

L'information aux acheteurs affecte-t-elle le prix de vente des logements ? L'obligation d'information et le modèle de prix hédoniques – un test sur données françaises

Does information to buyers affect the sales price of housing? Mandatory disclosure and the hedonic price model – A test on French data

Amélie Mauroux*

Résumé – Sous l'hypothèse d'information parfaite et complète, les prix hédoniques peuvent s'interpréter comme un consentement marginal à payer. Or, cette hypothèse peut sembler forte, notamment dans le cas de l'exposition aux risques naturels. Cette hypothèse est testée pour le marché de l'immobilier en France en évaluant l'impact d'un choc informationnel, la mise œuvre le 1^{er} juin 2006 de l'obligation d'information des acquéreurs et locataires (IAL), sur les prix immobiliers. Si l'information des acheteurs était parfaite, l'impact devrait être nul. Un modèle de prix hédonique en différences de différences est estimé sur la base des données notariales croisées avec la cartographie des zonages règlementés des Plans de prévention des risques inondations. Les résultats ne font pas apparaître d'effet de la mise en place de l'IAL sur les prix moyens des logements concernés. Néanmoins, pour certaines catégories de biens (appartements en rez-de-chaussée) et de communes (zones peu tendues telle zone Robien dite « recentrée » C), l'effet estimé est négatif et significatif, signe que l'ensemble des acheteurs n'étaient pas initialement en information parfaite et complète.

Abstract – Under the assumption of complete and perfect information, hedonic prices can be interpreted as marginal willingness to pay. This assumption may appear strong, especially in cases of exposure to natural risks. This assumption is tested for the French real estate market: we assess the impact of an informational shock – the implementation of the obligation to inform buyers and tenants (IAL) on 1st June 2006 – on real estate prices. If the information available to buyers was perfect, there should not be any impact. A hedonic price model is estimated in difference-in-differences, using notarial data spatially matched with maps of regulated zones covered by flood risk prevention plans. The results do not show an impact of the introduction of the IAL on the average price of the houses concerned. However, for certain categories of properties (ground floor apartments) and certain municipalities (where the housing market is the least tense, such as the so-called 'recentred' Robien zone C), the estimated impact is negative and significant, a sign that not all buyers were initially in a situation of complete and perfect information.

Codes JEL / JEL Classification: Q58, Q54, R21

Mots-clés : prix hédoniques, quasi-expérimentation, perception des risques, information des acquéreurs et des locataires, évaluation de politiques publiques

Keywords: hedonic prices, quasi-experiment, risk perception, sellers' disclosure statements, public policy evaluation

* Crest, CGDD et LeDA, Université Paris Dauphine au moment de la rédaction de cet article (amelie.mauroux@travail.gouv.fr).

L'auteure remercie Clément Carbonnier, Laurent Gobillon, Ronan Le Saout, Benjamin Vignolles et Bertrand Villeneuve pour leurs remarques sur une version initiale, ainsi que Vincent Marcus, Tedjani Tarayoun et Mariia Ostapchuk (SEEDD) pour leurs travaux à un stade préliminaire du projet. Elle remercie également la Direction de la Prévention des Risques Naturels, notamment Jacques Faye, et les membres de l'Observatoire National des Risques Naturels. Elle remercie enfin deux rapporteurs anonymes pour leurs commentaires et leurs suggestions.

Reçu le 14 juin 2017, accepté après révisions le 20 juillet 2018

Rappel :

Les jugements et opinions exprimés par les auteurs n'engagent qu'eux mêmes, et non les institutions auxquelles ils appartiennent, ni a fortiori l'Insee.

La théorie des prix hédoniques (Rosen, 1974) est le cadre conceptuel de référence pour l'analyse des prix immobiliers. Sous les hypothèses de rationalité des agents et d'information parfaite et complète des acheteurs et des vendeurs sur l'ensemble des attributs du bien, les prix hédoniques peuvent s'interpréter comme le consentement marginal à payer pour ces attributs. Or, cette hypothèse peut sembler forte dans certains cas car il peut exister des asymétries d'informations entre acheteurs et vendeurs (Pope, 2008a), voire une absence d'information, sur certains attributs. C'est notamment le cas de l'exposition aux risques environnementaux : en 2013, un habitant d'une commune exposée au risque inondation sur cinq déclarait qu'il ignorait la présence de ce risque lors de son installation, un sur deux qu'il en était conscient, mais qu'il avait alors considéré le risque comme minime (Enquête du SOeS sur le sentiment d'exposition aux risques, voir Pautard, 2014).

Cet article cherche à tester l'hypothèse d'information parfaite et complète des agents sur les marchés immobiliers français. Pour cela, il évalue l'effet d'un choc d'information – l'introduction de l'obligation d'information des acquéreurs et locataires (IAL) sur les risques naturels et technologiques le 1^{er} juin 2006 – sur les prix de vente des logements anciens et sur la perception des risques naturels des habitants des zones exposées. Depuis cette date, les acheteurs doivent en effet être informés de l'exposition aux risques du logement qu'ils souhaitent acquérir dès lors que ce dernier est situé à l'intérieur du périmètre d'un plan de prévention des risques (PPR) ou dans une zone sismique (encadré 1).

Les travaux cherchant à tester le niveau d'information et la perception des risques utilisent souvent les catastrophes naturelles majeures comme un choc exogène d'information, dans la mesure où elles sont la manifestation de l'aléa naturel (Montz & Tobin, 1988, 1994 ; Bin & Polasky, 2004 ; Harrison *et al.* 2001 ; Beron *et al.*, 1997). Néanmoins, les biens et leur environnement direct subissent aussi des dommages matériels. Par conséquent, l'effet estimé intègre à la fois l'ajustement de la perception du risque et, au moins à court terme, la dégradation de la qualité des biens, voire même la hausse de l'exposition au risque si les ouvrages de protection ont été endommagés¹.

Au contraire, les dispositifs d'information aux acquéreurs (*sellers' disclosure statement*,

dispositif existant aux États-Unis), dont l'effet attendu est d'améliorer la perception des risques des agents ne modifient ni les caractéristiques propres du bien, ni celles de son environnement, ni le niveau d'exposition objective au risque. Lorsqu'ils n'ont pas été anticipés, ils peuvent être donc considérés comme un changement exogène de la quantité et/ou de la qualité de l'information dont disposent les acheteurs. Les rares études sur leur impact concluent à un effet dépréciatif sur le prix de vente des logements. Pope (2008a) montre l'effet dépréciatif (- 2.9 %) de la mise en place d'une information aux acquéreurs sur le bruit causé par l'aéroport de Raleigh-Durham en Caroline du Nord sur la valeur des logements dans les zones les plus exposées. Pope (2008b) a également étudié l'effet de l'instauration en 1996 du *North Carolina Residential Disclosure Statement*, un dispositif proche de l'IAL. Une analyse en différences de différences indique une décote de 4 % sur le prix des logements situés dans les zones fédérales de risque inondation par rapport aux logements exposés à des risques moins fréquents, toutes choses égales par ailleurs. Néanmoins, aux États-Unis, contrairement à la France², les primes d'assurance tiennent compte de l'exposition au risque de sorte que les prix immobiliers nord-américains capitalisent le flux des futures primes d'assurance (MacDonald *et al.*, 1990 ; Bin & Landry, 2013). Ce dispositif a donc eu un impact sur la perception des risques par les acheteurs mais aussi sur leurs anticipations financières, de sorte que l'estimation de Pope ne permet pas d'identifier au sens strict l'effet d'information.

L'entrée en vigueur de l'obligation d'IAL pour les biens situés dans le périmètre d'un PPR fournit l'opportunité d'une expérience quasi-naturelle pour identifier l'impact d'un choc uniquement d'information sur le prix des logements dans les zones concernées et tester ainsi l'hypothèse d'information parfaite et complète sur les marchés de l'immobilier en France. Un ajustement à la baisse des prix après le 1^{er} juin 2006 dans les zones soumises à l'obligation d'IAL indiquerait qu'au moins une partie des acquéreurs sous-estimaient initialement le risque, donc que l'hypothèse d'information parfaite et complète n'était pas vérifiée.

1. Voir Mauroux (2015) pour une analyse des effets théoriques d'une catastrophe naturelle sur les marchés immobiliers.

2. En France, l'assurance catastrophe naturelle est une extension de garantie obligatoire des assurances multirisque habitation mais la prime d'assurance est indépendante du niveau d'exposition et s'élève à 12 % du montant de la prime multirisque habitation sur tout le territoire français.

Seul le risque inondation est considéré dans cet article. L'effet de l'entrée en vigueur de l'IAL sur le prix de vente des logements situés dans les zones exposées au risque inondation (PPR inondation, PPRi) est estimé par un modèle de prix hédoniques en différences de différences (Parmeter & Pope, 2013). Les ventes de logements situés

dans les communes concernées par l'obligation d'IAL mais en dehors du périmètre des PPRi sont utilisées pour construire un contrefactuel. Notons que, ne cherchant pas à estimer le prix implicite de l'exposition aux risques naturels, les résultats ne peuvent pas s'interpréter en termes de consentement marginal à payer.

ENCADRÉ – L'obligation d'information des acquéreurs et des locataires (IAL)

Depuis le 1^{er} juin 2006, tout nouvel acquéreur ou locataire d'un bien immobilier, de toute nature, doit être informé par le vendeur ou le bailleur de l'existence des risques naturels et technologiques auxquels ce bien est exposé et des servitudes qui s'y imposent (articles L. 125-5 et R. 125-23 à 27 du code de l'environnement). L'objectif de l'IAL est d'informer le nouvel occupant afin qu'il puisse adapter en conséquence son habitat ou l'usage du bien et améliorer sa préparation aux situations de crise lors de catastrophes naturelles.

Cette obligation d'information s'applique pour les biens immobiliers (bâti ou non bâti) situés à l'intérieur du périmètre d'un plan de prévention des risques naturels (PPRn) et technologiques (PPRt) ou dans une des zones de sismicité Ia, Ib, II ou III mentionnées à l'article 4 du décret du 14 mai 1991^(a).

Les Plans de prévention des risques détaillent au niveau infra-communal les zones à risque à partir d'une carte définissant différentes zones en fonction du niveau d'exposition à l'aléa considéré (avalanches, feux de forêt, inondations, volcans, etc.). Les PPR comportent également un règlement qui définit pour chaque zone les servitudes d'utilité publique et les règles constructives et d'urbanisme à respecter, toujours en fonction du niveau d'exposition (zones non constructibles, zones constructibles sous réserve d'aménagements particuliers et zones constructibles sans réserve). Le zonage est très fin (voir par exemple la carte des PPR des 5^e, 6^e et 7^e arrondissements de Paris, complément en ligne C1).

Le propriétaire ou le bailleur d'un bien concerné doit alors fournir un état des risques établi à partir des informations transmises par le Préfet de département au maire de la commune où est situé le bien (voir en annexe 1 le modèle établi par le ministère chargé de la prévention des risques en 2006). Cet état des risques est complété par une cartographie permettant de situer le bien et de préciser s'il est ou non concerné par les risques notifiés, et, si oui, par lequel ou lesquels. En dehors de ces périmètres, l'IAL

n'est pas obligatoire, même si le bien se trouve sur le territoire d'une commune soumise à un PPR.

L'état des risques est établi au plus tard au moment de la promesse de vente et est remis à l'acheteur avec les autres diagnostics techniques immobiliers (performance énergétique, état d'amiante, etc.). Il peut être actualisé au moment de la vente en cas de modification de la situation du bien au regard des risques depuis la promesse de vente. Il est ensuite annexé à l'acte authentique de vente et paraphé par les deux parties (vendeur et acquéreur). En cas de non-respect de l'obligation d'information et de non-présentation de l'état des risques naturels et technologiques, l'acquéreur (ou le locataire) peut poursuivre la résolution du contrat ou demander au juge une diminution du prix (art. 125-5 du code de l'environnement).

En 2006, 13 999 communes sur 36 705, soit un peu plus d'un tiers, étaient concernées par l'obligation d'IAL (tableau A). 9 926 étaient concernées par un PPRn, soit un peu moins d'un tiers (aucun PPRt n'avait encore été approuvé, la procédure étant encore récente). Le PPRn en était encore au stade de la prescription dans 5 593 communes et avait été approuvé dans 4 333 (source *Gaspar*). 5 895 communes étaient situées dans une zone à risque sismique, dont 820 sous PPRn approuvé (1 002 sous PPRn prescrit). Les PPRn portaient principalement sur les risques inondations (70 %), sur les mouvements de terrain (14 %) et sur le retrait gonflement de sol argileux (11 %).

(a) Un nouveau zonage sismique (qui modifie les articles 563-1 à 8 du code de l'environnement) est entré en vigueur le 1^{er} mai 2011. La zone sismique des communes est désormais fixée par le Décret n° 2010-1255 du 22 octobre 2010 portant délimitation des zones de sismicité du territoire français. Depuis 2011, le propriétaire ou le bailleur doit également informer le futur occupant si le bien a subi un dommage suite à une catastrophe naturelle ou technologique et doit annexer au contrat une déclaration des sinistres indemnisés dont il a connaissance. Depuis 2013, il doit également être fait mention de la situation dans le périmètre d'un Plan de prévention des risques miniers et, si le bien est dans le périmètre d'un PPRt, si des travaux ont été prescrits et, si oui, s'ils ont été réalisés.

Tableau A

Communes soumises à un plan de prévention des risques naturels en France et en zone de sismicité en 2006

	Pas de PPR	PPR prescrit	PPR approuvé	Total
Hors zone sismique	22 706	4 591	3 513	30 810
Zone sismique	4 073	1 002	820	5 895
Total	26 779	5 593	4 333	36 705

Note : en 2006, aucun PPRt n'était encore approuvé (6 étaient prescrits) de sorte que tous les PPR approuvés étaient des PPRn.

Champ : France entière.

Source : *Gaspar*, calculs CGDD.

L'IAL a fait l'objet d'une première analyse par Caumont (2014). Il a estimé l'effet de l'intégration du risque de submersion marine au dispositif d'IAL sur le littoral du Nord-Pas-de-Calais en octobre 2011 sur le prix des logements. Mais les estimations étant conduites uniquement sur une période postérieure à la mise en œuvre de l'IAL (octobre 2011 et juin 2013), l'effet de ce choc informationnel n'est pas identifié. Ici, l'effet de l'entrée en vigueur de l'IAL sur les prix de vente des logements est identifié grâce à la variabilité temporelle (avant et après le 1^{er} juin 2006) et spatiale (dans et hors des périmètres PPRi soumis à l'obligation d'IAL) de l'information fournie aux acheteurs.

L'article s'organise de la manière suivante. La première section est consacrée à la problématique de l'information parfaite et complète dans le cadre du modèle de prix hédonique. On présente ensuite la méthode économétrique et la stratégie d'identification, et les différentes sources de données mobilisées. La section suivante est consacrée aux résultats d'estimations de l'impact de la mise en œuvre de l'IAL sur le prix des ventes de logements et à des tests de l'hétérogénéité des résultats en fonction de facteurs de perception du risque (étage du logement), de mémoire du risque (date du dernier arrêté de catastrophe naturelle) et de la tension sur les marchés immobiliers et à des tests placebo. Une dernière section discute les résultats et les limites de l'étude.

Information et méthode de prix hédonique

La théorie des prix hédoniques (Rosen, 1974) repose sur l'hypothèse centrale selon laquelle les logements sont composés d'un ensemble d'attributs et leur prix total n'est que la somme des prix implicites que le consommateur est prêt à payer pour chacun de ces attributs en fonction de l'utilité qu'il en retire (« prix hédoniques »). L'exposition au risque peut être considérée comme une désaménité pour les ménages. En effet, en cas de catastrophe naturelle, le ménage subira non seulement des dommages matériels, mais aussi des dommages intangibles (perte d'objets ayant une valeur affective, stress, etc.) Sous l'hypothèse d'information parfaite et complète, le prix marginal devrait donc décroître avec l'exposition au risque et réciproquement, toutes choses égales par ailleurs, le prix devrait augmenter avec la sécurité du logement (Pope, 2008b, p. 554, figure 2). Cela est vrai même

pour les ménages neutres vis-à-vis du risque car des dommages aux biens non assurés restent à leur charge³. La théorie prédit que, toutes choses égales par ailleurs, la décote de prix d'un logement assuré exposé à un risque naturel par rapport à un logement identique non exposé est égale aux dommages non assurés et à une prime de risque, reflet de l'aversion au risque des ménages (Mauroux, 2015).

Néanmoins, ce résultat n'est valable que sous l'hypothèse forte d'information complète et parfaite des vendeurs et des acheteurs sur les prix et sur les attributs du logement. En effet, des acheteurs non informés, ou informés mais ne percevant pas le risque⁴, n'ajustent pas leur enchère au niveau de désaménité puisqu'ils ne l'observent pas, cela quelles que soient leurs préférences pour cet attribut. Sans cette hypothèse, le modèle de prix hédoniques n'est pas identifié et les résultats de l'estimation ne s'interprètent plus comme un consentement marginal à payer.

Dans le cas d'asymétrie d'information, si aucun acheteur n'est informé sur le risque, le prix maximum auquel ils sont prêts à acquérir le bien est, toutes choses égales par ailleurs, constant quel que soit le niveau de désaménité. Si au contraire une fraction des acquéreurs est informée, alors ces derniers ne seront pas prêts à payer au-delà de leur enchère maximale pour des niveaux élevés de désaménité, et tous les vendeurs ne pourront pas se permettre d'attendre un acheteur non informé prêt à « surpayer » la désaménité (cette situation est illustrée dans Pope, 2008b, p. 556, figure 4). Plus la proportion d'acheteurs informés est élevée, moins il est attractif pour les vendeurs d'attendre qu'un acheteur non informé fasse une proposition pour le bien, plus le prix implicite pour la désaménité sera proche de sa valeur en information parfaite.

Pour tester l'hypothèse d'information parfaite et complète sur les marchés immobiliers, la stratégie retenue est d'observer la réaction des marchés suite à un choc d'information sur un attribut du logement ou de son environnement.

3. En France, l'assurance catastrophe naturelle couvre quasi intégralement les dommages matériels aux biens assurés causés par un événement majeur, le taux de couverture du régime « Cat Nat » étant proche de 1 et la franchise relativement faible (450 euros pour un particulier). En cas d'inondation, les dommages matériels à la charge des ménages correspondent principalement aux biens non assurés.

4. Des acheteurs peuvent être informés de l'exposition au risque, valoriser la sécurité mais ne pas tenir compte de l'information pour autant, ou l'avoir mal comprise (car elle peut être complexe), ne pas avoir confiance dans la source d'information, ou encore être sujets à des biais de perception les conduisant à sous-estimer le risque (biais de disponibilité, gambler's fallacy, voir infra).

Si l'hypothèse est vérifiée, ce choc ne devrait avoir aucun effet sur les prix. Au contraire, observer un ajustement des prix sera le signe que les ménages avaient initialement une mauvaise perception de l'attribut concerné, ce qui remettrait en cause l'hypothèse d'information parfaite et complète. On s'attend donc à ce que, toutes choses égales par ailleurs, l'effet de l'IAL soit nul chez les personnes déjà informées et qu'il soit négatif sur le prix des logements exposés par rapport à celui des logements non exposés pour les personnes non préalablement informées. Au niveau du marché, la proportion de ménages informés devrait augmenter et, toutes choses égales par ailleurs, les prix des logements exposés devraient diminuer.

Méthode d'estimation

Stratégie d'identification en différences de différences

On suppose que les préférences et l'aversion au risque des acquéreurs potentiels ne sont pas modifiées par l'IAL. La stratégie d'identification de l'impact de l'IAL sur le prix des logements repose sur deux sources de variation. La première est une rupture temporelle dans l'ensemble d'informations sur les risques dont disposent les acheteurs potentiels d'un logement situé dans une commune sous PPRi quand l'IAL est devenu obligatoire le 1^{er} juin 2006. Avant cette date, l'information sur le niveau d'exposition des logements était déjà accessible gratuitement et publiquement mais les acheteurs potentiels devaient supporter des coûts de recherche (temps, déplacement à la mairie, etc.) pour en avoir connaissance. Le 1^{er} juin 2006, ces coûts de recherche deviennent nuls puisque les acquéreurs potentiels reçoivent un état des risques et une carte leur permettant de situer le bien par rapport aux zones réglementaires (cf. encadré, et voir annexe 1). La seconde source de variation est la variation spatiale des niveaux d'exposition entre les zonages réglementaires PPRi et les aires hors de ces zonages qui nous permet d'identifier les vendeurs contraints de fournir l'IAL à leurs acheteurs potentiels. Les zonages PPRi sont réglementés justement parce que ce sont les zones géographiques les plus exposées du fait de leur proximité de la source de risque, de leur vulnérabilité liée à la concentration des enjeux, etc. Suivant la terminologie de l'expérimentation, les biens situés dans le périmètre d'un zonage PPRi ont reçu un « traitement » qui correspond à la fourniture de l'information sur l'exposition au risque contenu

dans les documents IAL. Le reste des logements de la commune, situés hors des zonages PPRi, ne sont pas soumis à l'obligation d'information. Ils appartiennent néanmoins aux mêmes marchés locaux des ventes immobilières et ils sont affectés par les mêmes chocs. Ils sont utilisés comme groupe de contrôle⁵.

Le modèle en différences de différences identifie l'impact du traitement sur les traités sous les hypothèses qu'en l'absence du traitement les deux groupes auraient connu la même évolution (tendance commune) et que les différences observées avant le traitement sont constantes dans le temps (effet fixe groupe constant)⁶. Cela revient à supposer que l'effet de la localisation dans un périmètre de PPRi sur les prix est constant dans le temps (pas de modification des préférences des agents vis-à-vis du risque après le premier juin 2006) et que les zones PPRi et non PPRi ne constituent pas deux marchés séparés, mais suivent les mêmes tendances (pas de chocs conjoncturels ni d'évolution spécifique). Cette hypothèse sera testée par un test placebo.

L'identification du modèle en différences de différences repose également sur l'hypothèse que le taux de traités passe de 0 à 100 % dans le groupe de traitement après la date de traitement (*sharp design*) et qu'il reste de 0 % dans le groupe de contrôle. Or, avant la mise en place de l'IAL, certains ménages s'étaient déjà informés de l'exposition aux risques (grâce à l'information publique). De même, après le 1^{er} juin 2006, il n'est pas possible de s'assurer que tous les futurs acquéreurs de logements dans un zonage de PPR ont reçu l'état des risques et que leur biais de perception⁷ s'est atténué. L'effet de l'information préventive semble alors relever du cadre des *fuzzy design*. On fait ici l'hypothèse que, pour un acquéreur potentiel, l'IAL a eu pour effet d'augmenter la probabilité d'être informé dans les zones à risque, sans pouvoir affirmer que cette probabilité est passée de 0 à 1.

5. Les zonages sismiques étant définis à l'échelle de la commune, il n'est pas possible d'observer au sein d'une même commune à la fois des logements soumis à l'obligation d'IAL et des logements non soumis pour les utiliser comme contrôle. Les communes soumises à un risque sismique sont donc exclues du périmètre de l'étude.

6. Une autre hypothèse d'identification est que le fait d'être traité ne soit pas déterminé par le résultat, la variable d'intérêt : les zonages PPRi relevant d'une décision administrative sur la base des niveaux d'expositions au risque inondation, le prix du bien immobilier vendu n'a pas d'impact sur le fait qu'il se situe ou non dans une zone PPRi.

7. On appelle biais de perception du risque la différence entre le risque perçu (probabilité subjective) et le risque objectif. Savage (1954) a introduit la notion de probabilités subjectives comme extension du modèle d'espérance d'utilité de von Neumann et Morgenstern pour formaliser le fait que les agents ne se basent pas nécessairement sur la probabilité objective pour prendre leur décision mais qu'à la place ils utilisent une probabilité perçue.

Au niveau agrégé, on suppose que l'IAL a accru la proportion d'agents informés et que la courbe des prix hédoniques s'est rapprochée de la courbe en information parfaite sans nécessairement l'atteindre.

D'après Chaisemartin et D'Haultfoeuille (2018), en présence d'un traitement *fuzzy* et si aucun des membres du groupe de contrôle n'est traité à aucun moment, l'estimateur des différences de différences de la variable Y est égal à l'estimateur en différences de différences divisé par le changement de probabilité d'être traité pour les traités après le traitement. Pour estimer l'effet du traitement sur les traités, il faudrait pouvoir observer le niveau d'information des acquéreurs de logements dans les zonages des PPRi avant et après le premier juin ou, *a minima*, savoir si l'état des risques a bien été remis à l'acheteur. Or cette information ne figure pas dans les données notariales et, à notre connaissance, aucune source externe d'enquête ne fournit d'information sur la connaissance de l'exposition aux risques environnementaux à un niveau géographique suffisant précis ni sur la période d'étude⁸. Nous ne sommes donc pas en mesure d'estimer l'effet exact du traitement sur les traités. Néanmoins, il est raisonnable de supposer que le niveau d'information ne recule pas suite à la mise en place de l'IAL ; l'estimateur en différences de différences serait donc un minorant de l'effet du traitement sur les traités.

Par ailleurs, les biais de perception ont pu se réduire aussi pour les logements situés hors des zonages PPRi. Suite à l'entrée en vigueur de l'IAL, la demande en logements « sûrs » peut s'être accrue, à offre constante. La grandeur économique qui nous intéresse alors est l'effet du dispositif sur les ménages qui n'auraient pas été informés sinon. Dans les cas de *fuzzy design* et à la différence du cas standard, il est en effet possible que des ménages soient traités dans chaque groupe et à chaque période. Chaisemartin et D'Haultfoeuille (2018) étudient la forme de l'estimateur en différences de différences dans ce cas-là et détaillent les conditions d'identification. Ils proposent un estimateur alternatif, mais sa mise en œuvre suppose de connaître l'évolution de l'information dans les communes sous PPR, de part et d'autre des limites des zonages réglementaires avant et après juin 2006. Sous l'hypothèse vraisemblable que la probabilité d'être informé augmente plus vite dans le groupe des traités que dans le groupe de contrôle, on peut là encore en déduire que l'estimateur en différences de différences est un minorant de l'effet du traitement sur les traités.

Enfin, il est peu probable que la date d'entrée en vigueur de l'IAL et la hausse de la proportion des acheteurs informés après le premier juin aient été anticipées par les vendeurs de biens exposés⁹. Si cela a malgré tout été le cas, on s'attend à ce que les acheteurs tentent d'anticiper la mise en vente des biens exposés à un risque. Le modèle en différences de différences sous-estimera alors la baisse de prix consécutive à la révélation d'information.

Choix de la forme fonctionnelle

Nous estimons un modèle de prix hédoniques classique (Rosen, 1974 ; Palmquist, 2005) en différences de différences (Parmeter & Pope, 2013)¹⁰. On suppose que la mise en place de l'obligation d'IAL est un choc localisé, c'est-à-dire qu'un nombre limité de logements sont impactés de sorte que, au moins à court terme, l'équilibre sur le marché immobilier n'est pas modifié et que la fonction de prix hédoniques est constante (Bartik, 1988 ; Palmquist, 2005). On cherche à estimer le plus précisément possible l'effet marginal d'un attribut en particulier (Cassel & Mendelsohn, 1985 ; Cropper *et al.*, 1988), mais l'objectif de cet article n'est pas d'estimer le prix marginal pour en déduire le consentement marginal à payer pour un attribut (ici, la sécurité vis-à-vis du risque inondation)¹¹.

8. L'enquête sur le sentiment d'exposition aux risques réalisée en 2007 et 2013 par le SOeS ne renseigne notamment pas sur la localisation précise du logement vis-à-vis des zonages réglementaires et ne permet donc pas d'estimer la part d'acheteurs informés de l'exposition au risque inondation dans les zonages PPRi avant et après le 1^{er} juin 2006.

9. Le décret d'application 2005-134 du 15 février 2005 prévoyait que l'IAL deviendrait obligatoire à compter du premier jour du quatrième mois suivant la publication au recueil des actes administratifs dans le département des arrêtés préfectoraux établissant la liste des risques naturels et technologiques, des communes concernées et les documents auxquels les vendeurs et bailleurs peuvent se référer. Le décret d'application laissait un délai maximum d'un an pour la publication de ces listes, soit une entrée en vigueur au plus tôt le 1^{er} juin 2005 et au plus tard le 1^{er} juin 2006. Les arrêtés préfectoraux ont été en majorité passés début 2006.

10. L'endogénéité entre prix et quantité est un problème inhérent à la méthode des prix hédoniques, notamment pour l'estimation des paramètres de la fonction de demande. Pour contrôler cette endogénéité, certains auteurs ont recours à un modèle à variables instrumentales (Cavaillès 2005 ; Travers *et al.*, 2009). Parmeter et Pope (2014) montrent que les méthodes de quasi-expérimentales, comme la différence-de-différences, appliquées à des pseudo-expérimentations peuvent être utilisées pour résoudre le problème de l'endogénéité. La variable d'intérêt de cet article résulte du croisement entre une caractéristique de la localisation du bien et d'une date, *a priori* exogène. Il est donc peu probable que le fait d'être dans la zone de traitement après le traitement soit endogène avec le prix. Ici, les écarts entre zone traitée et zone de traitement ne sont pas significatifs (voir complément en ligne C2). Si on était en présence d'endogénéité entre le prix et certaines autres caractéristiques des biens, le risque de contamination entre d'autres variables X potentiellement endogènes et le terme d'interaction croisé serait donc faible.

11. Sauf en cas de changement infinitésimal et exogène, les méthodes quasi-expérimentales ne sont pas les plus adaptées pour cela (Kuminoff & Pope, 2014 ; Klaiber & Smith, 2013).

On choisit un modèle semi-Log. Un modèle avec une forme additive pour les variables explicatives permet en effet d'interpréter directement les résultats des régressions en différences de différences comme l'effet moyen du traitement sur les traités (Ai & Norton, 2003 ; Puhani, 2012). On estime ainsi le modèle de prix hédonique en différences de différences suivant :

$$\text{Log}(p_{ijt}) = \alpha_0 + \sum_k \alpha_k X_{ik} + \alpha_d d_{ic} + \sum_j c_j Z_j + \sum_{t=2}^{12} \beta_t 1_t + \beta_z 1_{Zrisque} + \delta 1_{Zrisque} \times 1_{ApJuin} + \varepsilon_{it}$$

où p_{ijt} est le prix (hors frais d'agence et hors frais de notaire) du bien i vendu le mois t dans la commune j , α_0 est une constante, X_k est le vecteur des caractéristiques intrinsèques du logement, d_{ic} la distance en kilomètres du logement au centre de la commune, Z_j le vecteur des caractéristiques de la commune j et ε_{it} un terme d'erreur. 1_t est une indicatrice qui vaut 1 si la vente du bien a lieu le mois t . Ces indicatrices permettent d'estimer la tendance temporelle des ventes immobilières, supposée commune aux zones traitées et de contrôle¹². $1_{Zrisque}$ prend la valeur 1 si le bien est situé à l'intérieur d'un zonage PPRI, 0 sinon, et 1_{ApJuin} prend la valeur 1 si la transaction est conclue après le 1^{er} juin 2006¹³, 0 sinon, de sorte que $1_{Zrisque} \times 1_{ApJuin}$ vaut 1 si le logement était soumis à l'IAL obligatoire au moment de sa vente et 0 sinon. Le paramètre d'intérêt est δ . Il estime l'ajustement des prix en pourcentage causé par la révélation d'information, toutes choses égales par ailleurs et à niveau d'exposition au risque inchangé.

À titre de test de robustesse, on estime également le modèle Box-Cox simple (Box & Cox, 1964) suivant, autorisant plus de flexibilité dans la fonction de prix hédonique.

$$p_{it}(\lambda) = \sum_{k \in K_c} \alpha_k X_{ik}(\lambda) + \sum_{k \in K_d} \alpha_k X_{ik}$$

avec $Z(\lambda) = \frac{Z^\lambda - 1}{\lambda}$ si $\lambda \neq 0$, $Z(\lambda) = \ln(Z)$ si $\lambda = 0$

où p_{ijt} est le prix hors frais d'agence et hors frais de notaire du bien i vendu le mois t , λ le coefficient de transformation, K_c désigne les variables explicatives continues et K_d les variables discrètes.

Les variables d'intérêt étant des variables discrètes, on reporte le signe de l'impact en pourcentage de ces variables sur le prix estimé par le modèle Box-Cox. Ce modèle n'est pas linéaire et les valeurs calculées à partir des coefficients estimés devant les variables de traitement ne

seront plus égales à l'effet du traitement sur les traités (Ai & Norton, 2003 ; Puhani, 2012). La fonction de transformation étant croissante et monotone, le traitement a néanmoins le même signe que le coefficient et il n'est significatif que si le coefficient l'est aussi. Les résultats de l'estimation Box-Cox sont donc utilisés pour confirmer ou infirmer le signe et la significativité des résultats. Seuls leur signe et leur significativité seront interprétés.

Deux sources de confusion doivent être prises en compte. Tout d'abord, une catastrophe naturelle l'année de transaction affectera à la fois le marché immobilier et les perceptions des risques naturels (Mauroux, 2015). Il sera alors difficile de savoir dans quelle mesure les variations observées sur les marchés en 2006 sont attribuables aux informations fournies par l'IAL ou aux dommages matériels subis par les logements ou les infrastructures publiques. Pour cette raison, nous excluons du périmètre de l'étude les communes ayant connu au moins un arrêté de catastrophe naturelle en 2006¹⁴.

Une autre source de confusion est l'effet d'aménité que peut procurer la proximité de la source de risque. Par exemple, les zones inondables le sont parce qu'elles sont proches de rivages. Cette proximité peut être hautement valorisée par les propriétaires du fait des paysages, de la vue et des possibilités récréatives (Longuépée & Zuindeau, 2001 ; Travers *et al.*, 2008). L'exposition à un risque naturel, captée ici par les zonages réglementaires PPRI, sera fortement corrélée à des avantages environnementaux non observables, mais potentiellement fortement valorisés par les acheteurs, de sorte que les estimations en prix hédonique risquent de souffrir d'un biais de variable omise. Pour identifier séparément les variations de prix dues à l'effet

12. Si la tendance temporelle est uniforme sur la période pré-traitement ($\beta_2 = \beta_5$) et sur la période post-traitement ($\beta_6 = \beta_{12}$), on retombe sur le modèle en différences de différence « classique » avec une indicatrice avant-après.

13. Il aurait été préférable d'estimer un modèle de type event study analysis (aussi appelé timing of event) avec un terme d'interaction croisé par mois plutôt d'avant-après ($\sum_{t=2} \delta_t 1_{t \text{ in } zppri}$ au lieu de $\delta 1_{Zrisque} \times 1_{ApJuin}$), avec δ_t les effets du traitement mois par mois. En effet ce modèle relâche l'hypothèse d'uniformité de l'effet du traitement sur les traités à toutes les périodes d'observation et, grâce aux termes croisés avant la date du traitement ($\sum_{t=2} \delta_t 1_{t \text{ in } zppri}$), de tester l'absence de pré-tendance entre traités et contrôle ($\delta_t = 0$). Le nombre de transactions en zone PPRI est néanmoins faible certains mois, de sorte que l'estimation de cette spécification reposerait sur peu d'observations dans les zones de traitement. La spécification retenue permet d'augmenter le pouvoir statistique mais repose sur les hypothèses qu'il n'y a pas de pré-tendance et celle, non testable, que l'effet du traitement sur les traités est uniforme sur toute la période après le 1^{er} juin.

14. Autre que retrait-gonflement des sols argileux. Les conséquences d'un tel sinistre sont en effet le plus souvent constatées plusieurs mois après la survenue d'un épisode de sécheresse, de sorte que la date de l'arrêt de catastrophe naturelle est souvent très postérieure à la date de l'événement.

positif de l'aménité de celles dues à l'effet négatif du risque, il est nécessaire de disposer d'une variable mesurant l'aménité (vue directe sur un rivage, altitude, distance à la côte, etc.) de façon distincte de la mesure de l'exposition (cf. Pope 2008a ; Pope 2008b ; Longuépée & Zuindeau 2001 ; Déronzier & Terra, 2006). Néanmoins, si les caractéristiques des biens liées à ces aménités (distance, vue, etc.) restent constantes dans le temps et entre les zones, alors β_z l'effet fixe « bien situé en zone réglementée » captera aussi l'effet de l'aménité sur le prix. Les préférences des acheteurs pour les aménités environnementales n'étant vraisemblablement pas modifiées par la mise en place de l'IAL, la différence « avant-après » du modèle en différences de différences éliminera donc tout effet constant dans le temps entre les zones, que la variable soit observée ou non. Ce modèle est donc particulièrement attractif pour traiter du biais de variables omises qui est un problème important de la méthode de prix hédonique.

Données

Cette étude mobilise des données originales croisant les bases notariales sur les transactions immobilières de 2006 avec les zonages réglementaires des Plans de prévention des risques inondations (PPRi) et enrichies de données communales sur l'occupation des sols et la sinistralité passée. Les données sur les transactions immobilières sont issues des bases notariales pour l'année 2006 (Base d'informations économiques des notaires – *BIEN* – pour l'Île-de-France, et *Perval* pour les autres départements¹⁵). Ces bases très riches fournissent de nombreuses informations sur chaque transaction : prix de vente (hors frais dits de notaire et frais de négociation), adresse, surface du lot, nombre de pièces, type de logement, période de construction, présence ou non de garage, parking, cave, etc. Elles fournissent également quelques informations sur le vendeur et l'acheteur (âge, nationalité, commune de résidence, etc.).

L'étude se restreint aux ventes de gré à gré conclues en 2006 par des particuliers, de logements résidentiels vides (hors biens atypiques – moulin, ancienne gare, etc. – et hors viagers), dont le prix hors frais de notaire et d'agence immobilière était supérieur à 1 500 euros. Ne sont retenus que les appartements standard (ayant au plus 9 pièces et une surface habitable d'au moins 10 m²) et les maisons individuelles dont la surface de terrain est renseignée, ayant

au plus 12 pièces et une surface habitable de 20 m² au minimum¹⁶.

Les données notariales ont été croisées avec les cartes des zonages réglementaires des PPRi, disponibles sur le site Cartorisque¹⁷ et les informations tirées de la base de données *Gaspar*¹⁸ sur les PPR. Pour identifier les logements situés dans les zonages réglementaires soumis à l'obligation d'IAL, les logements des bases notariales ont été géolocalisés à la parcelle cadastrale avec la BD Parcellaire® de l'IGN. L'indicatrice $I_{Zrisque}$ résulte du croisement des coordonnées obtenues avec la cartographie des PPRi. Cette base de données unique permet de déterminer avec précision si le logement était ou non situé dans un zonage réglementaire de PPRi et, pour les transactions postérieures au 1^{er} juin 2006, si le logement était soumis à l'obligation d'IAL. Au moment de l'appariement, le SIG Cartorisque ne recueillait pas l'ensemble des cartographies réglementaires des PPRi, générant des « faux zéros » (logement situé dans un zonage PPRi apparaissant hors PPRi) à l'issue de l'appariement si la carte n'était pas disponible. Pour éviter les biais dans l'estimation, la base a été restreinte aux communes dans lesquelles on observe au moins une transaction à l'intérieur d'un zonage PPRi en 2006, assurant ainsi que la cartographie du PPRi de la commune était bien disponible au moment de l'appariement.

Les données communales de l'Insee et la base de données géographiques *Corine Land Cover* sont également mobilisées pour contrôler les attributs extrinsèques des logements et caractériser l'attractivité de leur environnement immédiat (population municipale, part relative d'espaces naturels dans la commune, etc.). La distance à vol d'oiseau du logement au centre de la commune est également incluse comme mesure de l'éloignement et de son accessibilité au centre-ville.

15. Les bases Perval sont produites par la société Min.Not ADSN. Les données utilisées dans l'étude sont issues du travail de mise en cohérence des champs et des dictionnaires de variables de BIEN et Perval réalisé par le SOeS.

16. Il s'agit des champs recommandés par la société Min.Not (productrice des bases Perval) pour les statistiques immobilières. Une description complète de ces filtres et de leur incidence sur les données notariales peut être trouvée dans Vermont (2015).

17. Cartorisque est un système d'information géographique (SIG) regroupant les cartes des risques naturels et technologiques majeurs (<http://www.cartorisque.prim.net>). En 2006, aucun PPRt n'était approuvé, seule la cartographie des PPRn en vigueur en 2006 a donc été utilisée. Les informations publiées proviennent des services déconcentrés de l'État, sous l'autorité des préfets concernés.

18. Gestion Assistée des Procédures Administratives relatives aux Risques naturels et technologiques. Gaspar réunit les informations sur les documents d'information préventive ou à portée réglementaire au niveau de la commune.

Ces données sont complétées d'une part, par la liste des arrêtés de catastrophes naturelles renseignés dans le registre *Gaspar*, d'autre part, par les indicateurs de l'Observatoire National des Risques Naturels (ONRN) sur le coût moyen des sinistres d'inondation indemnisés au titre du régime des catastrophes naturelles (« Cat Nat ») par commune entre 1995 et 2010¹⁹. Ces indicateurs de coût sont un proxy de l'espérance du montant des dommages en cas d'inondation (coût moyen du risque inondation anticipable par les ménages). L'ONRN publie ces indicateurs par tranches de montants ce qui donne une échelle de gravité relative des dommages d'une commune à l'autre.

La base d'estimation se compose de 18 350 transactions (dont 9 040 appartements et 9 310 maisons

individuelles) ; 19 % se situent dans un zonage PPRI, et 62.2 % ont eu lieu après l'entrée en vigueur de l'obligation d'IAL le 1^{er} juin 2006 (tableau 1). Les biens sont situés dans 484 communes réparties sur 39 départements (figure I). Ces communes sont, en moyenne, relativement plus peuplées, plus étendues, plus urbaines et disposent de plus d'équipements publics et de commerces que l'ensemble des communes soumises à un PPRn et concernées par l'obligation d'IAL.

19. Les coûts moyens des sinistres indemnisés par les assureurs au titre du régime des catastrophes naturelles pour le péril inondation au sens large (inondation et coulée de boue, inondation par remontée de nappes et inondation par submersion marine) en France métropolitaine, sur la période 1995-2010. Ces coûts moyens ne concernent que les biens assurés autres que les véhicules terrestres à moteur et ils sont nets de toute franchise. Les dommages assurés représentent entre 60 et 90 % du coût économique total d'après Letremy (2009) et Sigma Re (2014).

Tableau 1
Base d'estimation

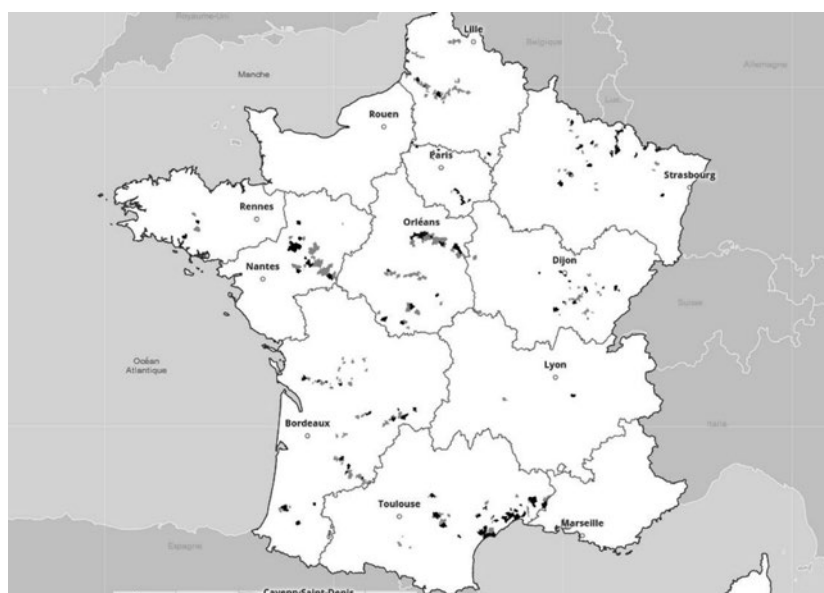
	Hors PPRI			Zonage PPRI			Ensemble		
	Avant le 1 ^{er} juin 2006	Après	Total	Avant le 1 ^{er} juin 2006	Après	Total	Avant le 1 ^{er} juin 2006	Après	Total
Appartements	2 809 (38.0)	4 578 (62.0)	7 387 (100)	659 (39.9)	994 (60.1)	1 653 (100)	3 468 (38.4)	5 572 (61.6)	9 040 (100)
Maisons	2 771 (37.1)	4 699 (62.9)	7 470 (100)	694 (37.7)	1 146 (62.3)	1 840 (100)	3 465 (37.2)	5 845 (62.8)	9 310 (100)
Ensemble	5 580 (37.6)	9 277 (62.4)	14 857 (100)	1 353 (38.7)	2 140 (61.3)	3 493 (100)	6 933 (37.8)	11 417 (62.2)	18 350 (100)

Note : les caractéristiques des logements de la base d'estimation sont détaillées dans le complément en ligne C1.

Champ : communes de France métropolitaine dans lesquelles au moins une transaction immobilière a été enregistrée en 2006, soumises à un PPRI en 2006, hors zonage sismique et hors périmètre d'un arrêté de catastrophe naturelle en 2006.

Source : bases notariales Perval et BIEN (2006), Cartorisque et Gaspar.

Figure I
Communes sous PPRI incluses dans le périmètre d'étude



Source : bases notariales Perval et BIEN (2006), Cartorisque, Géoeref ; calculs de l'auteur.

Effet de l'IAL sur le prix des logements

Avant et après le 1^{er} juin 2006, les prix moyens des appartements dans les zonages PPRi sont relativement proches de ceux hors des zonages et ne sont pas significativement différents au seuil de 1 % (tableau 2). Ces prix moyens ne sont pas corrigés de la qualité des biens vendus mais ils semblent néanmoins suivre la même évolution générale que ceux des appartements hors PPRi (figure II-A, courbes du bas, et II-B courbes du haut). Après juin 2006, le prix au mètre carré est systématiquement plus bas dans les zonages PPRi

(sauf en juillet), et semble augmenter moins vite que celui des logements situés hors des zones PPRi. Pour les maisons individuelles, le prix (en euros, hors frais d'agence et de notaire) dans les zonages PPRi est presque toujours inférieur à celui observé hors des zonages (figure II-A, courbes du haut et II-B, courbes du bas). L'analyse graphique ne suggère pas un changement de tendance marqué d'évolution du prix des maisons après la mise en place de l'IAL. Le plus faible nombre de transactions dans les zonages PPRi (cf. tableau 1) semble notamment rendre les prix moyens plus volatils qu'en dehors de ces zones.

Tableau 2

Prix de vente (hors frais de notaire et d'agence) des logements selon le zonage PPRi et la date de vente

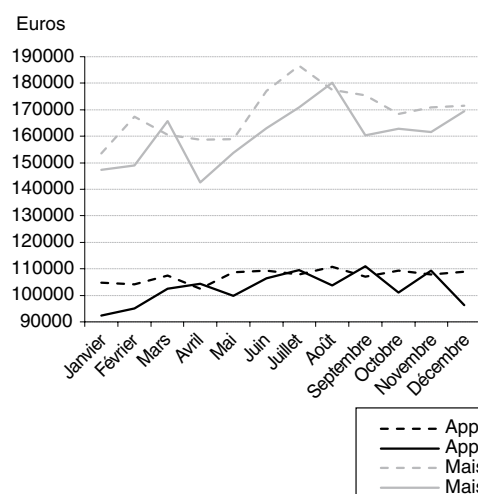
			Hors zonage PPRi		Zonage PPRi		Différence de différences (écart-type)
	Hors d'un zonage PPRi	Dans un Zonage PPRi	Avant le 1 ^{er} juin	Après le 1 ^{er} juin	Avant le 1 ^{er} juin	Après le 1 ^{er} juin	
<i>Appartements</i>							
Prix hors taxe	107 574	102 760	105 603	108 784	99 050	105 220	2 989 (2 864)
Prix au m²	1 987	1 904	1 898	2 041	1 831	1 953	- 21 (40)
Nombre de transactions	7 387	1 653	2 809	4 578	659	994	- 1 434
<i>Maisons</i>							
Prix hors taxe	170 104	161 476	159 903	176 119	152 317	167 023	- 1 509 (4 248)
Prix au m²	1 634	1 585	1 557	1 679	1 505	1 633	7 (36)
Nombre de transactions	7 470	1 840	2 771	4 699	694	1 146	- 1 476

Champ : communes de France métropolitaine dans lesquelles au moins une transaction immobilière a été enregistrée en 2006, soumises à un PPRi en 2006, hors zonage sismique et hors périmètre d'un arrêté de catastrophe naturelle en 2006.
Source : bases notariales Perval et BIEN (2006), Cartorisque et Gaspar, calculs de l'auteur.

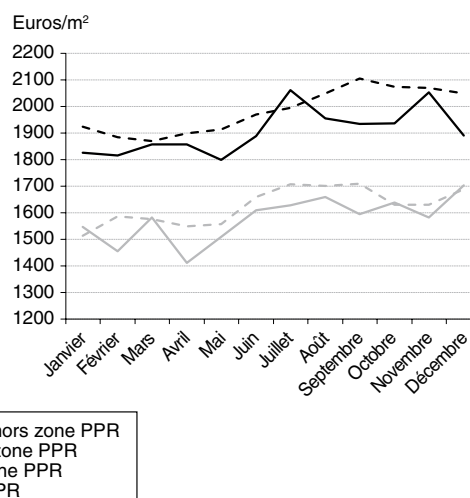
Figure II

Prix (en euros, hors frais de notaire et d'agence) des transactions mensuelles selon la localisation et la date de vente

A – Prix moyens



B – Prix par m²



Champ : communes de France métropolitaine dans lesquelles au moins une transaction immobilière a été enregistrée en 2006, soumises à un PPRi en 2006, hors zonage sismique et hors périmètre d'un arrêté de catastrophe naturelle en 2006.
Source : bases notariales Perval et BIEN (2006), Cartorisque et Gaspar ; calculs de l'auteur.

Les résultats de l'estimation du modèle de prix hédoniques en différences de différences par moindres carrés ordinaires sont reportés dans le tableau 3 (colonnes « MCO » et « Box-Cox »). Les variables incluses dans l'estimation ont été sélectionnées après une analyse de la multicolinéarité²⁰. Dans un souci de lisibilité, seuls les coefficients d'intérêt sont présentés (les coefficients correspondant aux caractéristiques des logements et de leur commune ont le signe attendu et sont globalement très significatifs, voir les résultats détaillés dans le complément en ligne C3). Avant le 1^{er} juin 2006, le fait que le bien soit situé dans le périmètre d'un zonage PPRi plutôt qu'en zone blanche d'une commune inondable n'avait pas d'effet significatif sur son prix, une fois contrôlés la qualité du bien et les caractéristiques de la commune. L'entrée en vigueur de l'IAL n'a pas eu d'effet sur l'écart de prix entre les logements dans les zonages réglementés d'un PPRi et ceux hors de ces zonages dans la zone d'étude prise dans son ensemble : les estimateurs de l'effet du traitement sur les traités sont très faibles pour les appartements comme les maisons et ne sont jamais significativement différents de zéro. Un modèle de différences de différences alternatif estimant mois à mois l'effet de l'IAL dans les zonages PPRi²¹ a été également estimé (voir le complément en ligne C3, figures C3-I et C3-II). Les coefficients estimés ne sont pas significatifs pour les mois postérieurs à juin. Ils ne le sont pas non plus pour les mois précédant la mise en place de l'IAL, ce qui conforte l'hypothèse d'absence de pré-tendance dans le groupe de traitement.

Plusieurs interprétations de ces résultats sont possibles. La première est que l'obligation d'information n'apporte pas d'information supplémentaire aux acquéreurs potentiels. Si les acheteurs étaient déjà informés, alors les prix du marché intégraient déjà la dimension « risque » avant juin 2006 et l'obligation d'IAL n'y change rien. L'hypothèse d'information parfaite et complète ne serait donc pas rejetée. Deuxième possibilité, l'information fournie par l'IAL est nouvelle pour les acheteurs et la part des acheteurs informés a bien augmenté, mais l'information contenue dans l'IAL ne contribue pas à réduire efficacement les biais de perception (information pas assez claire, trop complexe, etc.). Dernière interprétation possible, l'information arrive trop tard dans le processus de vente, une fois les négociations sur le prix achevées, de sorte qu'il n'y a pas d'effet direct sur le prix à court terme. On ne peut pas exclure que certains acheteurs renoncent aux

biens exposés ; l'effet à court terme porterait dans ce cas d'abord sur les ventes puis, à moyen terme, sur les prix via l'équilibre de l'offre et de la demande.

Un test de robustesse sur la période d'estimation est effectué. À dire d'expert, le délai moyen entre la promesse de vente et la signature de l'acte de vente définitif est de 3 mois. Si la vente a lieu en juin, la promesse de vente peut avoir été signée en mars ou avril. Dans ce cas, l'acquéreur n'a reçu l'état des risques qu'à la signature définitive de l'acte de vente et il n'est pas certain qu'il se rétracte à ce stade. Pour éliminer ce biais possible dû au délai entre la signature de la promesse de vente et celle de l'acte de vente, le modèle précédant est estimé sur les ventes de janvier à mars (premier trimestre) et celles d'octobre à décembre (quatrième trimestre). L'effet de la mise en place de l'IAL sur le prix hors frais des logements reste nul et non significatif (tableau 3, colonne « MCO T1-T4 »).

Sensibilité des résultats aux facteurs de perception et de mémoire du risque

Pour affiner l'analyse, on considère maintenant deux facteurs susceptibles d'affecter la perception du risque par les acquéreurs potentiels : d'une part, l'étage du logement (ou le nombre de niveaux pour une maison) car il est très lié à la perception de la vulnérabilité face au risque d'inondation, d'autre part la date du dernier arrêté de catastrophe naturelle inondation dans la commune, car une sinistralité récente pourra affecter l'expérience et la « mémoire » locale du risque.

Étage du logement

On teste dans un premier temps si l'IAL a eu plus d'impact selon que les appartements sont situés au rez-de-chaussée plutôt que plus haut dans les étages ou, pour les maisons, selon qu'elles sont de plain-pied plutôt qu'à plusieurs niveaux. L'équation 1 est complétée des termes suivant :

$$\beta_Z^{RDC} 1_{Zrisque} 1_{RDC} + \sum_{t=2}^{11} \beta_t^{RDC} 1_t 1_{RDC} + \delta^{RDC} 1_{Zrisque} 1_{ApJuin} 1_{RDC}.$$

Le coefficient δ^{RDC} s'interprète comme l'effet additionnel de l'IAL sur le prix des logements

20. L'analyse de la multicolinéarité a été réalisée avec deux méthodes : l'analyse de la corrélation entre les variables explicatives d'une part, et l'analyse du Variance Inflation Factor (VIF) d'autre part.

21. $\delta_{ApJuin}^{RDC} 1_{Zrisque}$ est remplacé par $\sum_{t=2}^{12} \delta_t^{RDC} 1_t 1_{Zrisque}$.

Tableau 3

Effet de l'obligation d'IAL sur l'écart de prix moyen entre les logements dans et hors des zonages des PPRI, en % du prix hors frais

Modèle	Appartements			Maisons		
	MCO	Box-Cox	MCO T1-T4	MCO	Box-Cox	MCO T1-T4
<i>Mois de vente</i>						
Janvier	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.
Février	- 2.7*** (1.8)	-	- 2.4 (1.8)	5.6** (2.2)	+++	5.5** (2.2)
Mars	0.7 (2.1)	+	0.9 (2.1)	3.9* (2.1)	+*	3.9* (2.1)
Avril	1.2 (1.8)	+		3.1 (2.1)	+*	
Mai	0.9 (2.2)	+		4.6** (2)	++	
Juin	2.9* (1.6)	+*		10.5*** (2.2)	+++	
Juillet	5.3** (2.2)	+++		11.7*** (1.9)	+++	
Aout	7.7*** (1.5)	+++		11.7*** (2)	+++	
Septembre	4.2** (1.8)	++		8.9*** (2.1)	+++	
Octobre	6.0*** (2.1)	+++	6.8*** (2.2)	11.1*** (2)	+++	11.2*** (2.1)
Novembre	4.7** (1.8)	++	5.4** (2.1)	7.1*** (2.4)	+++	7*** (2.6)
Décembre	7.8*** (2.3)	+++	8.5*** (2.5)	9.9*** (2.2)	+++	9.8*** (2.2)
Zone PPRI	- 0.6 (2.7)	-	- 0.8 (3.0)	1.2 (2.3)	+	2.2 (2.7)
Après le 1 ^{er} juin x Zone PPRI (IAL obligatoire)	- 0.2 (2.4)	-	- 0.3 (3.3)	0 (0.02)		0 (0.03)
Lambda	0	0.2	0	0	0.42	0
R2	0.59	0.59	0.57	0.51	0.51	0.5
Nombre d'observations	9 040	9 040	4 279	9 310	9 310	4 258

Note : *** significatif à 1 %, ** à 5 %, * à 10 %, ° à 15 %. Les écarts-types (entre parenthèses sous les coefficients) sont calculés par cluster pour tenir compte de l'éventuelle corrélation spatiale des résidus sur des marchés immobiliers locaux (variables inobservés ou chocs inobservés ayant une dimension géographique, comme par exemple la criminalité, la fermeture d'une usine importante dans le bassin d'emploi, etc.). Les clusters retenus sont les communes.

Champ : communes de France métropolitaine dans lesquelles au moins une transaction immobilière a été enregistrée en 2006, soumises à un PPRI en 2006, hors zonage sismique et hors périmètre d'un arrêté de catastrophe naturelle en 2006.

Source : bases notariales Pervat et BIEN (2006) ; Cartorisque, ONRN ; Insee ; Corine Land Cover, IGN ; calculs de l'auteur.

au rez-de-chaussée ou de plain-pied, par rapport à l'effet de l'IAL sur le prix des biens de référence, c'est-à-dire les appartements à l'étage ou les maisons à étages. L'hypothèse est que la perception de la vulnérabilité d'un bien est fortement corrélée à sa hauteur et que le rez-de-chaussée d'un bâtiment est perçu comme étant plus exposé au risque inondation. Si c'est le cas, les acheteurs d'appartements ne devraient pas ajuster leur décision selon l'étage au-dessus du rez-de-chaussée. Pour les maisons, l'étage inférieur subira des dommages en cas d'inondation qu'elles soient de plain-pied ou à étages. Néanmoins, une maison à étages offre un refuge en cas de montée des eaux à un niveau élevé et peut donc sembler procurer plus de sécurité qu'une maison de plain-pied. On

s'attend donc à un ajustement plus important du prix des maisons de plain-pied.

Toutes choses égales par ailleurs, l'entrée en vigueur de l'IAL a entraîné une baisse de 9 % du prix des appartements en rez-de-chaussée dans les zones PPRI par rapport aux appartements en rez-de-chaussée non soumis à l'IAL (tableau 4). L'estimateur en différences de différence pour les maisons individuelles de plain-pied est également négatif (cf. tableau 4), mais n'est pas significatif.

Sinistralité récente de la commune

Il est bien documenté en économie comportementale et en psychologie que la perception du

Tableau 4
Effet de l'IAL sur l'écart de prix moyen entre les logements dans et hors des zonages des PPRI
selon leur étage, en % du prix hors frais

Modèle	Appartements			Maisons		
	MCO	Box-Cox	MCO T1-T4	MCO	Box-Cox	MCO T1-T4
Zone PPRI	- 2.2 (2.6)	-	- 2.4 (2.9)	0.7 (2.6)	+	1.4 (3)
Rez-de-chaussée (appartements) ou Plain-pied (maisons) × Zone PPRI	1.4 (2.8)	+	- 1.3 (3.1)	1 (2.6)	+	1.6 (3.6)
Après le 1 ^{er} juin × Zone PPRI (IAL obligatoire)	10.1** (4,2)	++	10.3 (7.4)	2.7 (4.7)	+	4.7 (5.9)
Rez-de-chaussée / Plain-pied x Après le 1 ^{er} juin × Zone PPRI	- 9.1* (4,9)	-°	- 11.1° (7.6)	- 7.3 (5.5)	-	- 10,3 (8.9)
Lambda	0	0.2	0	0	0.42	0
R2	0.59	0.59	0,57	0.51	0.52	0.51
Nombre d'observations	9 040	9 040	4 279	9 310	9 310	4 258

Note : *** significatif à 1 %, ** à 5 %, * à 10 %, ° à 15 %. Les écarts-types sont clustérisés (cf. tableau 3). L'estimation contrôle le mois de vente ; les coefficients associés sont présentés dans le tableau C4-1 du complément en ligne C4.

Champ : communes de France métropolitaine dans lesquelles au moins une transaction immobilière a été enregistrée en 2006, soumises à un PPRI en 2006, hors zonage sismique et hors périmètre d'un arrêté de catastrophe naturelle en 2006.

Source : bases notariales Perval et BIEN (2006) ; Cartorisque, ONRN ; Insee ; Corine Land Cover, IGN ; calculs de l'auteur.

risque est très fortement influencée par l'expérience et le vécu (Tallon & Vergnaud, 2007). Le signe de cette corrélation est néanmoins ambigu. D'après l'hypothèse de « biais de disponibilité » (Tversky & Kahneman, 1973), un individu a d'autant plus tendance à surestimer (respectivement sous-estimer) la probabilité d'un événement aléatoire qu'il a eu une expérience récente (resp. lointaine) d'un événement similaire et dont il peut se souvenir facilement (resp. difficilement). Au contraire, d'après l'hypothèse de *gambler's fallacy*, les agents jugent qu'il est peu probable qu'un événement qui vient juste de se produire se reproduise peu de temps après et, réciproquement, qu'après une longue période sans occurrence, un événement a plus de chance de se produire pour « corriger » cet écart de faible probabilité, même si les événements sont indépendants. Si la commune n'a pas connu de catastrophe naturelle depuis plusieurs années, alors l'IAL vient rappeler des informations peut-être oubliées. Dans le cas contraire, elle peut réactiver la mémoire des épisodes récents.

Parmi les communes de la base d'estimation, 33 ont subi une catastrophe naturelle (hors retrait gonflement des sols argileux) l'année précédant la vente, et 230 au moins une fois durant les 5 ans précédant la vente. La mémoire immédiate du risque est donc potentiellement très hétérogène au sein de l'échantillon de travail. La date du dernier arrêté de catastrophe naturelle inondation est utilisée comme indicateur de la dernière inondation majeure dans la

commune. On ajoute à l'équation de référence les variables du modèle de différences de différences croisées avec une indicatrice valant 1 si la commune a été touchée par au moins un arrêté « Cat Nat » l'année précédant la vente (en 2005), puis au moins un arrêté « Cat Nat » pendant les 5 ans précédant la vente. L'effet croisé s'interprète comme un effet additionnel de l'IAL par rapport à la situation de référence, c'est-à-dire au moins un arrêté « Cat Nat » en 2005 et, respectivement, au moins un pendant les 5 ans précédant la vente.

Dans les communes qui ont connu une catastrophe naturelle l'année précédant la vente, l'entrée en vigueur de l'IAL a eu un effet dépréciatif significatif de - 7 % sur le prix des appartements soumis à l'obligation d'IAL par rapport à des biens similaires qui n'y étaient pas soumis (tableau 5). Ce résultat est également obtenu si l'on considère les deux années précédant la vente (non reporté ici). Néanmoins, l'estimateur des MCO n'étant pas significatif au seuil de 10 % (p-value de 12 %), ce résultat reste fragile. L'effet pour les maisons n'est pas significatif.

Sur une fenêtre temporelle de 5 ans avant la vente, l'entrée en vigueur de l'IAL n'a pas d'impact sur le prix des logements, que la commune ait été ou non touchée par une catastrophe naturelle. L'IAL n'aurait donc eu un impact sur les prix des appartements que lorsque les derniers événements sont très récents, ce qui est cohérent avec l'hypothèse de biais de disponibilité et fragilise l'hypothèse d'information parfaite et complète.

Tableau 5

Effet de l'IAL sur l'écart de prix moyen entre les logements dans et hors des zonages des PPRI, selon la date du dernier arrêté de catastrophe naturelle, en % du prix hors frais

Modèle	Appartements			Maisons		
	MCO	Box-Cox	MCO T1-T4	MCO	Box-Cox	MCO T1-T4
<i>Au moins un arrêté de catastrophe naturelle en 2005</i>						
Zone PPRI	0.5 (3.1)	-	0.2 (3.8)	1.4 (2.5)		1.3 (3)
Au moins une Cat Nat en 2005 × Zone PPRI	- 3.4 (5.3)	-	- 2.8 (5.5)	- 1.5 (7.1)	-	6.2 (6.2)
Après le 1 ^{er} juin × Zone PPRI	2.7 (2.5)	+	- 3.0 (4.2)	0 (2.6)	-	0.9 (3.7)
Au moins une Cat Nat en 2005 × Zone PPRI × Après le 1 ^{er} juin	- 7.1* (4.6)	-*	- 0.7 (6.2)	- 1.4 (6.7)	-	- 9.8 (7.2)
Lambda	0	0.2	0	0	0.42	0
R2	0.59	0.59	0.57	0.51	0.52	0.51
Nombre d'observations	9 040	9 040	4 279	9 310	9 310	4 258
<i>Au moins un arrêté de catastrophe naturelle dans les 5 ans</i>						
Zone PPRI	1.9 (5.6)	+	- 1.4 (7.6)	5.9 (4)	++	4.7 (4.8)
Au moins une Cat Nat dans les 5 ans × Zone PPRI	- 3.1 (5.9)	-	0.9 (7.7)	- 7.8 (5.1)	-**	- 4.4 (4.8)
Après le 1 ^{er} juin × Zone PPRI	- 2.0 (4.8)	-	- 15.7** (7.7)	- 1.4 (4.4)	-	- 1.6 (5.8)
Au moins une Cat Nat dans les 5 ans × Zone PPRI × Après le 1 ^{er} juin	2.3 (5.8)	+	15.9* (0.1)	1.4 (5.2)	+	1.7 (5.9)
Lambda	0	0.2	0	0	0.42	0
R2	0.59	0.59	0.57	0.51	0.52	0.51
Nombre d'observations	9 040	9 040	4 279	9 310	9 310	4 258

Note : *** significatif à 1 %, ** à 5 %, * à 10 %, ° à 15 %. Les écarts-types sont clustérisés (cf. tableau 3). L'estimation contrôle le mois de vente ; les coefficients associés sont présentés dans le tableau C4-2 du complément en ligne C4.

Champ : communes de France métropolitaine dans lesquelles au moins une transaction immobilière a été enregistrée en 2006, soumises à un PPRI en 2006, hors zonage sismique et hors périmètre d'un arrêté de catastrophe naturelle en 2006.

Source : bases notariales Perval et BIEN (2006) ; Cartorisque, ONRN ; Insee ; Corine Land Cover, IGN ; calculs de l'auteur.

Sensibilité des résultats aux caractéristiques des marchés immobiliers locaux

L'impact de l'information aux nouveaux acquéreurs est estimé en fonction de la tension sur le marché local des ventes immobilières. La tension correspond au niveau d'adéquation sur un territoire entre la demande de logements et l'offre de logements disponibles. Une zone est dite « tendue » (inversement « détendue ») si l'offre de logements disponibles n'est pas (est) suffisante pour couvrir la demande. Lorsque l'offre est basse par rapport à la demande, le pouvoir de négociation des acheteurs est vraisemblablement plus faible car, disposant de moins de choix, ils sont peut-être moins à même de demander une baisse de prix après avoir pris connaissance de l'exposition au risque du logement. Au contraire, si l'offre est abondante par rapport à la demande, les acheteurs potentiels peuvent plus facilement négocier le prix à la baisse ou se retirer de la vente.

On utilise les zonages de la loi Robien dite « recentrée » comme indicateurs de la tension sur les marchés immobiliers en 2006 ; fixés en août 2006, ils découpent le territoire en 4 zones selon la tension sur les marchés. La zone A, la plus tendue, inclut notamment Paris et l'agglomération parisienne, la Côte d'Azur et des communes du Genevois français ; le nombre de vente dans un zonage PPRI après le 1^{er} juin 2006 y étant très faible (4 sur 632 ventes d'appartements, 7 sur 375 ventes de maisons), on l'exclut de l'estimation. La zone B1 englobe les agglomérations de plus de 250 000 habitants, le pourtour de la Côte d'Azur, les départements outre-mer et la Corse ; la zone B2 inclut les autres agglomérations de plus de 50 000 habitants et les autres agglomérations chères des zones frontalières, littorales et en bordure de l'agglomération parisienne ; enfin la zone C, la moins en tension, englobe le reste du territoire.

On ajoute à l'équation de référence les termes du modèle de différences de différences croisés

avec une indicatrice qui vaut 1 si la commune est située dans la zone B1 et ceux croisés avec une indicatrice valant 1 si la commune est située dans la zone C (la zone B2 est prise comme référence). L'effet croisé pour une zone donnée s'interprète comme un effet additionnel de l'IAL dans cette zone par rapport à l'effet sur le prix des biens de dans la zone de référence.

Pour les appartements, l'entrée en vigueur de l'IAL n'a pas eu d'effet significatif sur les prix quelle que soit la zone considérée. Pour les maisons, l'IAL a eu un effet additionnel de - 9 % (significatif à 10 %) sur le prix de vente dans la zone C et de - 8 % (significatif à 13 %) dans la zone B1 (tableau 6). L'effet de l'IAL dans la zone de référence (B2) est positif et significatif mais plus faible (+ 6 %)²², de sorte que l'effet total de l'IAL sur le prix de vente des maisons dans les zones C et B1 est négatif. Ainsi, dans les communes où les marchés immobiliers sont les moins tendus, l'entrée en vigueur de l'obligation d'IAL s'est accompagnée d'une baisse du prix de vente de l'ordre de 3 %. Dans les communes de la zone tendue B1, l'effet serait négatif mais de moindre ampleur et moins significatif.

Test « placebos »

On teste maintenant l'effet d'une mise en place fictive de l'IAL à différentes dates antérieures à celle de l'entrée en vigueur de l'IAL (1^{er} février, 1^{er} mars, 1^{er} avril, 1^{er} mai). L'effet attendu de cette politique placebo est nul. S'il était significatif, cela indiquerait que les vendeurs de logements exposés à des risques ont anticipé la mise en place de l'IAL. D'un point de vue méthodologique, un effet significatif d'une mesure « placebo » ferait craindre qu'il existe une différence significative entre les logements hors et dans les zones PPR, et que le groupe de contrôle retenu ne soit donc pas adapté.

L'écart entre le prix des appartements dans les zones réglementées PPRi et dans le reste de la commune n'est pas affecté par une mise en place fictive de l'IAL au 1^{er} février, au 1^{er} mars ou au 1^{er} avril (tableau 7-A). Toutefois, l'effet d'une politique fictive au 1^{er} mai a un effet

22. Cette zone Robien B2 correspond à des marchés immobiliers particuliers, incluant les zones littorales chères et les zones frontalières. L'effet de l'aménité positive de la proximité d'un littoral ou d'un cours d'eau peut l'emporter sur l'effet négatif de l'exposition au risque inondation.

Tableau 6
Effet de l'IAL sur l'écart de prix moyen entre les logements dans et hors des zonages des PPRi selon la tension immobilière, en % du prix hors frais

Modèle	Appartements			Maisons		
	MCO	Box-Cox	MCO T1-T4	MCO	Box-Cox	MCO T1-T4
Zone Robien B1	12.0* (6.9)	+++	7.5 (7.2)	0.05 (0.05)	+	7.5 (5.7)
Zone Robien B2	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.
Zone Robien C	- 20.1** (10.2)	---	- 18.3* (9.9)	- 0.33*** (0.06)	---	- 29.7*** (6.1)
Zone PPRi	3.7 (4.2)	+	4.4 (4.5)	- 0.05 (0.03)	-**	- 3.6 (4.0)
Zone Robien B1 × Zone PPRi	- 9.4* (5.5)	---	- 10.1* (5.9)	0 (0.05)	+	- 1.9 (6.6)
Zone Robien C × Zone PPRi	- 5.6 (0)	-	- 6.6 (0)	0.11** (0)	+++	10.7* (0)
Après le 1 ^{er} juin × Zone PPRi (IAL obligatoire)	- 1.5 (4.8)	-	- 4.7 (5.6)	0.06* (0.03)	+°	2.1 (4.7)
Zone Robien B1 × Après le 1 ^{er} juin × Zone PPRi (IAL obligatoire)	1.4 (5.3)	+	3.4 (6.7)	- 0.08° (0.06)	-°	- 2.9 (7.8)
Zone Robien C × Après le 1 ^{er} juin × Zone PPRi (IAL obligatoire)	8.7 (8)	+	4.2 (10.7)	- 0.09* (0.05)	-*	- 3.7 (7.3)
Lambda	0	0.2	0	0	0.42	0
R2	0.58	0.59	0.57	0.51	0.52	0.51
Nombre d'observations	8 408	8 408	3 989	8 935	8 935	4 098

Note : *** significatif à 1 %, ** à 5 %, * à 10 %, ° à 15 %. Les écarts-types sont clustérisés (cf. tableau 3).

Champ : communes de France métropolitaine dans lesquelles au moins une transaction immobilière a été enregistrée en 2006, soumises à un PPRi en 2006, hors zonage sismique et hors périmètre d'un arrêté de catastrophe naturelle en 2006.

Source : bases notariales Perval et BIEN (2006) ; Cartorisque, ONRN ; Insee ; Corine Land Cover, IGN ; calculs de l'auteur.

Tableau 7

Effet de l'IAL sur l'écart de prix moyen entre les logements dans et hors des zonages des PPRI, selon placebo (en % du prix hors frais d'agence et de notaire)

A – Spécification principale

	Février	Mars	Avril	Mai
<i>Appartements</i>				
Zone PPRI × Après le 1 ^{er} du mois de ...	0.1 (3.4)	- 0.0 (2.4)	- 1.3 (2.6)	- 4.5* (2.5)
R2	0.58	0.58	0.58	0.58
Nombre d'observations	3 468	3 468	3 468	3 468
<i>Maisons</i>				
Zone PPRI × Après le 1 ^{er} du mois de ...	- 4.2 (4.4)	- 1.8 (3.6)	- 2.7 (3.8)	1.0 (4.7)
R2	0.5	0.5	0.57	0.57
Nombre d'observations	3 465	3 465	3 465	3 465

B – Sensibilité

	Février	Mars	Avril	Mai
<i>Appartements</i>				
Zone PPRI × Après le 1 ^{er} du mois de ...	0.5 (3.7)	2 (2.7)	- 1.5 (3.5)	- 3.9 (2.7)
RDC × Zone PPRI × Après le 1 ^{er} du mois de ...	- 2.4 (8.0)	- 17.6* (9.8)	0.3 (13.5)	- 4.5 (14.1)
R2	0.58	0.58	0.58	0.58
Nombre d'observations	3 468	3 468	3 468	3 468
<i>Maisons</i>				
Zone PPRI × Après le 1 ^{er} du mois de ...	- 5.1 (4.9)	- 0.5 (3.8)	- 2.8 (3.7)	- 1.5 (3.6)
Au moins une Cat Nat en 2005 × Zone PPRI × Après le 1 ^{er} du mois de ...	11.6* (6.0)	0.7 (4.8)	3.6 (5.1)	- 7.1 (5.1)
R2	-	0.58	0.58	0.58
Nombre d'observations	3 468	3 468	3 468	3 468

Note : *** significatif à 1 %, ** à 5 %, * à 10 %, ° à 15 %. Les écarts-types sont clustérisés (cf. tableau 3).

Champ : communes de France métropolitaine dans lesquelles au moins une transaction immobilière a été enregistrée en 2006, soumises à un PPRn en 2006, hors zonage sismique et hors périmètre d'un arrêté de catastrophe naturelle en 2006.

Source : bases notariales Perval et BIEN (2006) ; Cartorisque, ONRN ; Insee ; Corine Land Cover, IGN ; calculs de l'auteur.

significatif de - 5 %. Cela suggère qu'après le 1^{er} mai 2006, le prix des appartements des zones réglementées du PPRI était déjà peut-être plus bas que celui des appartements dans le reste de la commune, ce qui pourrait être le signe d'un léger effet d'anticipation. Au contraire, l'entrée en vigueur de l'IAL à des dates fictives n'a pas d'effet sur le prix des maisons, quelle que soit la date. Ce test permet de ne pas rejeter les hypothèses d'identification du modèle de différences de différences pour les maisons.

On reprend pour finir les tests de sensibilité pour lesquels des effets significatifs avaient été obtenus (tension du marché immobilier pour les maisons, étage et sinistralité de la commune pour les appartements). Pour les maisons, l'effet d'une obligation d'IAL placebo croisée avec les zones Robien n'est pas significatif. Pour les appartements, l'effet d'une obligation d'IAL fictive croisée avec l'étage est significatif pour une date de mise en place au 1^{er} mars ; cela suggère que le prix des appartements en rez-de-chaussée était déjà peut-être plus bas dans les zones réglementées du PPRI que dans le reste de la commune. Ce résultat laisse craindre un biais dans l'estimation de l'effet de la mise en place de l'IAL sur le prix des appartements en rez-de-chaussée dans les communes sous PPRI et incite à interpréter avec prudence le résultat du modèle en différences de différences. De même, une obligation fictive d'IAL au 1^{er} février a un effet positif sur

le prix des appartements lorsqu'ils sont situés dans des communes touchées en 2005 par une catastrophe naturelle, par rapport à ceux situés dans une commune épargnée (effet non significatif), ainsi que ceux situés dans les communes touchées au moins une fois au cours des 5 ans précédents la vente.

* *
*

L'objectif de cet article était de tester l'hypothèse d'information parfaite et complète du modèle de prix hédoniques sur les marchés français des biens immobiliers. L'entrée en vigueur de l'obligation d'IAL pour les biens situés dans le périmètre d'un PPR a été étudiée comme une expérience quasi-naturelle de choc d'information pour les ventes de logements.

Les résultats des estimations suggèrent que l'IAL n'a pas eu d'effet notable sur le prix moyen (hors frais) des ventes de biens immobiliers à l'échelle des 484 communes soumises à un PPRI étudiées prises dans leur ensemble. Une première possibilité est que la majorité des acheteurs était déjà suffisamment informée de l'exposition aux risques avant l'IAL et que l'hypothèse d'information parfaite et complète est vérifiée. Il est toutefois également possible que

les acquéreurs soient mal informés par l'IAL (état des risques difficile à comprendre, informations techniques, etc.), et que ce dispositif n'améliore pas leur perception des risques, ou que les ménages soient informés trop tard dans la transaction, de sorte que cette nouvelle information n'est pas utilisée au moment des négociations sur le prix. Dans ce cas-là, l'effet de l'information préventive sur la perception des risques est sous-estimé, puisque les ménages ne peuvent pas l'intégrer dans les négociations.

Néanmoins, dès l'année de sa mise en place, pour certaines catégories de logements et dans certaines communes, on observe un effet dépréciatif de l'IAL sur le prix de vente des logements anciens. La mise en place de l'IAL a en effet entraîné, en moyenne, une baisse de 9 % du prix des appartements en rez-de-chaussée des communes soumises à un PPRI. Les résultats suggèrent également un effet à la baisse sur le prix des maisons situées dans les marchés immobiliers peu tendus (zone Robien dite « recentrée » C). Le dispositif aurait alors modifié la perception de certains acheteurs vis-à-vis des risques naturels, ce qui fragilise l'hypothèse d'information parfaite et complète sur

les marchés immobiliers. Ces derniers résultats plaident pour la prudence dans l'interprétation des résultats du modèle de prix hédoniques pour des attributs qui ne sont pas directement observables ou difficiles à appréhender, comme l'exposition aux risques naturels.

Le manque de recul temporel par rapport au déploiement du dispositif est la principale limite de cette étude. Certains acquéreurs potentiels ont en effet pu renoncer à l'achat après avoir reçu l'état des risques. L'effet à court terme de l'IAL serait alors d'allonger les délais de vente des biens en zones exposées et réglementées. La baisse des prix, attendue suite à la baisse de la demande pour ces biens, ne serait donc observée que plusieurs mois plus tard, après l'ajustement de l'offre et de la demande. Faute de données sur les années précédant et suivant 2006, il n'a pas été possible de tester cette possibilité.

Il serait donc nécessaire de prolonger cette étude sur des années supplémentaires, avant et après la réforme, pour obtenir une estimation plus robuste de cette mesure et de mieux contrôler les effets saisonniers sur les marchés des ventes immobilières. □

BIBLIOGRAPHIE

Ai, C. & Norton, E. C. (2003). Interaction terms in logit and probit models. *Economics Letters*, 80(1), 123–129.
[https://doi.org/10.1016/S0165-1765\(03\)00032-6](https://doi.org/10.1016/S0165-1765(03)00032-6)

Bartik, T. (1988). Measuring the Benefits of Amenity Improvements in Hedonic Price Models. *Land Economics*, 64(2), 172–183.
<https://doi.org/10.2307/3146822>

Beron, K. J., Murdoch, J. C., Thayer, M. A. & Vijberberg, W. P. M. (1997). An Analysis of Housing Market before and after 1989 Lima Prieta Earthquake. *Land Economics*, 73(1), 101–113.
<https://doi.org/10.2307/3147080>

Bin, O. & Landry, C. E. (2013). Changes in Implicit Flood Risk Premiums: Empirical Evidence From the Housing Market. *Journal of Environmental Economics and Management*, 65(3), 361–376.
<https://doi.org/10.1016/j.jeem.2012.12.002>

Bin, O., & Polasky, S., (2004). Effects of Flood Hazards on Property Values: Evidence before and after Hurricane Floyd. *Land Economics*, 80(4), 490–500.
<https://doi.org/10.2307/3655805>

Box, G. E. P & Cox, D. R. (1964). An Analysis of Transformations. *Journal of the Royal Statistical Society. Series B (Methodological)*, 26(2), 211–252.
<https://www.jstor.org/stable/i349725>

Cassel, E., & Mendelsohn, R. (1985). The Choice of Functional Forms for Hedonic Price Equations: Comment. *Journal of Urban Economics*, 18(2), 135–142.
[https://doi.org/10.1016/0094-1190\(85\)90012-9](https://doi.org/10.1016/0094-1190(85)90012-9)

Caumont, V. (2014). Risque de submersion marine et marchés fonciers et immobiliers sur le littoral du Nord-Pas-de-Calais. Phase 2 : Analyse quantitative des marchés fonciers et immobiliers. Cerema, juin 2014.
<https://www.cerema.fr/fr/actualites/submersion-marine-marches-fonciers-immobiliers>

- Chaisemartin, C. de & D'Hautfoeuille, X. (2018).** Fuzzy Difference-in-Difference. *Review of Economic Studies*, 85(2), 999–1028.
<https://doi.org/10.1093/restud/rdx049>
- Cropper, M. L., Deck, L. B. & McConnell, K. E. (1988).** On the Choice of Functional Form for Hedonic Price Functions. *The Review of Economics and Statistics*, 70(4), 668–675.
<https://doi.org/10.2307/1935831>
- Déronzier, P. & Terra, S. (2006).** Bénéfices économiques de la protection contre le risque d'inondation. Ministère de l'Écologie et du Développement Durable, D4E, *Série Etudes* N° 06-E05.
http://www.side.developpement-durable.gouv.fr/EXPLOITATION/ACCRDD/doc/IFD/IFD_REFDOC_TEMIS_0062929/benefices-economiques-de-la-protection-contre-le-risque-d-inondation
- Grislain-Letrémy, C. & Katosky, A. (2013).** Les risques industriels et le prix des logements. *Economie et Statistique*, 460-461, 79–106.
<https://doi.org/10.3406/estat.2013.10200>
- 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(1-2), 3–20.
http://pages.jh.edu/jrer/papers/pdf/past/vol21n0102/02.3_20.pdf
- Letremy, C. (2009).** Assurance des risques naturels en France : sous quelles conditions les assureurs peuvent-ils inciter à la prévention des risques naturels ? Commissariat Général au Développement Durable, *Études et Documents* N° 1.
http://www.side.developpement-durable.gouv.fr/EXPLOITATION/DEFAULT/doc/IFD/IFD_REFDOC_0503089/Assurance-des-risques-naturels-en-France-sous-quelles-conditions-les-assureurs-peuvent-ils-inciter
- Longuépée, J., & Zuindeau, B. (2001).** L'impact du coût des inondations sur les valeurs immobilières : une application de la méthode des prix hédoniques à la Basse Vallée de la Canche. *Cahiers du GRATICE* N° 21, 143–166.
- Klaiber, H. A. & Smith, V. K. (2013).** Quasi Experiments, Hedonic Models, and Estimating Tradeoffs for Local Amenities. *Land Economics*, 89(3), 413–431.
<https://doi.org/10.3368/le.89.3.413>
- Kuminoff, N. V. & Pope, J. C. (2014).** Do “Capitalization Effects” for Public Goods Reveal the Public Willingness to Pay. *International Economic Review*, 55(4), 1227–1250.
<https://doi.org/10.1111/iere.12088>
- 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. *The Journal of Risk and Insurance*, 57(4), 654–663.
<https://doi.org/10.2307/252950>
- Mauroux, A. (2015).** Exposition aux risques, politiques de prévention et marchés immobiliers. Un état de la connaissance. Commissariat Général au Développement Durable, *Études et Documents*, N° 134.
<http://temis.documentation.developpement-durable.gouv.fr/docs/Temis/0083/Temis-0083306/22286.pdf>
- Montz, B. E. & Tobin, G. A. (1988).** The Spatial and Temporal Variability of Residential Real Estate Values in Response to Flooding. *Disasters*, 12(4), 345–355.
<https://doi.org/10.1111/j.1467-7717.1988.tb00687.x>
- Montz, B. E. & Tobin, G. A. (1994).** The Flood Hazard and Dynamics of the Urban Residential Land Market. *Journal of the American Water Resources Association*, 30(4), 673–685.
<https://doi.org/10.1111/j.1752-1688.1994.tb03322.x>
- Palmquist, R. B. (2005).** Property value models. In: Maler, K.-G. & Vincent, J. (Eds.), *Handbook of Environmental Economics*, vol. 2, 763–819. Amsterdam: North Holland.
- Parmeter, C. F. & Pope, J. C. (2013).** Quasi-Experiments and Hedonic Property Value Methods. In: List, J. A. & Price, M. K. (Eds.), *Handbook of Experimental Economics and the Environment*, 3–66. Cheltenham, Northampton: Edward Elgar Publishing.
- Pautard, E. (2014).** Le sentiment d'exposition aux risques environnementaux. Commissariat Général au Développement Durable, *Chiffres et Statistiques* N° 567.
http://www.statistiques.developpement-durable.gouv.fr/fileadmin/documents/Produits_editoriaux/Publications/Chiffres_et_statistiques/2014/chiffres-stats567-eser-octobre2014.pdf
- Pope, J. C. (2008a).** Buyer information and the hedonic: The impact of a seller disclosure on the implicit price for airport noise. *Journal of Urban Economics*, 63(2), 498–516.
<https://doi.org/10.1016/j.jue.2007.03.003>

- Pope, J. C. (2008b).** Do Seller's Disclosures Affect Property Values? Buyer Information and the Hedonic Model. *Land Economics*, 84(4), 551–572. <https://doi.org/10.3368/le.84.4.551>
- Puhani, P. A. (2012).** The treatment effect, the cross difference, and the interaction term in non-linear “difference-in-differences” models. *Economics Letters*, 115(1), 85–87. <https://doi.org/10.1016/j.econlet.2011.11.025>
- Rosen, R. (1974).** Hedonic Price Models and Implicit Markets: Product Differentiation in Pure Competition. *Journal of Political Economics*, 82(1), 34–55. <https://doi.org/10.1086/171.043>
- Sheppard, S. (1999).** Hedonic analysis of housing markets. In: Chesire, P. C. & Mills, E. S. (Eds.), *Handbook of regional and urban economics*, vol. 3, 1595–1635. Amsterdam: North Holland.
- Sigma Re (2014).** Catastrophes naturelles et techniques en 2013 : Les inondations et la grêle causent d'importants dommages ; Haiyan frappe les Philippines. *Rapport Sigma* N° 1/2014.
- Tallon, J.-M. & Vergnaud, J.-C. (2007).** Incertitude en économie de l'environnement. Choix privés et attitudes individuelles face à l'incertitude. *Revue Française d'économie*, 22(2), 3–56. <https://doi.org/10.3406/rfec.2007.1647>
- Travers, M., Bonnet, E., Chevé, M. & Appéré, G. (2009).** Risques industriels et zones naturelles estuariennes : une analyse hédoniste spatiale. *Économie & Prévision*, 190-191, 136–158. <https://doi.org/10.3406/ecop.2009.8001>
- Tversky, A. & Kahneman, D. (1973).** Availability: a heuristic for judging frequency and probability. *Cognitive Psychology*, 5(2), 207–232. [https://doi.org/10.1016/0010-0285\(73\)90033-9](https://doi.org/10.1016/0010-0285(73)90033-9)
- Vermont, B. (2015).** Prix des logements : quels facteurs expliquent leur disparité au sein et entre les aires urbaines. Commissariat Général au Développement Durable, *Études et documents* N° 120. <http://www.cohesion-territoires.gouv.fr/IMG/pdf/ed120.pdf>

Formulaire d'état des risques naturels et technologiques de 2006



Etat des risques naturels et technologiques

en application des articles L 125 - 5 et R 125 - 26 du code de l'environnement

1. Cet état des risques est établi sur la base des informations mises à disposition par arrêté préfectoral
n° _____ du _____ mis à jour le _____

Situation du bien immobilier (bâti ou non bâti)

2. Adresse commune code postal

3. Situation de l'immeuble au regard d'un ou plusieurs plans de prévention de risques naturels prévisibles [PPRn]
L'immeuble est situé dans le périmètre d'un PPRn **prescrit** oui ☐ non ☐
L'immeuble est situé dans le périmètre d'un PPRn **appliqué par anticipation** oui ☐ non ☐
L'immeuble est situé dans le périmètre d'un PPRn **approuvé** oui ☐ non ☐
Les risques naturels pris en compte sont :
Inondation ☐ Crue torrentielle ☐ Remontée de nappe ☐
Avalanche ☐ Mouvement de terrain ☐ Sécheresse ☐
Séisme ☐ Cyclone ☐ Volcan ☐
Feux de forêt ☐ autre _____

4. Situation de l'immeuble au regard d'un plan de prévention de risques technologiques [PPRT]
L'immeuble est situé dans le périmètre d'un PPRT **approuvé** oui ☐ non ☐
L'immeuble est situé dans le périmètre d'un PPRT **prescrit *** oui ☐ non ☐
* Les risques technologiques pris en compte sont :
Effet thermique ☐ Effet de surpression ☐ Effet toxique ☐

5. Situation de l'immeuble au regard du zonage réglementaire pour la prise en compte de la sismicité
en application du décret 91-461 du 14 mai 1991 relatif à la prévention du risque sismique, modifié par le décret n°2000-892 du 13 septembre 2000
L'immeuble est situé dans une commune de sismicité zone Ia ☐ zone Ib ☐ zone II ☐ zone III ☐ Zone 0 ☐

pièces jointes

6. Localisation
extraits de documents ou de dossiers de référence permettant la localisation de l'immeuble au regard des risques pris en compte

vendeur/bailleur – acquéreur/locataire

7. Vendeur - Bailleur Nom prénom _____
rayer la mention inutile

8. Acquéreur – Locataire Nom prénom _____
rayer la mention inutile

9. Date _____ à _____ le _____

Le présent état des risques naturels et technologiques est fondé sur les informations mises à disposition par le préfet de département.
En cas de non respect, l'acquéreur ou le locataire peut poursuivre la résolution du contrat ou demander au juge une diminution du prix.
[V de l'article 125-5 du code de l'environnement]