250 m : 86% | Entre 250 m et 400 m : 10% | ≥ 400 m : 4% | |
| | Rouen | < 250 m : 75% | Entre 250 m et 400 m : 22% | ≥ 400 m : 3% | |
| Distance à un parc urbain | Bordeaux | < 500 m : 37% | | ≥ 500 m : 63% | |
| | Dunkerque | < 500 m : 72% | | ≥ 500 m : 28% | |
| | Rouen | < 500 m : 24% | | ≥ 500 m : 76% | |
| Distance à un établissement maternel ou primaire | Bordeaux | < 500 m : 34% | | ≥ 500 m : 66% | |
| | Dunkerque | < 500 m : 92% | | ≥ 500 m : 8% | |
| | Rouen | < 500 m : 31% | | ≥ 500 m : 69% | |
| Distance à un établissement secondaire | Bordeaux | < 500 m : 14% | | ≥ 500 m : 86% | |
| | Dunkerque | < 500 m : 51% | | ≥ 500 m : 49% | |
| | Rouen | < 500 m : 26% | | ≥ 500 m : 74% | |
| <i>Exposition au risque industriel</i> | | | | | |
| Distance à l'installation industrielle Seveso la plus proche (m) | Bordeaux | 4 626 | 1 922 | 532 | 10 379 |
| | Dunkerque | 1 680 | 907 | 41 | 4 084 |
| | Rouen | 1 323 | 903 | 64 | 5 142 |
| Distance à l'installation industrielle autorisée la plus proche (m) | Bordeaux | 1 778 | 1 027 | 49 | 5 279 |
| | Dunkerque | 1 294 | 611 | 188 | 3 452 |
| | Rouen | 892 | 564 | 64 | 2 884 |
| Appartenance aux zones Z1, Z2 et Z3 | Bordeaux | Non pertinent | | | |
| | Dunkerque | En dehors : 100% | | | |
| | Rouen | Z1 : 4% ; Z2 : 3% ; en dehors : 93% | | | |
| Appartenance à la zone du plan particulier d'intervention | Bordeaux | Oui : 1% | | Non : 99% | |
| | Dunkerque | Oui : 28% | | Non : 72% | |
| | Rouen | Oui : 77% | | Non : 23% | |
| Vue sur l'installation industrielle | Rouen | Oui : 90% | | Non : 10% | |
| <i>Exposition à d'autres risques ou nuisances</i> | | | | | |
| Servitudes ou PàC (*) pour risque naturel (RN) ou autre (AR) | Bordeaux | (RN) Oui : 3% | (RN) Non : 97% | (AR) Oui : 0% | (AR) Non : 100% |
| | Dunkerque | (RN) Non pertinent | | (AR) Oui : 0% | (AR) Non : 100% |
| | Rouen | (RN) Oui : 3% | (RN) Non : 97% | (AR) Oui : 18% | (AR) Non : 82% |
| Zone de pollution accidentelle résiduelle | Bordeaux | Non pertinent | | | |
| | Dunkerque | Non pertinent | | | |
| | Rouen | Oui : 4% | | Non : 96% | |
| Exposition sonore à une infrastructure de transport terrestre (T) / aérien (A) (★) | Bordeaux | (T) Oui : 2% | (T) Non : 98% | (A) Oui : 13% | (A) Non : 87% |
| | Dunkerque | (T) Oui : 37% | (T) Non : 63% | (A) Non pertinent | |
| | Rouen | (T) Oui : 32% | (T) Non : 68% | (A) Non pertinent | |
| Appartenance à une zone de protection naturelle | Bordeaux | Oui : 1% | | Non : 99% | |
| | Dunkerque | Non pertinent | | | |
| | Rouen | Oui : 7% | | Non : 93% | |
| Appartenance à une zone de servitude d'un monument historique | Bordeaux | Oui : 0% | | Non : 100% | |
| | Dunkerque | Oui : 3% | | Non : 97% | |
| | Rouen | Oui : 37% | | Non : 63% | |

Lecture :

(*) PàC signifie Porter à Connaissance ;

(★) le logement est exposé à une infrastructure de transport terrestre si le bruit dépasse 60 dB et à une infrastructure de transport aérien si le bruit dépasse 50 dB.

Champ : 2 006 observations pour le site de Bordeaux, 1 301 pour celui de Dunkerque et 874 pour celui de Rouen.

Sources : données recueillies et standardisées par les CETE Normandie-Centre, Nord-Picardie, Sud-Ouest.

Commissariat général au développement durable

Service de l'économie, de l'évaluation et de l'intégration du développement durable

Tour Voltaire

92055 La Défense cedex

Tél : 01.40.81.21.22

Retrouver cette publication sur le site :

<http://www.developpement-durable.gouv.fr/developpement-durable/>

Les risques industriels et le prix des logements

Le prix des logements peut diminuer du fait de la proximité d'installations industrielles. Cet effet dépend de la perception du risque par les riverains et est donc potentiellement modifié par des événements changeant la perception du risque, tels que les plans de prévention des risques technologiques. L'impact de ces plans est difficile à estimer, car les plans mis en œuvre en zones urbanisées sont récents. Cependant, l'analyse d'autres événements modifiant la perception du risque permet d'apporter des premiers éléments de réponse.

Les trois zones urbanisées étudiées sont situées à proximité d'installations industrielles des agglomérations de Bordeaux, Dunkerque et Rouen. La méthode des prix hédoniques permet d'estimer l'effet de la proximité des usines sur les prix des logements. Les résultats suggèrent que les écarts de prix ne sont modifiés ni par les incidents locaux, la catastrophe d'AZF, les dispositifs d'information, ni par la mise en place du régime d'assurance catastrophes technologiques.

Industrial Risks and Housing Prices

Housing prices can decrease because of proximity to hazardous industrial plants. As this effect depends on households' perception of risk, it can be modified by events that change risk perception, such as technological risk prevention plans in France. The impact of these plans is difficult to estimate because their implementation in urban zones is very recent. However, the study of other events modifying risk perception provides partial answer.

The three studied areas are located in the vicinity of hazardous industrial plants near important French cities: Bordeaux, Dunkirk and Rouen. Applying hedonic price method enables to estimate the effect of proximity to hazardous industrial plants on housing prices. Results suggest that these price differences are modified neither by local incidents, the AZF accident, information policies, nor by the implementation of the technological disasters insurance system.



Dépôt légal : Septembre 2013
ISSN : 2102 - 4723